

ESTUDIOS DE LA FUNDACIÓN

SERIE TESIS

EL DESDOBLAMIENTO DE ACCIONES EN EL MERCADO ESPAÑOL:

FACTORES DETERMINANTES Y EFECTOS

María Eugenia Ruiz Molina



FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS



ESTUDIOS DE LA FUNDACIÓN

SERIE TESIS



ESTUDIOS
DE LA FUNDACIÓN

SERIE TESIS



EL DESDOBLAMIENTO DE ACCIONES EN EL MERCADO ESPAÑOL:

**FACTORES DETERMINANTES
Y EFECTOS**

María Eugenia Ruiz Molina



FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

PATRONATO

JUAN R. QUINTÁS SEOANE (*Presidente*)
JOSÉ MARÍA MÉNDEZ ÁLVAREZ-CEDRÓN (*Secretario*)
JOSÉ ANTONIO ARCOS MOYA
JULIO FERMOSE GARCÍA
JULIO FERNÁNDEZ GAYOSO
JOSEP IBERN GALLART
ROBERTO LÓPEZ ABAD
JESÚS MEDINA OCAÑA
RICARD PÀGES FONT
ATILANO SOTO RÁBANOS

Printed in Spain

Edita: FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS (FUNCAS)
Caballero de Gracia, 28, 28013 - Madrid

© FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS (FUNCAS). Todos los derechos reservados. Queda prohibida la reproducción total o parcial de esta publicación, así como la edición de su contenido por medio de cualquier proceso reprográfico o fónico, electrónico o mecánico, especialmente imprenta, fotocopia, microfilm, *offset* o mimeógrafo, sin la previa autorización escrita del editor.

ISBN: 978-84-89116-40-5
Depósito legal: M. 29.219-2008
Imprime: Fernández Ciudad, S. L.

Esta tesis doctoral ha sido distinguida con uno de los
PREMIOS ENRIQUE FUENTES QUINTANA A TESIS DOCTORALES
en la convocatoria 2006-2007

Tesis doctoral presentada en la
Universidad de Valencia
Departamento de Finanzas Empresariales

Dirigida por:
José Emilio Farinós Viñas
C. José García Martín

*La pobreza no viene por la disminución de las riquezas,
sino por la multiplicación de los deseos.*

PLATÓN

*Nuestro conocimiento es necesariamente finito,
mientras que nuestra ignorancia es necesariamente infinita.*

KARL RAIMUND POPPER



AGRADECIMIENTOS

Al finalizar este trabajo, quiero expresar mi más sincero agradecimiento a una serie de personas que, de una u otra forma, han contribuido a que este trabajo haya sido posible:

A José Emilio Farinós y Pepe García, directores de la presente Tesis Doctoral, por su dedicación constante, su paciencia y sus sabias orientaciones.

A Matilde Fernández, Ana M.^a Ibáñez y Paulina Marco, por su inestimable colaboración.

A Julia Suso, Ángel Pardo y Agustín Pinyol, miembros del Tribunal en la lectura del Trabajo de Investigación en el que tiene su origen la presente Tesis Doctoral, por sus comentarios y consejos.

A los profesores Carlos Forner y Mikel Tapia contraponentes en el XI y XIII Foro de Finanzas, respectivamente, así como a los revisores anónimos de diversas publicaciones, por sus valiosos comentarios y sugerencias.

A Juan Hernández, Director de la División de Banca Internacional de Banco de Valencia, por su comprensión y apoyo.

A Juan Carlos Bou y María Luisa Martí, por sus sugerencias y su ánimo.

A mi familia y amigos, entre los que quiero destacar a mis padres, a Enrique y a Eva, a quienes dedico de manera especial este trabajo.



INTRODUCCIÓN GENERAL A LA TESIS DOCTORAL	15
I. MOTIVACIONES PARA LA REALIZACIÓN DE UN <i>SPLIT</i>	27
I.1. TEORÍAS EXPLICATIVAS DE LA REALIZACIÓN DE <i>SPLIT</i>	30
I.1.1. Teoría de la señalización	30
I.1.2. Teoría de la liquidez	33
I.1.3. Teoría del <i>atrincheramiento</i> empresarial	37
I.1.4. Hipótesis del <i>tick</i> relativo óptimo	39
I.1.5. Hipótesis de la opción impositiva	42
I.1.6. Hipótesis de la atención	43
I.1.7. Hipótesis de la eficiencia del mercado	45
I.1.8. Hipótesis del precio psicológico	47
I.1.9. Hipótesis del cambio legislativo o reglamentario	48
I.1.10. Otras teorías	50
I.2. HIPÓTESIS Y DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES	51
I.3. METODOLOGÍA	55
I.3.1. Modelos <i>logit</i> y <i>probit</i>	56
I.3.2. Análisis de supervivencia	57
I.3.3. Análisis automático de interacciones	62
I.4. BASES DE DATOS Y CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA	64
I.5. RESULTADOS	72
I.5.1. Modelos <i>logit</i> y <i>probit</i>	72
I.5.2. Análisis de supervivencia	76
I.5.3. Análisis automático de interacciones	85
I.6. CONCLUSIONES SOBRE LAS MOTIVACIONES PARA LA REALIZACIÓN DE UN <i>SPLIT</i>	93
II. ANÁLISIS DE LOS EFECTOS DE LOS <i>SPLITS</i> A CORTO PLAZO	97
II.1. ANÁLISIS DE LAS RENTABILIDADES A CORTO PLAZO	101
II.1.1. Introducción	101
II.1.2. Metodología	102
II.1.3. Bases de datos	107
II.1.4. Resultados	109
II.1.4.1. Efecto del anuncio del <i>split</i>	109
II.1.4.2. Efecto de la ejecución del <i>split</i>	114
II.1.4.3. Efecto de la repetición del <i>split</i>	120
II.2. ANÁLISIS DE LA VOLATILIDAD A CORTO PLAZO	126
II.2.1. Introducción	126
II.2.2. Muestras y metodología	130
II.2.3. Resultados	132

II.3. ANÁLISIS DE LA LIQUIDEZ A CORTO PLAZO	136
II.3.1. Introducción	136
II.3.2. Muestras y metodología	139
II.3.2.1. Definición de variables	140
II.3.2.2. Contrastes estadísticos	143
II.3.3. Resultados	144
II.3.3.1. Medidas del libro de órdenes	144
II.3.3.2. Medidas relacionadas con la actividad negociadora	149
II.4. CONCLUSIONES SOBRE EL ANÁLISIS DE LOS EFECTOS DE LOS <i>SPLITS</i> A CORTO PLAZO	156
III. ANÁLISIS DE LOS EFECTOS DE LOS <i>SPLITS</i> A LARGO PLAZO	159
III.1. ANÁLISIS DE LAS RENTABILIDADES A LARGO PLAZO	163
III.1.1. Introducción	163
III.1.2. Muestras y metodología	165
III.1.2.1. Método de los rendimientos compuestos	167
III.1.2.2. Método de las rentabilidades acumuladas	170
III.1.2.3. Método del rendimiento anormal mensual medio	171
III.1.2.4. Método de la regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993)	172
III.1.3. Resultados	173
III.1.3.1. Métodos basados en fecha de suceso	173
III.1.3.2. Métodos basados en fecha de calendario	177
III.1.3.3. Análisis por tamaño de la empresa	179
III.2. ANÁLISIS DE LA VOLATILIDAD A LARGO PLAZO	180
III.2.1. Introducción	180
III.2.2. Muestras y metodología	182
III.2.3. Resultados	185
III.3. ANÁLISIS DE LA LIQUIDEZ A LARGO PLAZO	192
III.3.1. Introducción	192
III.3.2. Muestras y metodología	193
III.3.3. Resultados	194
III.4. CONCLUSIONES SOBRE EL ANÁLISIS DE LOS EFECTOS DE LOS <i>SPLITS</i> A LARGO PLAZO	199
CONSIDERACIONES FINALES	203
BIBLIOGRAFÍA	209
ANEXOS	219



INTRODUCCIÓN GENERAL A LA TESIS DOCTORAL

En los últimos años se ha podido observar un incremento considerable del número de operaciones de fraccionamiento de nominal o *splits* de acciones cotizadas en la Bolsa española. En el argot bursátil se utiliza el término *split* para denominar el fraccionamiento de las acciones de una sociedad, canjeando cada una de las acciones antiguas por un número determinado de acciones nuevas¹. Por tanto, el término *split* se utiliza para definir una reducción en el valor nominal de las acciones en la misma proporción que aumenta su número, sin que ello signifique un desembolso adicional para el accionista. En el presente trabajo se utilizarán los términos *split*, *desdoblamiento* y *división de acciones* indistintamente.

Los *splits* no son un nuevo producto de la ingeniería financiera. De hecho gozan de cierta tradición en los mercados financieros estadounidenses. Angel (1997) sitúa el primer *split* en la bolsa estadounidense en abril de 1915; es por ello que se dice que los *splits* son un *fenómeno de posguerra*, pues en los «felices años 20» las divisiones de acciones se convirtieron en una operación muy usual. Esta práctica tan común en el mercado americano, sin embargo, es relativamente reciente en nuestro país. De hecho, el primer desdoblamiento localizado tiene lugar en 1996, al que pronto sigue un gran número de este tipo de operaciones, hasta el punto de que se habla de la «moda de los *splits*» [Merino y Ferrán (1997)]. La mayoría de *splits* realizados en España se concentran entre 1997 y 1999, periodo que ha coincidido con una mayor popularización de la Bolsa entre los pequeños ahorradores, grandes incrementos de las cotizaciones y la sustitución de la peseta por el euro. En aquellos años el mercado de renta variable recibió un gran número de inversores particulares que sustitúan los productos tradicionales de ahorro por las acciones ante la fuerte caída de los tipos de interés, las OPV producto de privatizaciones de empresas públicas (Argentaria, Repsol, Tabacalera, Telefónica) y la salida a Bolsa de populares empresas (Adolfo Domínguez, Telepizza).

Muchas empresas han decidido desdoblar el valor nominal de sus títulos, incluso en más de una ocasión, lo que ha contribuido a la popularización de este tipo de operación entre los inversores². En cambio, en 2000 y 2001 sólo cinco y cuatro empresas, respectiva-

¹ En la Bolsa estadounidense se distingue entre *stock dividends*, *partial stock split* y *stock splits* para definir las operaciones de fraccionamiento del valor nominal con un factor inferior a 1,25, entre 1,25 y 2, y superior a 2, respectivamente. Sin embargo, en España, el factor mínimo de desdoblamiento para un *split* es de 2.

² En EE.UU. el *split* se ha convertido en un fenómeno tan popular para el pequeño inversor que incluso se han creado páginas web de información y aplicaciones encargadas de avisar en el momento que tiene lugar el anuncio de un *split*. La página web *StockSplits.Net* y *Vulcan Communications*, que no sólo avisa del anuncio de *split*, sino que incluso facilita la negociación inmediata del título en cuestión, y *Stock Split Resource Center* y *Right Line Stock Split Report*, de Data Research Corp., que informan a los usuarios de las juntas directivas en las que puede acordarse la realización de un *split*, son algunos ejemplos de ello.

mente, decidieron reducir el valor nominal de sus títulos, mientras que en 2002 y 2003 ninguna lo hizo.

Frente a otras formas de modificar el número o valor nominal de las acciones³, los *splits* no generan flujos netos de caja y no deberían implicar, en teoría, consecuencias económico-financieras para la empresa. No se están inyectando nuevos fondos para acometer proyectos de inversión, ni afecta a la rentabilidad de la compañía. Este fenómeno ha despertado el interés de los investigadores, ya que si el *split* carece de efectos reales, cabe plantearse el estudio de las posibles motivaciones que pueden llevar a la empresa a realizar una operación que le supone incurrir en una serie de costes.

En cuanto a los efectos que pueden percibir los accionistas tras un *split* sobre el comportamiento de los títulos que experimentan este fenómeno, y sobre la Bolsa en general, se pueden encontrar dos grandes posturas enfrentadas: por un lado, los que desde un planteamiento puramente teórico defienden la inexistencia de efectos, y por otro, los que apoyándose en los resultados obtenidos en estudios empíricos observan distintos efectos sobre los títulos desdoblados.

Según la primera postura, los fraccionamientos de acciones deberían tener un efecto nulo sobre la cotización al no ofrecer, aparentemente, ninguna ventaja económica para el accionista, ya que éste disfruta de un mayor número de acciones tras el fraccionamiento, pero la suma de los valores reducidos es igual al valor de las acciones anteriores.

Así, para Calzada y Gómez (1997), el *split* no tiene ninguna consecuencia económico-financiera para la empresa, al dejar invariado el *cash flow* (entendido como recursos generados por la propia empresa, esto es, beneficios, amortizaciones y provisiones), el beneficio, el valor del capital de la empresa, su deuda, el nivel de recursos propios y los derechos de acreedores y accionistas. Sólo tiene el efecto psicológico de que «*lo que ayer era más caro hoy es más barato*»⁴, ya que el precio de las acciones se modifica en la misma proporción que su valor nominal.

Frente a los defensores de la inexistencia de efectos reales de los *splits* sobre el mercado, otros autores se plantean que debe existir alguna explicación racional para estas ope-

³ Otras formas de modificar el número o el valor nominal de las acciones sin desembolso para el accionista son las siguientes:

- a) Capitalización de reservas: se incrementa el número de acciones con el mismo valor nominal.
- b) Reducción del nominal con reparto a los socios de la diferencia (desinversión y pago de efectivo): venta de una parte de la empresa y distribución de la liquidez obtenida entre los accionistas, en forma de dividendos o de recompra de acciones. Tras el reparto, la empresa tiene un patrimonio inferior, y por ello, el valor de la acción debe disminuir, aunque no proporcionalmente a la rebaja de las acciones si la empresa dispone de reservas.
- c) Compra de acciones por parte de la propia empresa para amortizarlas: si las acciones están bien valoradas en el mercado, no debe modificarse el precio de las acciones no amortizadas, pero si la proporción de compras es considerable, el valor de las acciones no amortizadas puede sufrir cambios sustanciales.

⁴ Pág. 18, *op. cit.*

raciones que, aparentemente, no ofrecen beneficios y suponen incurrir en gastos de publicidad, de registro y de transacción, entre otros. Si el *split* consistiese en una simple operación de fraccionamiento del valor nominal de los títulos sin efectos reales, como podría pensarse desde un plano teórico, las empresas no encontrarían ningún incentivo en acometer un proceso que va a suponer incurrir en una serie de costes. El estudio de los motivos que pueden llevar a la empresa a tomar la decisión de realizar un *split* se ha abordado desde dos perspectivas, a saber: el análisis de los distintos factores o motivaciones de los directivos para anunciar el *split* y el contraste de los efectos de este tipo de operación en el mercado.

En cuanto a los factores determinantes o motivaciones, la realización de *splits* por parte de las empresas no ha podido ser explicada a partir de una única teoría. Así, se ha explicado el *split* a través de las teorías de la señalización, de la liquidez, del atrincheramiento empresarial, del *tick* relativo óptimo, de la opción fiscal, de la atención, de la eficiencia de mercado, del precio psicológico, del cambio reglamentario, de la flexibilización de la política salarial y de la facilitación de los procesos de adquisición y fusión con otras entidades extranjeras.

Según la teoría de la señalización [Fama *et al.* (1969)], respaldada por los resultados obtenidos tanto a nivel nacional como internacional, el anuncio de un *split* es acogido positivamente por el mercado, lo que se refleja en incrementos significativos en las rentabilidades de los títulos de las empresas que realizan el desdoblamiento, que es interpretada como un anuncio de futuros incrementos en los dividendos o en los beneficios.

La teoría de la liquidez, por su parte, explica la realización de *splits* como una forma de devolver el precio del título a un nivel de cotizaciones ni demasiado alto ni demasiado bajo (hipótesis del rango óptimo) con respecto al mercado o a su sector con el objetivo de incrementar la liquidez y la actividad negociadora del mismo [Lakonishok y Lev (1987)]. La reducción en la horquilla y los aumentos en profundidad y actividad negociadora encontrados en la literatura son coherentes con esta hipótesis.

La hipótesis del atrincheramiento empresarial [Baker y Gallagher (1980)] sostiene que con el *split* el título se hace más asequible a pequeños inversores y, así, aumenta la heterogeneidad de la base accionarial, lo que facilita el control de la empresa por parte de los directivos. Se encuentra evidencia a favor de esta teoría en el incremento del porcentaje de participación de los pequeños accionistas en perjuicio de los inversores institucionales, así como el incremento de la volatilidad.

La hipótesis del *tick* relativo óptimo sostiene que mediante el *split* los directivos tratan de aumentar el tamaño del *tick* con respecto al precio del título para fomentar así la negociación de las acciones de la empresa [Angel (1997)]. Incrementos significativos en el *tick* relativo, la volatilidad de las rentabilidades, el volumen de negocio y las órdenes límite frente a las órdenes de mercado, así como la reducción del número de cancelaciones de órdenes son interpretados como prueba de esta hipótesis.

La hipótesis fiscal o de la opción impositiva [Lamoureux y Poon (1987)] sostiene que los inversores se interesan por activos de elevada volatilidad que les permitan pérdidas a corto plazo que compensen las ganancias a largo plazo incrementando así su rentabilidad después de impuestos. Los directivos pueden decidir la realización de un *split* para aumentar la ventaja fiscal de sus títulos y atraer nuevos inversores. El incremento de la volatilidad de las rentabilidades, el aumento del volumen de negocio y el incremento en el número de inversores individuales, que suelen estar situados en niveles impositivos más altos, son considerados para contrastar esta hipótesis.

La hipótesis de la atención o de la empresa olvidada [Arbel y Swanson (1993)] sostiene que los directivos utilizan los *splits* para atraer la atención de los analistas financieros y reducir los niveles de asimetría informativa. La relación negativa entre el tamaño de la empresa y las rentabilidades anormales en el anuncio, el incremento en el número de analistas que sigue a la empresa y la revisión al alza de sus predicciones de beneficios futuros tras el anuncio de *split* se consideran un apoyo empírico a esta teoría.

Según la hipótesis de la eficiencia del mercado [Fama (1998)], la presencia de rentabilidades extraordinarias a largo plazo en los títulos que han experimentado un *split* frente a una muestra de control se ha considerado como consecuencia de la ineficiencia del mercado. Los directivos pretenderían, mediante la realización de un *split*, aprovechar la ineficiencia del mercado para aumentar la capitalización de la empresa y su visibilidad.

La hipótesis del precio psicológico [So y Tse (2000)] hace referencia a ciertos comportamientos irracionales de los inversores, estudiados fuera de la teoría financiera convencional. Algunos inversores consideran que los títulos de mayor precio pueden caer más que los de baja cotización o que éstos disponen de mayor margen para revalorizarse. Así, ante la realización de un *split*, los inversores interpretan que se permite que la cotización del título se aleje de sus máximos históricos de forma que el valor tenga mayor margen para revalorizarse y mejore, con ello, su cotización futura. Según esta teoría, las empresas doblan el valor nominal de sus títulos cuando su precio alcanza determinado nivel o se aleja significativamente de la media del mercado.

Por otra parte, los *splits* han sido explicados por la literatura como una reacción ante los cambios en la operativa del mercado. Así, se observan oleadas de *splits* tras cambios en el *tick* establecido en el mercado [Kunz y Majhsensek (2002)], cambios en la unidad de cuenta [Yagüe (2001)], cambios en el valor nominal mínimo [Bley (2002); Kunz y Majhsensek (2002); Wulff (2002)] y cambios en la legislación fiscal [Lamoureux y Poon (1987)].

Por último, se ha justificado la realización de *splits* como una forma de flexibilizar la política retributiva de la empresa y de aumentar el atractivo de la empresa para la inversión extranjera [Kunz y Majhsensek (2002)], si bien estas teorías no se han contrastado empíricamente.

Con el fin de contrastar la validez de las teorías arriba expuestas, existe un gran número de estudios dedicados a analizar los efectos de los *splits* en distintos mercados y, de esta manera, inferir las motivaciones de los directivos para desdoblar el valor de sus títulos. La evidencia sobre el fenómeno *split* en el mercado español comprende los trabajos de Gómez (1998 y 2001) y Yagüe (2002a), que analizan principalmente los efectos sobre las rentabilidades; Reboredo (2000 y 2003), que analiza los efectos sobre precios, volatilidad, volumen de negociación y profundidad; Brito (1999), Yagüe (2001 y 2004), Yagüe y Gómez (2000, 2002 y 2005), que se centran en los efectos de los *splits* españoles sobre la liquidez; y Yagüe (2002b) y Menéndez y Gómez (2003), que tratan de identificar las motivaciones para la realización de este tipo de operaciones.

Los resultados obtenidos en la extensa literatura que estudia los efectos del *split* en distintos mercados destacan, por lo general, la existencia de rentabilidades anormales positivas significativas alrededor de las fechas de anuncio y de ejecución del *split*, incrementos en la volatilidad, así como comportamientos significativos en distintas medidas indicadores de la liquidez y de la actividad negociadora de los títulos afectados tanto a corto como a largo plazo.

La hipótesis de la liquidez ha sido considerada como la mejor teoría que explica la realización de *splits* según diversas encuestas a directivos y distintos estudios empíricos. Sin embargo, otros estudios señalan como principal motivación para la realización de *splits* la señalización de futuros beneficios y la adaptación a los cambios legales y reglamentarios. Se encuentra, asimismo, evidencia que apoya distintas explicaciones de forma simultánea.

En concreto, existe amplia evidencia empírica acerca de la presencia de rentabilidades anormales significativas en los días alrededor del anuncio de un *split* y alrededor de la fecha de ejecución del mismo. Por otra parte, se ha observado para el mercado estadounidense que el comportamiento de las rentabilidades a corto plazo difiere significativamente para el primer *split* realizado por la empresa y los ejecutados con posterioridad, al ser interpretado este tipo de operación como un hecho recurrente.

Diversos trabajos, por otra parte, coinciden al observar incrementos significativos en la volatilidad tras un *split* en las bolsas estadounidense, canadiense, alemana y española.

Por lo que se refiere a la liquidez, si bien los directivos declaran en distintas encuestas que el principal objetivo para realizar un *split* es mejorar la liquidez de las acciones de la empresa, la evidencia empírica muestra que la ejecución de un *split* es seguida por un incremento de la horquilla relativa, una reducción de la profundidad y variaciones significativas en el volumen y en diversas medidas de la actividad negociadora. En concreto, al comparar los periodos pre- y post-*split* se observan incrementos en el número de accionistas de las empresas que fraccionan el nominal de sus títulos, un incremento considerable de la actividad negociadora de los pequeños inversores, una reducción del volumen negociado y un incremento de la horquilla relativa tras el *split*. Estos resultados no apoyan la teoría de la liquidez.

Por lo que se refiere a los efectos a largo plazo de los *splits*, la evidencia empírica no resulta concluyente. En cuanto a las rentabilidades a largo plazo, mientras que en algunos estudios no observan un comportamiento anómalo de las rentabilidades en los meses posteriores al *split*, otros señalan rentabilidades anormales significativas incluso varios años después de la ejecución de la operación.

Por otra parte, la escasa evidencia empírica acerca de la evolución a largo plazo de las volatilidades tras la operación de desdoblamiento indica que los incrementos en las volatilidades observados tras un *split* en el corto plazo persisten a lo largo del tiempo.

Por último, en cuanto a los efectos a largo plazo de los *splits* sobre la liquidez, mientras que algunos trabajos observan una reducción significativa en el número de acciones negociadas y en el volumen de negociación un año después de la operación de desdoblamiento, otros no detectan efectos permanentes sobre el volumen negociado o incluso señalan incrementos en el volumen negociado y el número de transacciones dos años después de la ejecución.

El objetivo del presente trabajo, por lo tanto, es doble: en primer lugar, identificar los factores determinantes de la realización de un *split*, garantizando la robustez de los resultados obtenidos, y, en segundo lugar, contrastar la existencia de efectos en los mercados, tanto a corto como a largo plazo, tras el anuncio y la ejecución de este tipo de operaciones.

Para ello, contrastaremos distintas motivaciones para la realización de *splits* a partir de una muestra más amplia y a través de nuevos análisis no acometidos por la literatura previa para el caso español con el fin de garantizar la robustez de los resultados obtenidos respecto de la muestra y de la metodología.

Por otra parte, en los estudios previos no se contaba con un horizonte temporal suficientemente amplio para abordar el análisis de los efectos de los *splits* a largo plazo en la Bolsa española. En el presente estudio analizamos los efectos sobre la rentabilidad, la volatilidad y la liquidez a largo plazo, a través de métodos adecuados para horizontes temporales amplios.

Para abordar el primero de los objetivos planteados se procederá, en el primer capítulo, a describir las principales teorías explicativas de la realización de un *split* y contrastar las más relevantes para el caso español a partir de distintas metodologías, siendo algunas de ellas alternativas a los modelos tradicionalmente empleados en la literatura financiera.

Los factores determinantes considerados en el presente trabajo para contrastar las distintas teorías son: el futuro incremento de los dividendos de la empresa (teoría de la señalización); la liquidez de sus títulos, la desviación del precio con respecto a la media del sector, el incremento experimentado en los precios en el año anterior, y la consecución de un máximo histórico (teoría de la liquidez); la volatilidad de las rentabilidades (hipótesis del *atrincheramiento* empresarial); el tamaño de la empresa (hipótesis de la atención); y la adaptación del valor nominal de los títulos al euro.

Para garantizar la robustez de los resultados se utilizarán diversos métodos que tratan de contrastar la significatividad de distintas variables predictoras sobre la probabilidad de realizar o no un *split*, a saber: *probit*, *logit*, el método Kaplan-Meier, el modelo de riesgos proporcionales de Cox y el análisis automático de interacciones. Los distintos métodos empleados, si bien parten de supuestos teóricos distintos, permiten contrastar la significatividad de las distintas motivaciones consideradas para la decisión de realizar un *split* y, en este sentido, sus resultados pueden considerarse complementarios.

Los resultados obtenidos nos indican que los *splits* son un instrumento que los directivos de la empresa utilizan para enviar señales al mercado y para devolver el precio a un rango de negociación óptimo, en apoyo de las hipótesis de la señalización y de la liquidez, respectivamente.

En general, tanto para la muestra completa como para la submuestra de primeros *splits*, los distintos métodos considerados ofrecen resultados consistentes. En concreto, resultan significativas las variables relativas al incremento en los dividendos, la desviación del precio con respecto a la media del sector y la consecución de un máximo histórico, mostrando los signos que predicen las teorías de la señalización y del rango óptimo.

Para la submuestra de *splits* subsiguientes, sin embargo, las motivaciones no parecen tan evidentes, ya que los resultados dependen en gran medida del método utilizado y de la definición de la variable relativa a la adaptación al euro. Estos resultados pueden venir condicionados por el reducido tamaño muestral.

Una vez investigados los motivos para la realización de un *split* y confirmada la robustez de dichos resultados, abordamos el segundo objetivo de la presente Tesis Doctoral: el estudio de los efectos de los *splits* sobre la rentabilidad, la volatilidad y la liquidez de los títulos en el mercado tanto a corto como a largo plazo. Aunque, como se ha comentado anteriormente, en teoría el *split* carece de efectos, se han detectado comportamientos anormales en la distribución de las rentabilidades y la liquidez tras este tipo de operación.

En el segundo capítulo se examinan los efectos de los *splits* a corto plazo sobre la rentabilidad, la volatilidad y la liquidez de los títulos. En primer lugar, contrastamos la presencia de rentabilidades anormales alrededor del anuncio y de la ejecución del *split* para la Bolsa española y la existencia de diferencias significativas entre el comportamiento de las rentabilidades alrededor del anuncio y la ejecución del primer desdoblamiento y el que se observa en *splits* subsiguientes.

Los resultados obtenidos están de acuerdo con la literatura, ya que se observa la presencia de rentabilidades anormales positivas significativas en los días siguientes al anuncio y a la ejecución de un *split*, no apreciándose un comportamiento significativamente distinto entre las rentabilidades alrededor del primer anuncio de *split* y los realizados con posterioridad. La presencia de rendimientos anormales alrededor del anuncio y la relación de su magnitud con el factor del *split* se han interpretado como apoyo a la teoría de la señaliza-

ción, mientras que los rendimientos anormales alrededor de la ejecución del *split* parecen deberse a un fenómeno de microestructura de mercado, concretamente al ajuste del precio debido a la imperfecta divisibilidad entre el precio y el factor de desdoblamiento.

Con el propósito de completar el estudio de los efectos de los *splits* sobre la distribución de las rentabilidades, se analiza el impacto del *split* en la volatilidad de los rendimientos. En concreto, al contrastar la existencia de variaciones significativas en las volatilidades tras la realización de un *split*, se observan incrementos significativos de las volatilidades tras el *split*, con independencia del factor de desdoblamiento, del tamaño de la empresa, y de si se trata del primer *split* de la empresa o de otros posteriores.

Para finalizar el estudio de la incidencia del *split* sobre la liquidez a corto plazo, comparamos los valores pre- y post-*split* de la horquilla, la profundidad, el volumen negociado, el número de transacciones, el tamaño medio de transacción y el número de días sin negociación. Como resultado se obtiene un incremento en el número de transacciones, una reducción en el número de días sin negociación, un incremento de la horquilla relativa, una caída de la profundidad y del volumen y una reducción del tamaño medio de transacción. Estos resultados están de acuerdo con la evidencia empírica internacional y no permiten apoyar la hipótesis de la liquidez.

El tercer y último capítulo se dedica al estudio de los efectos del *split* en el largo plazo. En concreto, analizamos los horizontes temporales de uno, dos y tres años tras la ejecución del *split*. Para ello, debido a la influencia de la metodología utilizada en el cálculo de las rentabilidades a largo plazo, el rendimiento a largo plazo se calcula tanto en fecha de suceso como en fecha de calendario. En el primer caso, se emplea el método de los rendimientos compuestos y el método de las rentabilidades acumuladas. En el segundo caso, se utiliza el método del rendimiento mensual medio y el método de la regresión del modelo de Fama y French (1993).

La evidencia obtenida indica que no se observan rendimientos anormales significativos durante los tres años siguientes a la ejecución del *split*, con independencia del tamaño de la empresa.

Por lo que se refiere a los efectos a largo plazo sobre la volatilidad, como resultado de nuestro análisis para el mercado continuo español, no se observa un incremento de la variabilidad de las rentabilidades significativamente superior para los títulos desdoblados en comparación con el mercado en general en los tres años siguientes al *split*. Por tanto, los incrementos en las volatilidades observados en el corto plazo no se mantienen un año después del suceso.

Respecto de los efectos de los *splits* sobre la liquidez a largo plazo, si bien doce meses después del *split* se observa una caída significativa en la horquilla absoluta, el volumen negociado y el tamaño medio de transacción, así como un aumento en el número de transacciones con respecto al nivel previo a la operación, ninguna de las variables analiza-

das, a excepción de la horquilla absoluta, muestra una variación significativa en los tres años siguientes al *split*. El resultado obtenido para la horquilla absoluta no es extraño, dada la definición de la variable.

Por último, y a la vista de los resultados obtenidos, se extraen las principales conclusiones sobre los factores determinantes de la realización de *splits* y sus efectos sobre el mercado español. En términos generales, los resultados apoyan la evidencia empírica internacional y apuntan a la teoría de la señalización y del atrincheramiento empresarial como principales explicaciones de la realización de *splits* en la bolsa española.



MOTIVACIONES PARA LA REALIZACIÓN DE UN *SPLIT*



A partir de los efectos observados en los mercados tras la ejecución de los desdoblamientos de acciones, algunos estudios han tratado de inferir las posibles motivaciones de los directivos para la decisión de realizar este tipo de operación. Otros trabajos han tratado de contrastar distintas teorías explicativas de los *splits* a partir de modelos que describen la situación del título de la empresa en el momento de tomar la decisión de anunciar el desdoblamiento de nominal.

El presente capítulo aborda dos objetivos. En primer lugar, contrastamos la robustez de la significatividad de una serie de motivaciones para realizar un *split* que se presume pueden ser relevantes para tomar dicha decisión en el caso español, a saber: la señalización de beneficios futuros, la teoría de la liquidez, la hipótesis del atrincheramiento empresarial, la hipótesis de la atención y la adaptación del valor nominal de título al euro. Frente a los trabajos previos sobre las motivaciones de los directivos españoles para la realización de *splits*, el presente estudio considera una muestra más amplia, incluye teorías explicativas adicionales y utiliza diversos métodos para garantizar la robustez de los resultados. El segundo objetivo planteado es caracterizar a las empresas que realizan *splits*, identificando los valores críticos de las variables consideradas a partir de los cuales se decide desdoblar el nominal de los títulos.

Como resultado, los diferentes métodos coinciden al señalar la significatividad de las variables relativas al incremento en los dividendos futuros, la diferencia del precio con respecto a la media del sector y la consecución de un máximo histórico para la muestra total y la submuestra de primeros *splits*. Así, lo que caracteriza a las empresas que anuncian un *split* es el incremento del dividendo en el ejercicio siguiente, el precio del título por encima del precio medio de su sector y la consecución de un máximo histórico en el año previo al *split*. Estos resultados se encuentran en la línea de la teoría de la señalización y de la hipótesis del rango óptimo.

Para la submuestra de *splits* subsiguientes, sin embargo, los resultados no permiten identificar un patrón claro de comportamiento en las variables relativas a los títulos desdoblados.

Para conseguir el doble objetivo propuesto, el presente capítulo se estructura como sigue. En el epígrafe I.1 se revisan las principales teorías explicativas de la realización de *splits*. En el epígrafe I.2 se exponen las hipótesis a contrastar y la definición de las variables utilizadas. En el apartado I.3 se describe la metodología utilizada. Las bases de datos y las

principales características de la muestra son comentadas en el epígrafe I.4. A continuación se exponen los resultados obtenidos y, por último, se extraen las principales conclusiones en los epígrafes I.5 y I.6, respectivamente.

I.1. TEORÍAS EXPLICATIVAS DE LA REALIZACIÓN DE *SPLITS*

Si el desdoblamiento de acciones es una operación sin efectos reales, como se sostiene desde un punto de vista teórico, cabe plantearse qué motivaciones puede haber detrás de la decisión de la empresa de desdoblar el valor nominal de sus títulos, sabiendo que dicha operación le va a suponer incurrir en una serie de costes. La literatura sobre el fenómeno *split* ha tratado de contrastar diferentes teorías explicativas de las motivaciones que puede tener una empresa a la hora de desdoblar el valor nominal de sus títulos. En este epígrafe presentamos dichas teorías, que tratan de explicar la realización de *splits* en función de distintas motivaciones de los directivos (la teoría de las señales, el motivo liquidez, el objetivo atrincheramiento empresarial, la hipótesis del *tick* relativo óptimo, la opción impositiva, la hipótesis de la atención y la teoría del precio psicológico), o a partir de las condiciones del mercado (la hipótesis sobre la eficiencia del mercado, y el *split* como respuesta ante cambios en la operativa del mercado). Para la contrastación de tales teorías, los distintos trabajos se basan en la existencia de variaciones significativas en la distribución de las rentabilidades, diversas medidas de liquidez y de la actividad negociadora, y la composición del accionariado tras el anuncio y ejecución de este tipo de operaciones.

Si bien todas las teorías parecen plausibles, no hay todavía un consenso sobre cuál de ellas (si es que hay alguna) es correcta [Easley *et al.* (2001)]. Estas teorías son con frecuencia demasiado amplias y sus implicaciones son difíciles de especificar.

■ I.1.1. TEORÍA DE LA SEÑALIZACIÓN

El valor de mercado de la empresa se determina según la estimación que los inversores establecen, en función de los datos públicamente disponibles en cada momento, sobre los flujos de fondos que esperan percibir y el riesgo de su obtención. Por su parte, los directivos poseen información más completa y exacta sobre la rentabilidad futura de la empresa. Esta *asimetría informativa* entre el mercado y la empresa puede provocar la aparición de problemas de selección adversa como consecuencia de las dificultades de los inversores para verificar y evaluar la información proporcionada por los directivos, debido al interés que éstos pueden encontrar en comunicar únicamente la información que les es más favorable e incluso hacer pasar por favorable la que no lo es.

La infravaloración de los títulos perjudica tanto a los accionistas como a los directivos, ya que su remuneración, prestigio, estabilidad laboral, etc. dependen del valor de mercado de la empresa (Teoría de la Agencia). Por este motivo, los directivos de empresas infravaloradas tratarán de comunicar toda la información positiva de la que disponen y no conocida por el mercado para que los precios de las acciones se ajusten a su verdadero valor.

Así, la Teoría de la Señalización Financiera, planteada en el contexto de los *splits* por Fama *et al.* (1969), postula que las decisiones directivas pueden actuar como señales informativas, de forma que a través de ellas los inversores inferirán las expectativas de los directivos sobre la empresa. Según esta teoría, los directivos se sirven de decisiones financieras (en este caso, *splits*) para reducir la asimetría informativa y enviar información favorable sobre las expectativas futuras de la empresa al mercado, antes sólo conocida a nivel privado, atrayendo así un mayor interés y nuevos inversores a la empresa [Brennan y Copeland (1988)], dando una imagen fuerte de la misma [McGough (1993)].

Un *split* supone una reducción del precio unitario del título que permite un mayor margen futuro de revalorización. El factor de desdoblamiento que eligen los gerentes dependerá de la información que deseen transmitir a los mercados acerca de las expectativas de beneficios futuros de la empresa [McNichols y Dravid (1990)]. Confirmando esta hipótesis, Conroy *et al.* (1999) señalan que las rentabilidades extraordinarias son considerablemente superiores cuando los accionistas son sorprendidos por un factor de *split* mayor del esperado. Ante esta situación, los analistas financieros incrementan sus predicciones sobre beneficios. Conroy *et al.* (1999) van más allá afirmando que el precio retardado, esto es, el nivel de precios tras el *split* anterior, con algunos ajustes para adecuarlo a las condiciones actuales del mercado, es el factor más importante para los inversores a la hora de formar sus expectativas.

Dentro de esta teoría de la señalización se distinguen dos posibles explicaciones:

- La **teoría de los dividendos**, que sostiene que el mercado interpreta los *splits* como anuncios de incrementos en los dividendos futuros. Fama *et al.* (1969), Lakonishok y Lev (1987) y McNichols y Dravid (1990) constatan la existencia de incrementos en los dividendos de las firmas que realizan *splits*, mientras que Grinblatt *et al.* (1984) y Asquith *et al.* (1989) llegan a la conclusión de que la reacción del mercado a los anuncios de *split* no parece anticipar incrementos de dividendos en el corto plazo.
- La **teoría de los beneficios**, que postula que los inversores interpretan los *splits* como señales enviadas por los directivos para transmitir información respecto a expectativas positivas y beneficios futuros de la empresa. Esta teoría se ve respaldada por el hecho de que el anuncio de un *split* se ve normalmente precedido de un periodo de incrementos significativos en los precios [Grinblatt *et al.* (1984); Lakonishok y Lev (1987); McNichols y Dravid (1990)] y las empresas que realizan *splits* experimentan incrementos significativos de sus rentabilidades antes [Asquith *et al.* (1989)] y después del *split* [Pilotte (1997a); Elfakhani y Lung (2003)]. Según As-

quith *et al.* (1989), la reacción del mercado está positivamente relacionada con los cambios en los beneficios previos al *split* y no con los observados tras el *split* y, por ello, concluyen que a través de estos anuncios, los directivos, más que señalar mejoras futuras en los beneficios, pretenden indicar que los incrementos pasados son de carácter permanente y no transitorio.

La reacción positiva de los precios ante el anuncio de un *split* indica que tal noticia se considera información positiva y es, por ello, coherente, con la hipótesis de señalización [Fama *et al.* (1969); Grinblatt *et al.* (1984); Lamoureux y Poon (1987); Asquith *et al.* (1989); McNichols y Dravid (1990); Ikenberry *et al.* (1996); Rankine y Stice (1997); Wulff (2002)]. Para el caso español, Yagüe (2002a) señala que el nivel de asimetría informativa se encuentra negativamente relacionado con las rentabilidades generadas por el anuncio. Esta relación es interpretada por el autor en el sentido de que los *splits* sirven como señales informativas fundamentalmente para aquellas empresas de las que se dispone de menor información pública, como es el caso de las pequeñas empresas. Por otra parte, el autor concluye que cuanto mejor es el comportamiento de los precios en el periodo anterior al *split*, menor es la reacción ante el anuncio. De ello Yagüe infiere que el efecto sobre los precios es menor porque las rentabilidades ajustadas previas indicarían que la información privada se ha filtrado antes del anuncio.

Sin embargo, para que un instrumento de señalización sea válido y las decisiones directivas constituyan señales creíbles y útiles, debe existir un coste significativo asociado a enviar falsas señales, de forma que se desincentive la utilización del mecanismo de señales cuando las expectativas no sean realmente positivas [Leyland y Pyle (1977)]. El coste debe ser decreciente con el valor de la empresa, o mayor cuanto menor sea el valor de la información transmitida, de forma que se evite que las empresas con peores expectativas puedan imitar las señales enviadas al mercado por las empresas con buenas expectativas. Según Fama *et al.* (1969), el «castigo» se traduce en los costes fijos que suponen los costes de intermediación que incrementan los costes unitarios de negociación de los títulos de bajo precio. Ikenberry *et al.* (1996) observan que 52 empresas de los 1275 *splits* que integran su muestra experimentan un largo periodo de rentabilidades negativas, hecho que los autores asocian con un envío de falsas señales al mercado por parte de ciertas empresas. Por otra parte, además de costes de tipo administrativo, legal y de transacción, la toma de esta decisión financiera por compañías sobrevaloradas implica una serie de costes de carácter indirecto como la pérdida de prestigio asociada a la emisión de señales falsas, imposibilitando su utilización en un futuro. Del mismo modo, supondría una caída del precio por debajo del rango de negociación considerado óptimo. Sin embargo, los *splits*, a diferencia de los dividendos en acciones, no están asociados a una reducción en los beneficios retenidos, que podría actuar como coste de la señalización, como sugieren Grinblatt *et al.* (1984). Por el contrario, Lamoureux y Poon (1987) argumentan que dicho coste no existe, y que un *split* podría ser interpretado incluso como una señal negativa, esto es, que la dirección considera que el título ha alcanzado su nivel más alto.

La teoría de la señalización ha sido criticada por diversos motivos. En primer lugar, distintos trabajos observan, bien un aumento del componente de selección adversa de la horquilla tras el *split* [Ferris *et al.* (1995); Desai *et al.* (1998)], bien una ausencia de variaciones significativas [Easley *et al.* (2001); Yagüe y Gómez (2002)], por lo que no se encuentra apoyo a la reducción de las asimetrías informativas.

En segundo lugar, no se observa un cambio sistemático en el ambiente informativo de los títulos tras el *split*. Según Easley *et al.* (2001), este fenómeno no se encuentra asociado a un cambio en la frecuencia de los sucesos informativos, y tampoco se evidencian cambios significativos en la distribución de los sucesos positivos y negativos. Por otra parte, si la información revelada por el *split* no era conocida por los agentes informados privadamente (sino que quizás sea sólo conocida por los *insiders* para los que está restringida la negociación), entonces sería posible que el *split* no cambiase la estructura de información privada, lo que lleva a los autores a concluir que los desdoblamientos de acciones no contribuyen reducir el nivel de asimetría informativa.

En tercer lugar, algunos estudios observan que las rentabilidades extraordinarias obtenidas alrededor del anuncio de distribución de dividendos en acciones se encuentran positivamente correlacionadas con el incremento de los beneficios en los dos años siguientes, pero no se observa tal relación para los *splits* [Rankine y Stice (1997); Huang *et al.* (2006)]. Para el caso español, Yagüe (2002a) observa que sólo los beneficios por acción en el periodo posterior al anuncio se encuentran significativamente correlacionados con la reacción del mercado, aunque de forma negativa, a diferencia de Pilotte (1997a), que observaba que la reacción del mercado se encontraba positivamente correlacionada con los incrementos en la cifra de beneficios posteriores al *split*.

Por último, algunos trabajos no detectan rentabilidades anormales significativas [Bley (2002); Kunz y Majhsensek (2002)], o incluso observan una caída en las rentabilidades tras el *split* [Reboredo (2000 y 2003)], lo que sería contrario a la hipótesis de la señalización.

■ 1.1.2. TEORÍA DE LA LIQUIDEZ

La liquidez o coste de inmediatez es definida por Hicks (1946) como la facilidad o rapidez con que un instrumento financiero puede ser convertido en dinero. Esta cualidad es valorada muy positivamente por los inversores, ya que un activo líquido puede ser negociado al precio de mercado existente en un determinado momento de forma rápida y a bajo coste [Amihud y Mendelson (1987)]. La teoría de la liquidez explica los *splits* como una forma de aumentar la liquidez, la actividad negociadora y devolver el valor del título a un rango normal de precios (hipótesis del rango óptimo) para aumentar así su volumen de negocio. Lakonishok y Lev (1987), a pesar de encontrar evidencia para apoyar la teoría de

la señalización, consideran que la motivación más importante para los directivos a la hora de realizar un *split* es ajustar los precios a este nivel normal o aceptable. Un precio demasiado alto desanima al pequeño inversor, mientras que un precio demasiado bajo erosiona la confianza de la empresa con respecto a los competidores.

Baker y Gallagher (1980) y Baker y Powell (1993) realizan sendas encuestas entre directivos financieros de sociedades cotizadas en el NYSE y en el AMEX, a los que les plantean distintas afirmaciones sobre los desdoblamientos de acciones para que indiquen su grado de acuerdo o de desacuerdo. Ambos estudios muestran claramente que la razón mayoritariamente alegada por estos gerentes es la reducción de la cotización de sus acciones hasta el rango de negociación preferido para facilitar su adquisición a los pequeños inversores e incrementar así el número de accionistas. En dichas encuestas, los directivos señalan en segundo lugar como motivo para realizar *splits* la mejora de la liquidez de los títulos, por delante de otros motivos citados, como es que los *splits* permiten transmitir al mercado las expectativas gerenciales favorables sobre el futuro de la empresa (hipótesis de la señalización).

La variable más utilizada en los estudios empíricos para contrastar la teoría de la liquidez es el factor del *split*, esto es, el número por el que se ve fraccionado el nominal o, lo que es lo mismo, el número por el que se ve multiplicado el volumen de acciones en circulación tras el *split*⁵. Esta medida se basa en la teórica existencia, señalada por McGough (1993), de un rango de precios óptimo para cada título, de forma que el precio no debe ser ni demasiado alto ni demasiado bajo con respecto al resto de valores de su mismo sector.

La reacción del mercado es mayor cuanto mayor es la desviación del factor elegido con respecto al que cabría esperar según la hipótesis del rango de negociación óptimo [McNichols y Dravid (1990), Conroy y Harris (1999)]. En apoyo de esta teoría se ha observado que el factor de desdoblamiento se encuentra positivamente relacionado con el precio pre-*split*⁶ [Conroy *et al.* (1990); Yagüe (2002a)] y negativamente con el tamaño de la empresa [Yagüe (2002a)]. Estos resultados son consistentes con la idea de que las empresas dividen sus títulos para resituar el precio en un rango determinado de precios, que suele ser más alto para las empresas de mayor tamaño.

Para distintos sectores existen valores de referencia en cuanto a los precios de los títulos [Lakonishok y Lev (1987)]. De acuerdo con la teoría del rango óptimo, los directivos

⁵ Se utiliza el factor de desdoblamiento para contrastar la hipótesis del rango óptimo, englobada dentro de la teoría de la liquidez.

⁶ De forma análoga, para el caso de los fondos de inversión, los *splits* suelen realizarse en fondos con altos precios tras un periodo de altas rentabilidades y el factor del *split* está relacionado con la desviación del precio del fondo con respecto al precio medio del resto de fondos, quedando los precios post-*split* por debajo de la media de otros fondos [Rozeff (1998)].

se guían por el precio medio de mercado y, en menor medida, la media de precios del sector a la hora de determinar el tamaño del *split*, de forma que, cuanto mayor es la desviación del precio pre-*split* del título con respecto a estos precios de referencia, mayor es el factor del *split* [Lakonishok y Lev (1987); Conroy *et al.* (1990)]. Ikenberry *et al.* (1996) y Gómez (2001) consideran adicionalmente los precios de títulos de empresas de tamaño similar como determinantes importantes del factor del *split*. Fama *et al.* (1969) y Lakonishok y Lev (1987) observan incrementos anormales significativos en los precios antes del *split* y una acentuación de la diferencia con respecto a los precios de un grupo de control conforme se acerca la fecha de anuncio, lo que ha llevado a estos autores a concluir que el *split* constituye una forma de devolver la cotización del título a un rango de precios óptimo. En la misma línea, Menéndez y Gómez (2003) concluyen que la teoría de la liquidez, en concreto, la desviación del precio del título con respecto a la media del mercado, es el factor que mejor explica la realización de *splits* en la Bolsa española.

Distintas variables relativas a la actividad negociadora han sido estudiadas para contrastar la hipótesis de la liquidez. Así, por ejemplo, diversos trabajos han comparado la profundidad antes y después de un *split*, señalando un incremento significativo del número de acciones en términos absolutos disponibles para comprar o vender a los mejores precios de demanda y oferta [Brito (1999); Gómez (1999); Reboredo (2003)], si bien se detecta una reducción significativa de la profundidad ajustada por el factor del *split* [Lipson (1999); Yagüe y Gómez (2002; 2005)].

La evidencia empírica relativa a los efectos de la ejecución de *splits* sobre otras variables relativas a la actividad negociadora, como el volumen de negociación, no resulta concluyente. Mientras que algunos trabajos señalan incrementos en el volumen de negociación [McNichols y Dravid (1990); Wulff (2002)], otros obtienen reducciones significativas [Copeland (1979); Murray (1985); Lakonishok y Lev (1987); Lamoureux y Poon (1987); Conroy *et al.* (1990); Defeo y Jain (1991); Maloney y Mulherin (1992); Ferris *et al.* (1995); Arnold y Lipson (1997); Desai *et al.* (1998); Koski (1998); Lipson (1999); Yagüe y Gómez (2000); Bley (2002)], o no varía de forma sustancial [Lipson (1999); Kunz y Majhsensek (2002); Angel *et al.* (2004)]. Estos últimos resultados parecen contradecir la hipótesis de que los *splits* sean motivados por un deseo de conseguir títulos más líquidos.

Por otra parte, se piensa generalmente que los *splits* crean mercados más amplios para los títulos. Después del *split* el número de accionistas crece, según constatan Lamoureux y Poon (1987), Lakonishok y Lev (1987), Conroy *et al.* (1990), Maloney y Mulherin (1992) y Mulkerji *et al.* (1997), simplemente porque un inversor individual puede comprar o vender total o parcialmente su paquete de acciones con mayor facilidad. Asimismo, se observa que el *split* lleva a un incremento significativo en el número de transacciones diarias, en especial, órdenes de compra [Maloney y Mulherin (1992); Kryzanowski y Zhang (1996); Muscarella y Vetsuypens (1996); Arnold y Lipson (1997); Desai *et al.* (1998); Lipson (1999); Wulff (2002); Gray *et al.* (2003)] aunque éstas son, por lo general, más reduci-

das en términos de número de acciones⁷ [Lamoureux y Poon (1987)]. Este incremento en el número de transacciones es observado incluso dos años después del *split* [Elfakhani y Lung (2003)].

Por lo que se refiere a los costes de negociación, la literatura ha estudiado los costes de transacción y la horquilla de precios. En primer lugar, frente a la hipótesis de la señalización, Amihud y Mendelson (1987) interpretan los incrementos en la rentabilidad tras un *split* como consecuencia de las menores comisiones de intermediación y gastos de transacción, calculados en base al precio del título. Si se reduce el precio de un título al realizar un *split*, mejora de esta forma su nivel de liquidez, según Baker y Gallagher (1980), al hacerlo más asequible para los inversores. El rango óptimo de precios en el que se pretende situar el precio del título tras el *split* se considera un término medio entre los deseos de grandes inversores e inversores institucionales que desean minimizar los costes de intermediación (costes fijos por acción), lo que logran si los precios son muy altos, y los deseos de los pequeños inversores, que quieren minimizar los costes fijos a los que se enfrentan por negociar con un número de acciones reducido⁸. Copeland (1979) observa que las comisiones pagadas por los pequeños inversores se incrementan en el periodo post-*split* en un promedio de un 27.51%, lo que es interpretado por el autor, junto al descenso del volumen de negocio, como reflejo de la caída en la liquidez de los títulos que realizan *splits*.

En segundo lugar, otro aspecto relacionado con la liquidez que ha sido estudiado en la literatura como medida de los costes de negociación es la amplitud de la horquilla relativa de precios (*bid-ask spread*), entendida como el cociente entre la horquilla y el punto medio de la misma.

Copeland (1979), Conroy *et al.* (1990) y Gray *et al.* (2003) observan incrementos estadísticamente significativos en las horquillas relativas que persisten incluso dos meses después del *split*, lo que resulta ser consistente con el resto de sus conclusiones, esto es, menor volumen proporcional, mayor volatilidad y mayores gastos de intermediación, por lo que concluyen que el *split* reduce la liquidez. Otros trabajos observan asimismo incrementos significativos en la horquilla relativa tras la ejecución del desdoblamiento para las bolsas estadounidense [Desai *et al.* (1998); Koski (1998); Easley *et al.* (2001)], alemana

⁷ Se produce, asimismo, un aumento significativo en el volumen de negocio y en el número de órdenes realizadas en el caso de *splits* sobre ADR [Muscarella y Vetsuypens (1996); Jiang *et al.* (2002)], esto es, *American Depositary Receipts* o Certificados de Depósito Americanos. En la Bolsa de Nueva York no pueden cotizar directamente acciones de empresas extranjeras, por tanto, lo que se negocian no son directamente las acciones de las empresas extranjeras sino los ADR. En muchas ocasiones, un ADR no coincide exactamente con una acción; por ejemplo, cuando Telefónica realizó un *split* 3x1, los ADR no se ajustaron, por lo que se puede observar que Telefónica cotizaba en Nueva York a \$45 aproximadamente mientras que su precio en España rondaba los 15 euros [Vaitilingam (2001)]. Aunque los resultados de Muscarella y Vetsuypens (1996) apoyan la teoría de la liquidez, los autores señalan que podrían existir también otros motivos para un ADR, como la revalorización de la divisa del país donde cotiza el título con respecto al dólar.

⁸ Sin embargo, las compras de acciones por parte de pequeños accionistas representan una fracción muy pequeña del negocio, y por otra parte, los pequeños inversores pueden economizar costes uniéndose en clubs de bolsa.

[Bley (1999)] y suiza [Kunz y Mahjsensek (2002)]. Para el caso español, Gómez (2001) y Yagüe y Gómez (2002; 2005) detectan un incremento significativo en la horquilla relativa, tanto cotizada como efectiva⁹, una caída en la profundidad media diaria, tanto en número de acciones como en valor; un incremento significativo en el número de transacciones, en concreto, compradoras y de pequeño tamaño; una caída significativa en el tamaño medio de las transacciones; y una caída en el volumen de negociación diario, tanto en número de acciones como en tamaño negociado. A partir de estos resultados los autores concluyen que, para el caso español, los *splits* facilitan la entrada de pequeños inversores, pero no mejoran la liquidez de los títulos desdoblados.

Sin embargo, una mayor horquilla relativa puede aumentar la liquidez, según Muscarella y Vetsuypens (1996), al posibilitar alcanzar precios más bajos y reducir los costes de transacción por los menores gastos en contratación y proceso. Horquillas más amplias inducen a los inversores individuales a agregar sus transacciones temporalmente, lo que supone menores costes de transacción y mayor liquidez efectiva en esos periodos.

Por último, la teoría de la señalización y la teoría de que las empresas fraccionan el nominal de sus acciones para dotar de mayor liquidez a los títulos no son mutuamente excluyentes, según opinan Muscarella y Vetsuypens (1996).

■ I.1.3. TEORÍA DEL ATRINCHERAMIENTO EMPRESARIAL

Según esta teoría explicativa del fenómeno *split*, expuesta en los trabajos de Baker y Gallagher (1980) y Mukherji *et al.* (1997), los directivos pueden sentirse incentivados a realizar este tipo de operación para alterar la estructura de propiedad del capital de la empresa, incrementando el número de inversores individuales y reduciendo el número de inversores institucionales o grandes accionistas de cara a que la composición del accionariado sea más amplia y heterogénea, y la junta directiva pueda ejercer con mayor eficacia el control de la empresa, *atrincherándose* en sus posiciones de poder [Lakonishok y Lev (1987)].

⁹ La horquilla cotizada mide el coste de negociar inmediatamente con los inversores que han introducido previamente las mejores órdenes límite, y resulta de la diferencia entre el menor precio de demanda y el mayor precio de oferta. En términos relativos, se expresa como el cociente entre la diferencia anterior y la media aritmética de ambos precios.

La horquilla efectiva, realmente soportada por los inversores, puede diferir de la cotizada si se producen transacciones a precios superiores al mejor precio de demanda o inferiores al mejor precio de oferta. De hecho, Yagüe y Gómez (2002) señalan que en un mercado dirigido por órdenes, como el español, no se pueden cerrar transacciones a precios situados entre los mejores *bid-ask*, por lo que la horquilla efectiva es siempre igual o mayor que la cotizada. La horquilla efectiva se calcula como el doble del valor absoluto de la diferencia entre el precio marginal de transacción (precio de la última acción negociada) y el valor medio de la horquilla antes de su ejecución, ponderando por el volumen de cada transacción.

Desde el punto de vista de la empresa, pueden existir varias razones para ampliar la base de sus pequeños inversores. Una primera razón es el prestigio y la confianza que otorga una compañía respaldada por miles de inversores. En segundo lugar, una gran base de accionistas estables ofrece un efecto amortiguador ante los movimientos especulativos del mercado provocados por la salida de un accionista con una participación significativa en el capital de la entidad. En tercer lugar, desde la teoría de la agencia se ha postulado que una de las razones que puede llevar a los directivos a fomentar la entrada de los pequeños inversores, reduciendo la cotización de sus títulos a través del *split*, es reducir la concentración del accionariado para disminuir la probabilidad de ser objeto de tomas de control externo no deseadas y proteger así sus puestos de trabajo [Reboredo (2000)]. Baker y Gallagher (1980) sostienen que los directivos utilizan los *splits* para incrementar la propiedad de los inversores individuales y aislar a los directivos de los mercados de control corporativo. Por último, se valora la estabilidad que confiere el gran volumen de pequeños accionistas que mantienen sus títulos durante años ofreciendo a los gestores un respaldo importante de una parte significativa del capital, debido a que los accionistas minoritarios no informados suelen reaccionar más despacio a las noticias de mercado que los inversores institucionales. Además, los inversores institucionales mantienen una actitud vigilante sobre los mercados y no dudan en vender sus acciones ante cualquier incremento en el precio que suponga importantes beneficios a corto plazo, mientras que los pequeños inversores no disponen de información de tan alta calidad y tienden a mantener durante más tiempo sus acciones que los inversores institucionales [Lakonishok y Lev (1987)].

Los precios más bajos facilitan la compra de activos a los pequeños inversores de forma que la mayor dispersión de la propiedad mejora la liquidez de los títulos [Baker y Gallagher (1980); Baker y Powell (1993)]. Según Baker y Gallagher (1980), para una encuesta realizada entre los directivos de empresas en 1980 en EE.UU., el 98,4% reconoció que tras el *split* los pequeños inversores tienen más fácil comprar títulos.

Según esta teoría, se podría inferir que las empresas con mayor concentración de la propiedad pueden mostrar una mayor probabilidad de fraccionar el nominal de sus acciones. Así, se puede esperar, por un lado, un incremento general del número de accionistas tras el *split*¹⁰, resultado obtenido en distintos trabajos [Lakonishok y Lev (1987); Lamoureux y Poon (1987); Conroy *et al.* (1990); Maloney y Mulherin (1992); Mulkerji *et al.* (1997)], y, además, una reducción en el número de inversores institucionales y de su propiedad.

Sin embargo, Maloney y Mulherin (1992) consideran que la estructura de propiedad del capital podría verse modificada también aunque no se hubiese realizado un *split*, ya que nuevos inversores pueden verse atraídos por los títulos ante los buenos resultados económicos que suelen darse para dichos títulos en el periodo anterior al *split*.

¹⁰ En un estudio realizado a partir de *splits* sobre fondos de inversión, Fernando *et al.* (1999) observan una significativa entrada de dinero al fondo y un aumento en el número de partícipes en el fondo en el periodo inmediatamente posterior al *split*.

No obstante, los estudios empíricos centrados en contrastar esta teoría arrojan resultados contradictorios: mientras que Szewczyk y Tsetsekos (1995) llegan a la conclusión de que el porcentaje de accionistas institucionales disminuye tras el *split*, Mukherji *et al.* (1997) y Menéndez y Gómez (2003) no encuentran evidencias para apoyar esta tesis, e incluso algunos trabajos detectan un incremento del porcentaje de inversores institucionales atraídos por este tipo de operación [Maloney y Mulherin (1992); Powell y Baker (1993); Dennis y Stickland (2003)].

■ 1.1.4. HIPÓTESIS DEL *TICK* RELATIVO ÓPTIMO

El *tick*, definido como nivel absoluto de las variaciones mínimas de precios, viene establecido institucionalmente en las distintas bolsas de valores. No obstante, la dirección de la empresa puede modificar el tamaño del *tick* relativo ajustando la cotización de sus títulos por medio de un *split*. El *tick* relativo es el tamaño del *tick* con respecto al precio del título correspondiente y representa el límite inferior de la horquilla relativa cotizada [Harris (1994)], esto es, la retribución mínima que obtienen los oferentes de liquidez. Distintos trabajos documentan que los desdoblamientos se realizan tras períodos de sustanciales aumentos de cotización y, por tanto, después de que el *tick* relativo se haya reducido significativamente [Fama *et al.* (1969); Lakonishok y Lev (1987)]. La constatación de este hecho ha motivado la aparición de la hipótesis del *tick* relativo óptimo, versión modificada de la hipótesis de liquidez que trata de explicar el comportamiento paradójico observado en los pequeños inversores, que intensifican sus compras pese al aumento de costes de transacción medidos por la horquilla relativa [Angel (1997)].

Los gerentes pueden realizar un *split* con el objetivo de alcanzar un *tick* óptimo en relación al precio de la acción, ya que el mayor tamaño del *tick* relativo tras la ejecución de este tipo de operación puede presentar diversas ventajas para el accionista que pueden mejorar el atractivo del título: ahorro de tiempo, aumento de las ganancias esperadas de los creadores de mercado, y un aumento de la provisión de liquidez por órdenes límite.

En primer lugar, cuanto mayor es el tamaño del *tick* relativo, menor es el número de precios de negociación, lo que permite ahorrar tiempo en el cierre de las operaciones. Los agentes están interesados en negociaciones cortas y eficientes para poder acudir rápidamente a nuevas negociaciones rentables. Variaciones mínimas determinan el abanico de precios disponible para los participantes del mercado. La fijación de una variación mínima elevada supone un menor número de potenciales ofertas-contrasofertas y una menor cantidad de información necesaria para alcanzar un posible acuerdo. Mayores *ticks* implican un entorno de negociación más simple, mayor facilidad para cerrar transacciones y, por tanto, una menor probabilidad de cometer errores, medidos a partir del número de cancelaciones de órdenes, lo que aumenta la calidad de ejecución de las transacciones [Schultz (2000)].

En segundo lugar, cuanto mayor sea el tamaño del *tick* relativo, mayor será la horquilla, lo que supone un efecto económicamente importante. El incremento en el *tick* relativo inducido por el desdoblamiento favorece la labor de los proveedores de liquidez y la concentración temporal de la negociación. Esta concentración discrecional de las transacciones provoca una reducción en los costes de transacción y una mayor liquidez efectiva en esos periodos. Según esta teoría, en un mercado dirigido por precios, un *split* tiene el mismo efecto que un aumento de la variación mínima en el precio de un activo, ya que hace más rentable a los especialistas ofrecer liquidez, al aumentar sus ingresos y reducir sus costes [Harris (1994); Schultz (2000)]. Las mayores horquillas relativas posteriores al *split* provocarán que los proveedores de liquidez se vean incentivados a promocionar y proporcionar negociación de los títulos desdoblados por el aumento de sus ganancias esperadas [Conroy *et al.* (1990)]. Por otra parte, en un mercado dirigido por órdenes, como la Bolsa española, el agente vendedor obtiene mayores ingresos tras un *split*, al vender a un precio más alto por la mayor amplitud de la horquilla tras el *split*, y por el menor precio que paga el comprador con órdenes límite por el mismo motivo [Yagüe (2001); Yagüe y Gómez (2002)]. Cuanto mayor sea el tamaño del *tick* relativo, mayor incentivo para los inversores para proporcionar liquidez por medio de las órdenes límite [Angel (1997)], las cuales son la principal fuente de liquidez en los mercados dirigidos por órdenes porque suponen un refuerzo de la prioridad precio-tiempo a la que están sujetas este tipo de propuestas. Según Harris (1994), *ticks* reducidos desincentivan la utilización de órdenes límite, ya que con pequeñas variaciones mínimas del precio resulta más barato adquirir prioridad mejorando el precio. *Ticks* más amplios desincentivan prácticas como el *front running*¹¹, lo que aumentará la disposición de los agentes a exponer órdenes límite, y mejorará la profundidad. Esto puede ocurrir porque algunos agentes no informados, que antes no tomaban parte en el mercado, encuentran ahora útil proporcionar liquidez por medio de órdenes límite, o de forma alternativa, los agentes no informados deciden pasar de las órdenes de mercado a las órdenes límite, al tratar de reducir costes de transacción, convirtiéndose en proveedores provisionales de liquidez [Easley *et al.* (2001)]. Los pequeños inversores que operan con órdenes de mercado soportan por completo el mayor *spread* post-*split*, mientras que los que usan órdenes límite pueden evitar parte de este aumento. Esta reducción de los costes de transacción, pese al incremento observado de la horquilla, explicaría la entrada de nuevos accionistas desinformados de pequeño tamaño y que agentes de este tipo que antes negociaban con órdenes de mercado pasen a operar tras el *split* con órdenes límite [Harris (1997); Yagüe y Gómez (2002)]. La única forma de asegurar la ejecución inmediata y completa de una propuesta es introducir órdenes límite con un precio peor que la mejor cotización del otro lado del mercado. La ejecución de este tipo de órdenes refleja una mayor im-

¹¹ Se denomina *front running* a una práctica no ética de los *brokers* en los mercados financieros consistente en negociar un título con antelación a la información del departamento de análisis y antes de que los clientes hayan dado instrucciones. Ejemplos de este tipo de estrategia serían los siguientes: 1) *brokers* que adquieren títulos de una compañía justo antes de que la agencia de valores recomiende la compra del título; 2) un *broker* que adquiere 100 acciones a título particular antes de que la agencia de valores para la que trabaja adquiera un importante paquete de 400.000 títulos.

paciencia por parte del inversor. El coste real de una orden límite es la información que transmite al mercado al revelar su deseo de negociar al precio indicado. Esos inversores no estarían dispuestos a asumir el coste si no son compensados por ello.

En tercer lugar, si los creadores de mercado son también intermediarios, un mayor *tick* relativo les incentiva a investigar y promocionar el título en cuestión, lo que incrementa el número de inversores que se interesan por el título [Angel (1997)].

Sin embargo, un mayor tamaño del *tick* supone un mayor coste de transacción para el inversor individual [Kunz y Majhsensek (2002)]. Existe por tanto un dilema entre provisión de liquidez y horquillas pequeñas. El *tick* óptimo intenta lograr un equilibrio entre beneficios y costes.

Los estudios empíricos que contrastan esta hipótesis del *tick* relativo óptimo no proporcionan evidencia totalmente consistente con la misma. Por una parte, se observan incrementos significativos en el *tick* relativo tras un *split*, así como aumentos en la volatilidad y en el volumen de las acciones desdobladas, lo que resulta ser consistente con esta hipótesis [Angel (1997); Arnold y Lipson (1997); Lipson (1999)]. Por otra parte, algunos trabajos muestran evidencia contraria a esta hipótesis. Lipson (1999), si bien encuentra un incremento del porcentaje de órdenes límite sobre el total de propuestas ejecutadas, señala que la profundidad disponible en el libro para distintas distancias al punto medio de la horquilla se reduce de forma significativa. Este hecho es contrario a las predicciones de la hipótesis del *tick* relativo óptimo, según la cual, tras los *splits*, se debería observar una mejora en la liquidez como consecuencia de una mayor utilización de órdenes límite.

Por otra parte, Schultz (2000) concluye que los mayores *ticks* posteriores al desdoblamiento no dan lugar a una reducción del número de errores en la negociación, medidos a partir del número de cancelaciones de órdenes.

Easley *et al.* (2001) tampoco encuentran evidencias para apoyar la hipótesis del tamaño del *tick* óptimo. Estos autores, si bien observan un aumento en el número de órdenes límite ejecutadas, consideran que su efecto se ve eclipsado por el incremento en los costes de ejecución de las órdenes de mercado debido a las mayores horquillas relativas y el uso más intenso de órdenes de compra de mercado. Los costes de transacción para los inversores no informados se incrementan, por lo general, tras el *split*. Además, según los autores, la intuición básica de la hipótesis del tamaño del *tick* óptimo es que el mayor tamaño del *tick* tras el *split* mejora la liquidez al evitar la estrategia de *front running*. Así, los agentes no informados deberían ser capaces de reducir el control de sus órdenes límite tras un *split*, lo que se traduciría en un menor número de órdenes canceladas. Sin embargo, Easley *et al.* (2001) observan un aumento en las cancelaciones de órdenes límite.

Para el caso español, a partir de un análisis de las órdenes de compra y de venta antes y después del *split*, Yagüe y Gómez (2002) concluyen que este tipo de operación no produce grandes variaciones en la estrategia de introducción de órdenes de los inversores,

y los resultados no parecen apoyar que los pequeños inversores traten de evitar parte del incremento de la horquilla efectiva negociando con órdenes límite, y por tanto, son contrarios a la hipótesis del *tick* relativo óptimo.

■ 1.1.5. HIPÓTESIS DE LA OPCIÓN IMPOSITIVA

La hipótesis fiscal o de la opción impositiva sostiene que los inversores se interesan por activos de elevada volatilidad que les permitan pérdidas a corto plazo que compensen las ganancias a largo plazo incrementando así su rentabilidad después de impuestos. Los directivos pueden decidir la realización de un *split* para aumentar la ventaja fiscal de sus títulos y atraer nuevos inversores.

Esta teoría, propuesta por Lamoureux y Poon (1987), se basaba en el hecho de que, hasta 1986 para el caso estadounidense, la legislación fiscal otorgaba un tratamiento preferencial a las ganancias de capital a largo plazo y admitía la posibilidad de que las pérdidas a corto plazo se compensasen con ganancias a largo plazo, pudiéndose ajustar así los pagos de impuestos. Los inversores incluso estarían dispuestos a pagar por esta ventaja fiscal de las acciones [Lamoureux y Poon (1987)]. La hipótesis de la opción impositiva no es aplicable al caso español, dado que la legislación fiscal española no permite la compensación de pérdidas a corto plazo con ganancias a largo plazo y viceversa¹².

Un activo con elevada volatilidad en el precio, como es el caso de los títulos cuyo valor nominal se ha visto desdoblado [Ohlson y Penman (1985); Dravid (1987); Lamoureux y Poon (1987); Conroy *et al.* (1990); Dubofsky (1991); Kryzanowski y Zhang (1993); Angel (1997); Desai *et al.* (1998); Koski (1998); Lipson (1999); Reboredo (2000 y 2003); Schultz (2000); Easley *et al.* (2001); Kamara y Koski (2001); Yagüe (2001); Bley (2002); Jiang *et al.* (2002); Gray *et al.* (2003); Angel *et al.* (2004)], facilitaba a su propietario la realización de pérdidas a corto plazo que podían ser compensadas con ganancias a largo plazo, por lo que el beneficio de la inversión después de impuestos podía incrementarse cuanto mayor fuese la fluctuación en el precio. Así, la división de acciones proporcionaría a los gerentes un mecanismo para aumentar las ventajas fiscales e incrementar la riqueza de los accionistas [Lamoureux y Poon (1987)].

Cambios positivos en el volumen de acciones negociado y en la volatilidad serían coherentes con esta hipótesis, ya que al reducirse el precio de la acción tras el *split*, es de

¹² Tanto la Ley 18/1991 de 6 de junio, del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas, como su posterior reforma, la Ley 40/1998 de 9 de diciembre, establecen que las pérdidas y ganancias patrimoniales con periodo de generación superior a dos y un año respectivamente se compensan exclusivamente entre sí, y en caso de resultar su saldo neto negativo, se compensarán con las ganancias de estas características obtenidas en los cinco y cuatro años siguientes respectivamente. En el caso español, no existe, por tanto, posibilidad de compensar pérdidas a corto plazo con ganancias a largo plazo y viceversa.

esperar un incremento en el volumen de negocio y un aumento de las fluctuaciones en el precio.

Dado que los inversores individuales suelen estar situados en niveles impositivos más altos, el efecto de la oportunidad fiscal que supone el *split* debería llevar a un incremento en la proporción de este tipo de accionistas. Kamara y Koski (2001) encuentran evidencia de la relación de causalidad bidireccional existente entre el incremento de la volatilidad y el incremento de transacciones pequeñas, llevadas a cabo supuestamente por inversores individuales, que serían los principales interesados en la opción fiscal. Sin embargo, los incrementos observados en la proporción de propiedad institucional permiten rechazar la hipótesis de la opción fiscal, ya que los inversores institucionales suelen estar exentos fiscalmente [Powell y Baker (1993)].

Del mismo modo, Dhatt *et al.* (1997) obtienen una evidencia contraria a la hipótesis de la opción fiscal cuando analizan las rentabilidades extraordinarias provocadas por el *split* antes y después de 1986, año en que entra en vigor la Ley de Reforma Fiscal que eliminaba las diferencias en los tipos impositivos de las ganancias a corto y a largo plazo en el sistema fiscal estadounidense y que supone la desaparición de las estructuras impositivas que ayudaban a Lamoureux y Poon (1987) a justificar su hipótesis. Dhatt *et al.* (1997) contrastan si el impacto de los *splits* se ve reducido posteriormente a 1986 y sostienen que tras esta reforma siguen observándose rentabilidades anormales alrededor del anuncio y de la ejecución del *split* que, además, no están correlacionadas significativamente con el incremento en la volatilidad de dichas rentabilidades tras la ejecución de la operación. A la vista de estos resultados, los autores no aceptan la hipótesis de la opción fiscal.

■ 1.1.6. HIPÓTESIS DE LA ATENCIÓN

La hipótesis de la atención, también llamada «hipótesis de la empresa olvidada» (*neglected firm hypothesis*) sostiene que cuando se sabe poco acerca de una empresa, sus acciones son negociadas con descuento, por lo que las empresas usan los *splits* para llamar la atención sobre los títulos de la empresa y asegurar su mayor reconocimiento [Arbel y Swanson (1993)]. A diferencia de la hipótesis de la señalización, que sostiene que la reducción en los niveles de asimetría informativa se puede alcanzar directamente si el mercado interpreta estos anuncios como señales enviadas por los directivos acerca de las buenas perspectivas de la empresa, la hipótesis de la atención sugiere que la reducción de los niveles de información asimétrica se consigue, de forma indirecta, a través de los analistas financieros [Grinblatt *et al.* (1984)]. Así, los directivos utilizan los *splits* para atraer el interés de estos agentes y que a través de la revisión de las predicciones de beneficios futuros, pongan de manifiesto la infravaloración de la empresa en el mercado. Por tanto, las únicas empresas interesadas en desdoblar sus títulos serían aquellas que consideran que están siendo infravaloradas por el mercado [Wulff (2002)]. Por el contrario, los directivos de com-

pañías cuyos títulos se encuentren sobrevalorados, evitarán atraer la atención de los analistas¹³.

En la literatura se han utilizado diversos indicadores para contrastar la hipótesis de la atención; a saber, el número de analistas¹⁴ que siguen a la empresa y precisión de sus predicciones sobre los beneficios de la misma; la relación entre el precio del título y el número de analistas; la relación entre el factor de desdoblamiento y el número de analistas, y por último, el tamaño de la empresa.

Arbel y Swanson (1993) encuentran que antes del *split* el número medio de analistas que siguen a las empresas que deciden dividir sus títulos es inferior al promedio correspondiente a una muestra de 2000 empresas. El incremento del número medio de analistas que siguen a la empresa en el año posterior al *split* [Brennan y Hughes (1991)] es interpretado como prueba de la hipótesis de la atención, ya que la operación de desdoblamiento despierta el interés de analistas que anteriormente no seguían la evolución del título.

Las revisiones al alza de sus predicciones de beneficios futuros tras el anuncio del *split* [Klein y Peterson (1989)] y la mejora en la precisión de dichas predicciones de beneficios [Doran (1994); Ye (1999)] constituyen un apoyo empírico a la hipótesis de la atención. La relación positiva y significativa entre las rentabilidades extraordinarias provocadas a raíz del anuncio y los errores en la predicción de beneficios previos a aquél, *proxy* de la información privada disponible de los directivos, confirman la capacidad informativa de estas decisiones [McNichols y Dravid (1990)]. Brennan y Hughes (1991) y Angel (1997) sostienen que los *splits* fomentan el interés de los especialistas en promover los títulos desdoblados, aunque difieren en los motivos. Mientras que Brennan y Hughes (1991) lo justifican por los mayores ingresos esperados por parte de los intermediarios tras la reducción del precio, Angel (1997) se centra en la mayor rentabilidad de las operaciones de dichos agentes al aumentar la horquilla relativa. Sin embargo, una horquilla relativa más amplia conlleva un mayor coste de transacción para los inversores. Según Angel (1997), el objetivo del *split* sería situar el precio del título dentro de un rango óptimo, que permita alcanzar un *tick* relativo acorde con los intereses de intermediarios e inversores. Para el caso español, si bien se detecta un incremento anormal significativo de las revisiones al alza de beneficios para las empresas que realizan un *split* en el mes y el año de su ejecución, y los errores de predicción mejoran, Yagüe (2001 y 2002a) afirma no encontrar evidencia clara en cuanto al contenido informativo de los *splits*, pues no se observa relación significativa

¹³ Por otra parte, se podría argumentar que los *reverse splits* o *contrasplits* pueden representar una señal negativa, ya que pueden ser interpretados como una futura reducción de liquidez de los títulos o como la rectificación ante un desdoblamiento que no debería haber sido realizado.

¹⁴ Sin embargo, según se ha podido contrastar para el estudio del efecto informativo del anuncio de beneficios en el mercado español [García *et al.* (2005)], la publicación de estimaciones por parte de los analistas no ejerce una influencia significativa sobre los precios de los títulos, de manera que el hecho de que la empresa sea seguida o no por los analistas no tiene influencia sobre las rentabilidades.

entre la reacción del mercado ante el anuncio y la revisión de los analistas. Esto se podría interpretar, a juicio de Yagüe (2002a), en el sentido de que los analistas no siguen al mercado a la hora de revisar sus estimaciones de beneficios futuros, sino que se basan en los estudios que realizan sobre la situación específica de la empresa.

En segundo lugar, la magnitud de la respuesta del precio ante el anuncio de un *split* se encuentra negativamente relacionada con el número de analistas que realizan predicciones sobre los beneficios futuros de la empresa [Grinblatt *et al.* (1984); Arbel y Swanson (1993)], esto es, la reacción del mercado depende del nivel de información pública disponible en cada empresa. Según Brennan y Hughes (1991), ello se debe a que los títulos de elevado valor pueden estar sobrevalorados o tienen escasas posibilidades de aumentar su valor en un futuro, y por este motivo los analistas dejan de prestarles atención en favor de los títulos con precios reducidos.

Por último, según Atiase (1985), el tamaño de la empresa está negativamente relacionado con el contenido informativo de los anuncios, medido a partir de las rentabilidades en la fecha del anuncio. Generalmente se asume que el mercado dispone de menos información sobre las empresas más pequeñas. Este hecho daría lugar a que la reacción del mercado fuera mayor ante los anuncios realizados por las sociedades de menor tamaño, dado que es menor la información asimilada por el mercado a través de otras fuentes con anterioridad a la fecha del anuncio [Grinblatt *et al.* (1984); Atiase (1985); Ikenberry *et al.* (1996), Rankine y Stice (1997); Wulff (2002)].

Powell y Baker (1993) comprueban que el aumento del peso relativo de los inversores institucionales es mayor en las empresas de menor tamaño. Desde el punto de vista del contenido informativo de estas operaciones, interpretan que este incremento en la proporción de participación institucional pone de manifiesto que los *splits* consiguen atraer el interés de analistas y *brokers* hacia los títulos, especialmente en el caso de empresas pequeñas, lo que apoyaría la hipótesis de la atención.

■ 1.1.7. HIPÓTESIS DE LA EFICIENCIA DEL MERCADO

Según Freund y Larrain (1997), la eficiencia de mercado puede ser contemplada desde dos perspectivas: la eficiencia operativa y la eficiencia informativa. En la primera se considera el nivel de liquidez y el coste operativo, mientras que en la segunda se considera los procesos de determinación de precios y de revelado de información.

La eficiencia operativa depende de la capacidad del mercado para proporcionar liquidez, rápida ejecución de las órdenes y bajos costes de transacción. Así, cuanto mayor es el nivel de liquidez, más eficiente es el mercado, al implicar mayor facilidad para el intercambio de activos y, con ello, menores costes financieros y temporales para realizar una transacción. En la medida en que la realización de un *split* contribuya a mejorar la liquidez de los

valores desdoblados, según postula la hipótesis de la liquidez anteriormente expuesta, se encontrará apoyo para aceptar la mejora en la eficiencia operativa del mercado.

Desde el enfoque de la eficiencia informativa, un mercado eficiente es aquél en el que la información se refleja automáticamente en los precios, esto es, las variaciones en precios son variables aleatorias e independientes entre ellas [Fama (1998)].

La idea de mercado eficiente como mercado que proporciona sólo oportunidades fluctuantes y no sistemáticas de ganancia y pérdida para los inversores ha sido criticada recientemente por parte de los defensores de las finanzas conductistas o del comportamiento (*behavioral finance*), que ofrecen evidencia de que las transacciones bursátiles son ejecutadas con frecuencia a precios que implican rentabilidades más o menos predecibles [Villalba (2001)].

La presencia de rendimientos anormales a largo plazo se ha interpretado como señal de la ineficiencia del mercado [Nichols y Brown (1981); Nichols (1983)]. En el caso de los *splits*, se han detectado rentabilidades anormales positivas un año después del suceso [Lakonishok y Lev. (1987); Akhigbe *et al.* (1995)], en los tres años siguientes [Ikenberry *et al.* (1996); Desai y Jain (1997)] e incluso cuatro años después [Asquith *et al.* (1989)]. Kunz y Majhsensek (2002) consideran que la empresa podría tener un incentivo para, mediante la realización de un *split*, aprovechar la ineficiencia del mercado con el fin de aumentar la capitalización de la empresa y su visibilidad.

La existencia de elevados niveles de volatilidad, por otra parte, pueden ser perjudiciales para el correcto funcionamiento del mercado financiero y de la economía en general. La volatilidad de los precios de los títulos se encuentra inversamente relacionada con la transparencia y la rapidez en la incorporación de nueva información. El incremento de la volatilidad de los títulos ocasiona el deterioro de la situación de estabilidad y del correcto funcionamiento de los mercados financieros, desembocando en situaciones que tienen como efecto secundario la reducción de los niveles de eficiencia [Cuñado *et al.* (2002)].

La evidencia empírica acerca de los rendimientos a largo plazo, sin embargo, no es concluyente, ya que diversos trabajos no detectan rentabilidades anormales significativas en los años siguientes al *split* [Fama *et al.* (1969), Boehme *et al.* (2002); Kunz y Majhsensek (2002); Byun y Rozeff (2003)]. Fama (1998) sugiere que las anomalías que presentan las rentabilidades anormales a largo plazo que señalan algunos trabajos son casuales y la hipótesis de eficiencia del mercado no puede ser refutada.

En cuanto a la volatilidad, diversos trabajos han observado que las elevadas volatilidades observadas en el corto plazo persisten en el año siguiente al *split* [Ohlson y Penman (1985); Desai *et al.* (1998); Wulff (1999)] y resultan ser significativamente superiores a la tendencia del mercado, por lo que los *splits* parecen contribuir a reducir la eficiencia del mercado.

■ 1.1.8. HIPÓTESIS DEL PRECIO PSICOLÓGICO

Esta hipótesis engloba razones de carácter psicológico estudiadas fuera de la teoría financiera convencional por las denominadas finanzas conductistas o *behavioral finance* [Thaler (1985); Shefrin y Statman (1993); Villalba (2001)]. Algunos autores sostienen que las motivaciones de los *splits*, más que económicas, son psicológicas y sociológicas [So y Tse (2000)].

Las finanzas convencionales asumen que los inversores son indiferentes ante diversas representaciones del mismo problema de elección. Sin embargo, la forma en que las alternativas son presentadas a los inversores, las normas, costumbres y expectativas del sujeto decisor pueden jugar un papel importante en la decisión de inversión [Kahneman y Tversky (1979)]. Thaler (1985) desarrolla un modelo que incorpora explícitamente los sesgos debidos a un «precio de referencia» e identifica diversas estrategias de precios en presencia de tales sesgos.

Se suele decir que los *splits* son *transacciones cosméticas*, ya que, en mercados de capitales perfectos, la realización de un *split* no tendría consecuencias sobre el valor de la empresa en el mercado ni sobre el resto de variables económico-financieras que le afectan. Ahora bien, aunque teóricamente los *splits* no ofrecen ninguna ventaja económica al accionista¹⁵, los pequeños inversores pueden encontrar interesante este tipo de operación, ya que al poder comprar acciones a un precio inferior, podrán confeccionar una cartera más diversificada y equilibrada. A diferencia de aquéllos, los inversores institucionales no tienen tantas ventajas ante un *split*, al estar sujetos a mayores costes de transacción y tener más títulos a su disposición¹⁶.

¹⁵ El *split* no supone una venta de acciones y el accionista recibe un número de títulos proporcional al que posee, sin aumentar su valor ni distribuir activos.

¹⁶ Para el caso particular del mercado americano, hasta 1991, los pequeños accionistas podían ahorrar comisiones con la compra-venta de acciones que habían dividido su nominal, al poder formar más fácilmente *round lots* (paquetes de más de 100 acciones) para los que las comisiones eran más reducidas, con independencia del valor de los títulos. Frente a esta ventaja se suele objetar que, en primer lugar, los pequeños inversores también pueden ahorrarse las comisiones mínimas que les cargan por negociar con un número reducido de títulos uniéndose a otros pequeños inversores en un club de bolsa o comprando participaciones en un fondo de inversión y, en segundo lugar, el negocio *odd lot* (compra o venta de menos de 100 acciones) no representa una fracción significativa del mercado.

En España, sin embargo, los *splits* presentan el inconveniente de que los accionistas pueden verse obligados a pagar una comisión específica por la operación de fraccionamiento de nominal. Este hecho ha sido motivo de debate entre los accionistas y las entidades depositarias. Los accionistas objetan que el *split* es ajeno a su voluntad y que no están obligados a pagar comisión por algo que no han solicitado. Las entidades depositarias, por su parte, argumentan que estas operaciones acarrear unos costes administrativos adicionales al tener que actualizar sus registros internos. La División de Supervisión Prudencial de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV) comunicó a las entidades de depósito y administración de valores que dicha comisión es legal siempre que se cumplan determinados requisitos, entre ellos que aparezca publicado dicho concepto en el folleto de tarifas de la entidad depositaria (*Ranking*, octubre de 1997, p. 31). Frente a las quejas de los inversores, la CNMV ha argumentado que los *splits* nacen de una modificación estatutaria del emisor que necesita la aprobación de la Junta General y, por lo tanto, es algo aceptado por los inversores o accionistas.

Según algunos autores, el *split* sólo tiene un efecto psicológico sobre el pequeño accionista, que considera el valor como más accesible, aunque se considera este fenómeno como irracional y con efectos pasajeros [Merino y Ferrán (1997)]. Rozeff (1998) sostiene que los individuos adoptan sus decisiones de inversión en función de la cotización de los títulos («ilusión monetaria»). Así, un inversor, irracionalmente, podría renunciar a adquirir títulos de precio elevado al considerar que en estos activos es más probable que caiga su valoración que en el caso de los de precios más bajos. Los individuos pueden basar sus juicios sobre algunos «valores de anclaje» o marcos de referencia. Así, se ha constatado empíricamente una preferencia irracional por los precios bajos por parte de los pequeños inversores [Black (1986), Angel (1997), Fernando *et al.* (1999), Yagüe y Gómez (2002)], quienes preferirán adquirir los títulos de precios más bajos al tener la sensación de que les cuesta menos acceder a ellos, y además su potencial de revalorización puede ser mayor. Así, ante la realización de un *split*, los inversores interpretan que se permite que la cotización del título se aleje de sus máximos históricos de forma que el valor tenga mayor margen para aumentar su cotización futura.

Además de la preferencia por los precios bajos, el comportamiento irracional del inversor puede deberse al conformismo [Bikhchandani *et al.* (1992)], por el cual los individuos obvian su propia información y siguen la de otros individuos con escasa información. Por otra parte, el diseño del activo o de la operación, de cara a que, por ejemplo, los precios se encuentren dentro de determinado rango, puede influir en la decisión de compra del inversor [Shefrin y Statman (1993)]. Por último, la prensa financiera proporciona, en ocasiones, información confusa acerca de la evolución de los valores, lo que puede llevar a comportamientos inversores sorprendentes [Elton *et al.* (1989)].

Por tanto, los factores cognitivos y relacionados con el comportamiento podrían llevar a la preferencia por los precios bajos y a determinados comportamientos irracionales de compra. De esta forma, los directivos decidirían la realización de *splits* con el fin de atraer así nuevos fondos e inversores y mejorar la comerciabilidad de sus acciones.

■ 1.1.9. HIPÓTESIS DEL CAMBIO LEGISLATIVO O REGLAMENTARIO

Un cambio en la legislación fiscal o en el reglamento de la Bolsa en la que cotiza un título puede animar a los directivos de la empresa a desdoblar el valor nominal de las acciones. En la literatura se han estudiado diversos factores como posibles desencadenantes de un *split*, entre los que merecen ser destacados los cambios en el *tick*, en la unidad de cuenta del país, en el valor nominal mínimo y en la fiscalidad.

En primer lugar, las amplias diferencias existentes en los precios de las acciones entre países son debidas, a juicio de Angel (1997), a las distintas legislaciones relativas a las reglas sobre el *tick*, esto es, en cuanto al porcentaje de cambio diario máximo, ya que el ta-

maño de los *ticks* en relación con el precio de los títulos (*tick* relativo) es muy similar a nivel internacional. Kunz y Majhsensek (2002) señalan el cambio del *tick* en el año 2001 como principal causante de gran número de *splits* en la bolsa suiza. En España las variaciones mínimas en los precios de contratación o *ticks* fueron modificadas el 4 de enero de 1999, al empezar a operar las Bolsas españolas en euros, estableciéndose un *tick* de un céntimo para títulos con un precio inferior a 50 euros, y un *tick* de cinco céntimos para precios superiores. Con anterioridad, para los valores que oscilaban entre una y 1000 pesetas, los cambios iban de peseta en peseta; entre 1000 y 5000 pesetas, de cinco en cinco pesetas, y a partir de 5000 las variaciones mínimas eran de 10 pesetas. Reboredo (2003) concluye que, en el caso de la Bolsa española, la reducción del precio es independiente de la existencia de un salto en el *tick*. Por otra parte, cuando no existe cambio en el *tick*, no se observan efectos significativos sobre la rentabilidad, la volatilidad y el volumen tras el *split*, careciendo así esta operación de efectos reales.

En segundo lugar, para el caso español, sobre todo a partir de enero de 1999, la adaptación a la nueva unidad de cuenta europea, el euro, podría haber ejercido una influencia importante en la oleada de *splits* realizados durante los dos años siguientes. Aunque los títulos que se negociaban en las Bolsas españolas cotizaban en euros desde el 4 de enero de 1999, las juntas de accionistas tenían de plazo hasta el 1 de enero del año 2002 para convertir el nominal de sus acciones a euros, por lo que hasta dicha fecha límite se realizó un gran número de *splits* para adecuar los valores nominales de los títulos a la nueva moneda.

En tercer lugar, diversos trabajos estudian la decisión de realizar un *split* por parte de las empresas como respuesta al cambio en el valor nominal mínimo existente en la normativa de algunos países como Alemania y Suiza. Para la bolsa alemana se observa una importante oleada de *splits* tras la modificación del valor nominal mínimo de DM 100 a DM 50 en 1966 y de DM 50 a DM 5 en 1994 [Wulff (2002)]. De hecho, según Bley (2002), esta iniciativa legislativa alemana trataba de reforzar el mercado de capitales haciéndolo más atractivo para los inversores individuales, en base a dos razonamientos. Por una parte, un valor nominal más reducido permitiría incluso a los inversores individuales negociar paquetes completos de títulos, lo que tendría un impacto positivo sobre la liquidez del mercado; por otra parte, la mayor demanda creada tendría un impacto positivo sobre la rentabilidad de los títulos, generaría mayor liquidez y permitiría un horizonte temporal de inversor individual de largo plazo [Bley (2002)].

Para la bolsa suiza, Kunz y Majhsensek (2002) observan sucesivas oleadas de *splits* en las dos ocasiones en que entra en vigor una ley para reducir el valor nominal mínimo, lo que confirma, según los autores, que el valor nominal mínimo anterior imponía una grave restricción sobre la libertad de las empresas para elegir el precio de sus títulos.

Por último, como se ha expuesto en el apartado dedicado a la teoría de la opción fiscal, la posibilidad de compensación entre variaciones patrimoniales a corto y largo plazo

pueden ser motivo para la realización de *splits* [Lamoureux y Poon (1987)]. Las modificaciones relativas a la fiscalidad de personas físicas y/o sociedades podrían provocar la reacción de las empresas en el sentido de desdoblar el nominal de los títulos para proporcionar ventajas fiscales a sus inversores y hacer así más atractivas las acciones de la compañía.

La hipótesis del cambio legislativo o reglamentario tiene un carácter complementario, ya que la mayor parte de *splits* no coinciden con cambios en las condiciones de los mercados, sino que deben obedecer a otras motivaciones.

■ 1.1.10. OTRAS TEORÍAS

Entre otras posibles motivaciones que no han recibido tanta atención como las anteriores y aún no han sido contrastadas empíricamente merece la pena destacar la flexibilización de la política retributiva de la empresa y el aumento del atractivo de la empresa para la inversión extranjera [Kunz y Majhsensek (2002)]. Estas hipótesis no se contrastan en el presente trabajo por su presumible escasa relevancia en la explicación del fenómeno *split*.

Por lo que respecta a la política salarial, las retribuciones o incentivos en acciones de la empresa no suelen considerar a los empleados de salarios más bajos cuando los precios de los títulos son elevados. Si los precios de los títulos se reducen, es más fácil ampliar esta política de incentivos a todos los empleados con acciones y no sólo a los altos ejecutivos de la empresa.

Para el caso español, la hipótesis de la flexibilización de la política retributiva de la empresa se considera poco relevante, dado el escaso peso de la retribución variable en la remuneración de las empresas españolas a sus directivos y empleados¹⁷.

Por otro lado, se puede decidir desdoblar el valor nominal de los títulos de cara a mejorar el atractivo de la empresa para los inversores extranjeros. Según Kunz y Majhsensek (2002), las comparaciones internacionales pueden jugar un papel importante a la hora de decidir sobre la realización del *split*. Dada la creciente globalización de los mercados financieros propiciada por las mejoras en las tecnologías de la información y de las telecomunicaciones, muchos directivos e inversores están orientados hacia los precios de los títulos de competidores internacionales y los *splits* les permiten llevar los precios de sus títulos hasta el nivel de las empresas extranjeras comparables. Asimismo, según Kunz y Majhsensek

¹⁷ Concretamente, en España, el 57% de la retribución que recibe un directivo es fija, el 19% es variable a corto plazo, el 9% es también variable pero a largo plazo, y el 15%, en especie. Estos datos contrastan especialmente con los de Estados Unidos, donde la retribución fija supone el 33% del salario; la variable a corto plazo el 21%; a largo plazo, el 36%, y en especie, el 10%. En países como Francia o Reino Unido, la remuneración variable a largo plazo tiene mayor peso que en España, con un 22% en el primer caso y el 31% en el caso británico. En el caso de la retribución de los empleados, las diferencias entre las empresas españolas y las de las principales economías son aún más amplias («Sueldos a la carta y a largo plazo», *Cinco Días*, 15/12/2002).

(2002), es más fácil técnicamente llevar a cabo fusiones y adquisiciones de empresas si es posible obtener ratios de intercambio no fraccionarios por medio de un *split*.

I.2. HIPÓTESIS Y DEFINICIÓN DE LAS VARIABLES

En el presente capítulo se contrasta la significatividad estadística de diversos factores determinantes de la realización de un *split*. En concreto, para el caso español, se contrastan distintas motivaciones para desdoblar el valor nominal de los títulos, a saber: la hipótesis de la señalización, la teoría de la liquidez, el atrincheramiento empresarial, la hipótesis de la atención, y la adaptación al euro.

Las teorías de la señalización y de la liquidez han sido las que han tenido un mayor desarrollo en la literatura. Diversos trabajos han encontrado evidencias que apoyan estas hipótesis para distintos mercados, por lo que resulta interesante contrastarlas para el caso español. Por otra parte, consideramos asimismo interesante contrastar las hipótesis del atrincheramiento empresarial y de la atención, ya que consideramos que tanto el deseo de la dirección de lograr un accionariado heterogéneo como de llamar la atención de los agentes del mercado podrían explicar la realización de *splits* en el mercado español. Por último, tratamos de contrastar si la proliferación del fenómeno *split* en los últimos años, que ha coincidido temporalmente con la introducción del euro, podría ser debida a la adaptación del valor nominal de los títulos a la nueva unidad de cuenta por parte de las empresas.

No es objetivo de este capítulo el contraste de las hipótesis del *tick* relativo óptimo y del precio psicológico, por ser consideradas como casos particulares de la hipótesis de la liquidez o del rango óptimo. La teoría de la opción impositiva no sería aplicable al caso español, ya que la legislación fiscal española no permite la compensación de pérdidas o ganancias entre el corto y el largo plazo. La teoría de la eficiencia de mercado será contrastada en el Capítulo III, a partir del estudio de los efectos del *split* a largo plazo sobre el mercado. Por último, no consideramos las hipótesis relativas a la flexibilización de la política retributiva de la empresa y al aumento del atractivo de la empresa para la inversión extranjera, ya que, en caso de ser válidas, ofrecerían, a nuestro juicio, explicaciones residuales o secundarias para el desdoblamiento de los títulos de la empresa en el caso español.

A continuación, planteamos las hipótesis a contrastar y las variables seleccionadas como *proxy*.

H1: Cuanto mejores sean las expectativas futuras de la empresa, mayor será la probabilidad de que se realice el *split* (hipótesis de la señalización).

Según la teoría de la señalización, los directivos de la empresa, que disponen de información desconocida para el mercado, tratan de comunicar a los agentes a través del *split* la futura mejora en los resultados de la compañía.

Para contrastar la teoría de la señalización, se recoge la evolución de los dividendos de la empresa a través de una variable *dummy* (DIVID) que toma valor 1 si los dividendos en el año posterior al *split* se incrementan con respecto al ejercicio anterior y con respecto a la variación media de los dividendos del mercado (excluyendo las empresas de la muestra), y/o en caso contrario.

Se toma como medida de la mejora en los resultados de la empresa el incremento en los dividendos, y no el incremento en los beneficios, ya que parte de los mismos puede no ser distribuida entre los accionistas y, por ello, no verse traducidos en incremento de los dividendos.

H2: Cuanto menor sea el grado de liquidez, mayor será la probabilidad de realizar un *split* (hipótesis de la liquidez).

Se contrasta esta teoría a partir de cinco variables. Dos de estas variables son medidas de la liquidez, a saber: la profundidad y la horquilla. Las otras tres variables tratan de contrastar la hipótesis del rango óptimo, considerada en la literatura dentro de la teoría de la liquidez, si bien se trata principalmente de una explicación de corte psicológico. Según esta hipótesis, las empresas realizan *splits* para devolver la cotización del título a un rango normal de precios y alejarla de sus máximos históricos, dejando un mayor margen de revalorización. Las tres variables consideradas son la diferencia entre la cotización media del título y el precio medio del sector en el año previo al *split*, el porcentaje de variación de los precios en el año anterior al *split* y la consecución de un máximo histórico en el año previo a la operación de desdoblamiento.

A continuación, se enuncian las cinco hipótesis relativas al contraste de la teoría de la liquidez:

*H2a: Cuanto menor sea la profundidad del mercado para el título, mayor será la probabilidad de realizar un *split*.*

A través de la variable PROFUND, medida como promedio de la suma de las acciones ofrecidas y demandadas en el año previo al anuncio del *split*, se pretende contrastar la significatividad de esta variable para explicar la realización de este tipo de operación por parte de la empresa.

*H2b: Cuanto mayor sea la horquilla relativa, mayor será la probabilidad de realizar un *split*.*

Si, como revelan las encuestas, el principal objetivo de los directivos al decidir realizar un *split* es aumentar la liquidez del título, es de esperar que la probabilidad de una opera-

ción de desdoblamiento sea mayor cuanto mayor es la horquilla relativa, que representa un coste de transacción. Para contrastar la importancia de esta medida de liquidez se utiliza la variable HORQ, promedio de las horquillas relativas¹⁸ del título en el año previo al anuncio de la operación de desdoblamiento.

H2c: La probabilidad de que se realice el split será mayor cuando la cotización del título se encuentre por encima del precio medio del sector.

Según la teoría del rango óptimo, las empresas realizan un *split* para devolver la cotización de sus títulos a un nivel ni demasiado alto ni demasiado bajo en comparación con los títulos de su mismo sector [Lakonishok y Lev (1987), Gómez (2001)]. Para contrastar esta hipótesis, se introduce en el modelo la variable DESVPR cuyos valores se calculan como la diferencia entre el precio medio del título en el año previo al anuncio del *split* y la media de los precios de los títulos del resto de empresas de su sector¹⁹ que no han realizado *splits*, dividida por el precio medio del sector. De esta forma, se obtiene una medida de la proporción que representa la desviación del precio del título con respecto a la media de su sector.

H2d: Cuanto mayor sea el incremento de los precios en el año anterior al split, mayor será la probabilidad de realizar esta operación.

Según Lakonishok y Lev (1987), cuanto mayor haya sido el incremento del precio del título en el año anterior al *split*, más probable será que los precios de las acciones resulten inasequibles al pequeño inversor, lo que incentivaría a la empresa a desdoblar el valor nominal de sus títulos. Para contrastar esta hipótesis, se obtiene una medida del incremento anormal de los precios del título con respecto al mercado antes del anuncio de *split* (INCREPR). En concreto, se consideran las rentabilidades anormales acumuladas del periodo de (–520, –320) días con respecto al anuncio de *split* a partir del modelo de mercado²⁰.

H2e: La probabilidad de un split es mayor si la empresa ha alcanzado un máximo histórico en el año anterior al split.

La operación de desdoblamiento es una forma de alejar la cotización del título de su máximo histórico, que, según la literatura, ejerce como tope psicológico que impide la continua revalorización del título. Para contrastar esta hipótesis elaboramos una variable *dummy*, a la que llamamos MAXHIST, que toma valor 1 si la empresa ha alcanzado un valor máximo en el año anterior al *split* con respecto a las cotizaciones históricas de la empresa y/0 en caso contrario.

¹⁸ La horquilla relativa se calcula como el ratio entre la horquilla absoluta (diferencia entre precio de demanda y precio de oferta) y el punto medio de la horquilla (precio de demanda más precio de oferta dividido entre dos).

¹⁹ A tal efecto, se considera la clasificación por sectores de Sociedad de Bolsas S.A.

²⁰ Empleamos el Índice General de la Bolsa de Madrid (IGBM) como sustituto de la cartera de mercado.

H3: Cuanto menor sea la volatilidad previa a la realización del *split*, menor es el número de pequeños accionistas, y por ello, mayor incentivo tiene la empresa para desdoblarse el valor nominal del título (hipótesis del atrincheramiento empresarial).

La presencia de elevadas volatilidades de los títulos es interpretada como evidencia de la presencia de negociación no informada, esto es, de pequeños inversores [Lakonishok y Lev (1987); Lamoureux y Poon (1987); Conroy *et al.* (1990); Maloney y Mulherin (1992); Kamara y Koski (2001)]. En este sentido, se trata de contrastar la importancia de la volatilidad previa al anuncio de *split* para la decisión de realizar este tipo de operación. La volatilidad, recogida en la variable VOLATIL, es medida a través del promedio del cuadrado de la rentabilidad diaria durante el año previo al anuncio de *split*.

H4: Cuanto menor sea el tamaño de la empresa, mayor será la probabilidad de realizar un *split* (hipótesis de la atención).

Para contrastar esta hipótesis, se considera el tamaño de la empresa (variable TAM) como el logaritmo neperiano del valor medio de mercado de la misma en el año previo al anuncio de *split*. El valor de mercado se obtiene como producto del precio medio del título en el año previo al *split* y el número total de acciones de la empresa en circulación, según la expresión [I.1].

$$TAM = \ln (VM) = \ln (P \cdot TA) \quad [I.1]$$

donde *VM* es el valor de mercado medio de la empresa en el año previo al *split*, *P* es el precio medio del título en el año previo al *split*, y *TA* es el número total medio de acciones de la empresa en circulación en el año previo al *split*.

H5: Si la empresa ha adaptado o redondeado el valor de su capital al euro, menor será la probabilidad de que realice un *split* (efecto psicológico/cambio legislativo)

La empresa puede reaccionar ante cambios legislativos o reglamentarios en el sentido de tratar de adaptarse a las nuevas condiciones del mercado. La sustitución de la peseta por el euro en la economía española supuso una adaptación de las cotizaciones y de los *ticks* a la nueva unidad de cuenta. Las empresas, por su parte, debían cambiar la denominación de su capital social, lo que algunas compañías aprovecharon para modificar el valor nominal de sus títulos para «redondearlo» en función del valor de la nueva moneda, por el efecto psicológico que puede ejercer el contar con un valor nominal redondeado.

Para contrastar la importancia de esta teoría explicativa se utilizan dos variables *dummy* alternativas. En primer lugar, se utiliza ADAPTEUR1, que toma valor 1 si la empresa ha realizado el *split* para acercar el valor nominal de sus títulos al euro, y 0 en caso contrario. Se considera que la empresa ajusta el valor nominal de los títulos a la nueva unidad de cuenta cuando escoge un factor de desdoblamiento que permita pasar de un valor redon-

do en pesetas a un valor redondo en euros; por ejemplo, se convierte un valor nominal de 500 pesetas a un euro²¹.

Dada la posible arbitrariedad del criterio anterior al clasificar algunos casos de la muestra, se propone, para contrastar el efecto euro de forma alternativa, la variable ADAP-TEUR2, que toma valor 1 si el *split* se anuncia con posterioridad a mayo de 1998 y cero en caso contrario. Se toma como fecha de referencia el mes de mayo de 1998 por celebrarse a principios de dicho mes la cumbre en la que se hizo público que España adoptaría el euro como unidad de cuenta el 1 de enero de 1999.

1.3. METODOLOGÍA

Los diversos estudios sobre las motivaciones o factores determinantes del *split* se suelen centrar en contrastar una única teoría de las expuestas en el capítulo anterior. Son escasos los trabajos que examinan la significatividad de distintas motivaciones de los directivos para tomar la decisión de dividir el valor nominal de los títulos de la empresa, y los resultados obtenidos no son concluyentes. Así, mientras que en las encuestas realizadas para la bolsa estadounidense [Baker y Gallagher (1980); Baker y Powell (1993)] y española [Yagüe (2002b)] los directivos declaran desdoblar el nominal de sus títulos para aumentar la liquidez, los resultados obtenidos a partir de la información bursátil apoyan tanto la teoría de la liquidez [Easley *et al.* (2001); Menéndez y Gómez (2003)] como otras teorías. En este sentido, Elgers y Murray (1985) y Bertl (2000) sostienen que los directivos desdoblan el valor nominal de sus títulos principalmente para enviar señales positivas acerca de la evolución futura de la empresa (hipótesis de la señalización). Wulff (2002), por su parte, señala que para el caso alemán, las empresas que desdoblan el valor de sus títulos se encuentran infravaloradas y utilizan este tipo de operación para llamar la atención de los analistas y del mercado.

Tradicionalmente se han empleado encuestas a directivos para conocer sus motivaciones a la hora de realizar un *split* [Baker y Gallagher (1980), Baker y Powell (1993), Baker *et al.* (1997), Yagüe (2002b)]. Sin embargo, por motivos estratégicos, dichos directivos podrían mentir, generando de esta forma un sesgo en los resultados. Sólo un reducido número de trabajos [Elgers y Murray (1985); Bertl (2000); Easley *et al.* (2001); Wulff (2002); Menéndez y Gómez (2003)] han contrastado conjuntamente la importancia de los distintos factores motivadores para la decisión de realizar un *split*.

²¹ No se considera que existe adaptación al euro cuando el valor nominal previo al *split* ya era redondo en euros (por ejemplo, pasar de un euro a 0,50).

Mediante el presente estudio se trata, en primer lugar, de contrastar la robustez de los resultados obtenidos para el caso español en cuanto a la significatividad de una serie de motivaciones para realizar un *split* que pueden ser relevantes para tomar dicha decisión, a saber: la señalización de beneficios futuros, la teoría de la liquidez, la hipótesis del atrincheramiento empresarial, la hipótesis de la atención y la adaptación del valor nominal de título al euro. En segundo lugar, se trata de caracterizar a las empresas que realizan *splits*, identificando los valores críticos de las variables consideradas a partir de los cuales se decide desdoblar el nominal de los títulos.

Para contrastar la robustez de los resultados, se estiman los modelos *logit* y *probit*, dos técnicas del análisis de supervivencia (el método Kaplan-Meier y la regresión de Cox) y el análisis automático de interacciones. El objetivo de las técnicas empleadas es identificar los factores determinantes de la realización de un *split*, caracterizando así a las empresas que realizan este tipo de operación. En este sentido, los anteriores métodos son complementarios y, si bien parten de supuestos teóricos diferentes, deberían llevar a resultados similares. Adicionalmente, el análisis automático de interacciones permite obtener los valores críticos de las variables relevantes a partir de los cuales los directivos deciden anunciar un *split*.

Con el fin de garantizar la comparabilidad de los resultados obtenidos, se considera una misma muestra e idénticas variables independientes. Para el caso que nos ocupa, definimos como suceso el anuncio de la realización de un *split*, e intentamos contrastar si el hecho de que se decida realizar un *split* en un determinado momento del tiempo depende de una serie de factores característicos en la empresa, esto es, si se puede caracterizar a la empresa que decide desdoblar el valor nominal de sus títulos. En concreto, se pretende contrastar las teorías de la señalización, de la liquidez, del atrincheramiento empresarial, de la atención y la adaptación al euro. Dichas hipótesis se instrumentan a través de las variables que miden el incremento de dividendos con respecto al año anterior (*dummy*), la profundidad, la horquilla, la desviación del precio del título con respecto al precio medio en su sector, las rentabilidades anormales acumuladas en el año anterior al anuncio de *split*, la obtención de un máximo histórico en el año anterior al *split* (*dummy*), la volatilidad de las rentabilidades, el tamaño de la empresa y la adaptación al euro (*dummy*). El modelo de riesgos proporcionales de Cox incorpora adicionalmente la variable temporal en forma de número de meses transcurridos desde enero de 1996, fecha en la que todavía no se había registrado ningún *split*, y el momento del anuncio de *split*.

■ 1.3.1. MODELOS LOGIT Y PROBIT

Los modelos *logit* y *probit* son modelos de regresión en los que la variable endógena puede interpretarse en términos de probabilidad y su objetivo es cuantificar la relación existente entre las características propias de los elementos de la muestra y dicha probabili-

dad. Dado que son modelos ampliamente conocidos y empleados por la literatura, en el presente epígrafe se describen sus principales características de forma muy sucinta.

El modelo *logit* es representado en la expresión [1.2]:

$$y_i = \frac{e^{x_i\beta}}{1 + e^{x_i\beta}} + u_i \quad [1.2]$$

donde y_i toma valor 1 si la empresa realiza un *split* y 0 en caso contrario, x_i representa el vector de variables independientes, β es el vector de parámetros a estimar y u_i es una perturbación aleatoria cuya distribución acumulada es logística.

El modelo *probit* se muestra en la expresión [1.3]:

$$y_i = \int_{-\infty}^{x_i\beta} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x\beta - \mu}{\sigma}\right)^2} d(x\beta) + u_i \quad [1.3]$$

donde y_i toma valor 1 si la empresa realiza un *split* y 0 en caso contrario, x_i representa el vector de variables independientes, β es el vector de parámetros a estimar y u_i es una perturbación aleatoria que, a diferencia del modelo *logit*, se distribuye según una normal.

La regresión *probit*, muy similar a la empleada en el *logit*, suele utilizarse en aquellos casos en los que se sospecha que una respuesta dicotómica está influida por el nivel de alguna o algunas variables explicativas. Este procedimiento permite estimar la intensidad necesaria para que un estímulo llegue a inducir una determinada proporción de respuestas [Cuadras (1991)].

■ 1.3.2. ANÁLISIS DE SUPERVIVENCIA

Si bien la utilización de los modelos *logit* y *probit* es muy frecuente en la literatura financiera, no es tan común el uso del análisis de supervivencia²². El análisis de supervivencia está formado por un conjunto de técnicas estadísticas para realizar el seguimiento de una serie de casos a lo largo de un periodo, hasta que se produce determinado evento (en el caso que nos ocupa, el anuncio de *split*) o hasta el final del seguimiento, si no se produce el evento (tiempo incompleto o censurado). El objetivo de este tipo de análisis es describir las probabilidades de ocurrencia y la evolución de la tasa de incidencia de dicho evento (tasa de riesgo) a lo largo del periodo de estudio.

En estos modelos se incorpora como variable el tiempo transcurrido o la duración entre el punto inicial y el suceso de interés, definiendo el suceso como el conjunto de cam-

²² El análisis de supervivencia se ha aplicado ampliamente a la investigación en medicina, y sólo recientemente se ha utilizado este tipo de técnicas y, en concreto, la regresión de Cox, en estudios de economía financiera [Lunde *et al.* (1999)] y decisiones empresariales [Fuentelsaz *et al.* (2002); Goldman y Hazarika (2003)].

bios cualitativos que tienen lugar a partir de un determinado momento del tiempo (en el caso que nos ocupa, la decisión de realizar un *split*).

En el análisis de supervivencia hay tres distribuciones que resultan relevantes [Fuentelsaz *et al.* (2004)]: la función de supervivencia, la función de distribución de la probabilidad y la función de riesgo. Siendo $T > 0$ una variable aleatoria que mide el tiempo hasta la ocurrencia de un determinado suceso, la función de supervivencia $S(t)$ especifica la probabilidad acumulada de que el suceso objeto de estudio tenga lugar después de un determinado momento t , esto es, muestra la probabilidad de que el individuo sobreviva hasta t , dado que no ha fallecido hasta entonces, según la expresión [I.4]:

$$S(t) = P(T \geq t) \quad [I.4]$$

donde $S(t)$ es una función monótona no creciente, con $S(0) = 1$ y $\lim_{t \rightarrow \infty} S(t) = 0$. Para el caso que nos ocupa, la curva de supervivencia parte del valor máximo, 1, cuando se anuncia el primer *split* en España, en 1996, y va tomando valores más cercanos a cero conforme se va produciendo el suceso²³.

De forma alternativa, la distribución de una variable se puede representar asimismo a partir de la función de distribución $F(t)$, que representa la probabilidad acumulada hasta t de que ocurra el suceso analizado:

$$F(t) = 1 - S(t) \quad [I.5]$$

A partir de la función de distribución, se puede obtener la función de densidad de la duración, cuya expresión es la siguiente:

$$F(t) = \int_0^t f(T) dT \quad [I.6]$$

Así, la función de densidad determina la probabilidad instantánea y no condicionada de que el suceso de interés tenga lugar en un momento t . Si bien las funciones de supervivencia, de distribución y de densidad permiten modelizar el tiempo hasta la ocurrencia de un suceso, la función más utilizada es la función de riesgo, $h(t)$, cuya expresión es la [I.7]:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad [I.7]$$

Así, la función de riesgo expresa la probabilidad condicional instantánea de que un individuo experimente el suceso («muera») en el intervalo $[t + \Delta t]$, dado que no lo ha experimentado («ha sobrevivido») hasta el momento t . En el contexto de esta Tesis Doctoral, la función de riesgo representaría la probabilidad de que una empresa realice un *split* en un determinado momento t , dado que no lo ha hecho hasta entonces.

²³ En la situación inicial, la probabilidad de supervivencia es 1, pues todos los sujetos están «vivos», esto es, ninguna empresa ha realizado todavía un *split*.

Se suele utilizar la función de riesgo frente a las otras funciones debido a que, por una parte, la función de riesgo permite realizar una interpretación inmediata en términos del riesgo de ocurrencia de un determinado evento y, por otra parte, a partir de esta función se pueden obtener tanto la función de supervivencia como la función de distribución.

Cabe señalar que mientras que la función de supervivencia es monótona decreciente y la función de distribución es monótona creciente, las funciones de riesgo y de densidad pueden presentar distintas formas respecto a la duración.

Para analizar estas funciones y realizar comparaciones entre el comportamiento que siguen las funciones correspondientes a distintos grupos, se utilizan diversas técnicas. Entre las técnicas de análisis de supervivencia más utilizadas destacan el método Kaplan-Meier [Kaplan y Meier (1958)] y el modelo de regresión de riesgos proporcionales de Cox [Cox (1972)].

El modelo Kaplan-Meier, estimador producto de la función de supervivencia, describe de forma global el proceso de supervivencia de determinada población en el transcurso del tiempo [Domenech (1999a)]. Se define la probabilidad de supervivencia acumulada $S(j)$ para el momento t_j como el resultado de multiplicar la probabilidad de supervivencia en el momento anterior t_{j-1} por la probabilidad condicionada de que los supervivientes hasta el momento t_{j-1} sobrevivan también en el momento t_j . Así, se puede contrastar la significatividad de distintas variables para explicar las diferencias entre las curvas de supervivencia de dos grupos, por medio de los estadísticos *log rank* (también llamado Mantel-Cox, o Mantel-Haenszel), Tarone-Ware y Breslow (o Wilcoxon generalizado).

El estadístico *log rank* permite comparar la igualdad de distribuciones de supervivencia, a partir de la expresión [1.8].

$$\frac{\left(\sum_t w_t(e_t^{(1)} - E(e_t^{(1)}))\right)^2}{\sum_t w_t^2 V(e_t^{(1)})} \quad [1.8]$$

donde

$$E(e_t^{(1)}) = \frac{m_t n_t^{(1)}}{n_t^{(1)} n_t^{(2)}}; V(e_t^{(1)}) = \frac{m_t \bar{m}_t n_t^{(1)} n_t^{(2)}}{(n_t^{(1)} n_t^{(2)})^2 (n_t^{(1)} + n_t^{(2)} - 1)}; m_t = e_t^{(1)} + e_t^{(2)}$$

$$\text{y } \bar{m}_t = (n_t^{(1)} - e_t^{(1)}) + (n_t^{(2)} - e_t^{(2)}),$$

siendo n_t el número de «supervivientes» en el tiempo t (empresas que aún no han experimentado el suceso), e_t el número de eventos que ocurren en el intervalo de tiempo que comienza en el momento t , y w_t un conjunto de ponderaciones, uno para cada intervalo. Los superíndices ⁽¹⁾ y ⁽²⁾ se refieren a los casos expuestos al factor de riesgo y a los no expuestos, respectivamente.

Bajo la hipótesis nula de que el factor de riesgo y la ocurrencia del suceso son independientes, y con muestras suficientemente grandes, este estadístico sigue aproximadamente una distribución *chi*-cuadrado con 1 grado de libertad.

Para el estadístico *log rank* todas las ponderaciones w_t toman valor 1. Frente a esta estadístico, el contraste Tarone-Ware compara la igualdad de distribuciones de supervivencia ponderando los distintos momentos del tiempo mediante la raíz cuadrada del número de casos bajo riesgo que hay en cada momento t , esto es, parte de la misma expresión [I.8] calculando las ponderaciones según se expresa en [I.9]:

$$w_t = \sqrt{n_t^{(1)} + n_t^{(2)}} \quad [I.9]$$

Por último, el estadístico de Breslow pondera por el número de casos que hay bajo riesgo en cada momento del tiempo, obteniéndose las ponderaciones según la expresión [I.10].

$$w_t = n_t^{(1)} + n_t^{(2)} \quad [I.10]$$

El test de Mantel-Haenszel es el más utilizado, dado que es muy potente para detectar diferencias cuando los logaritmos de las curvas de supervivencia son proporcionales, esto es, cuando los riesgos son proporcionales. Sin embargo, si las curvas de supervivencia se cortan, el test *log rank* tiene problemas para detectar diferencias, siendo en esos casos más útil el test de Breslow, que prima de forma especial las diferencias detectadas al principio de la curva. Por ello, el contraste de Breslow no resulta útil para detectar diferencias a largo plazo. Un contraste intermedio entre los dos anteriores es el test de Tarone-Ware.

El modelo Kaplan-Meier es especialmente aconsejable para tratar muestras pequeñas, puesto que al tratarse de un método no paramétrico, no se precisa presunciones sobre la distribución de la muestra [Domenech (1999a)]. Se trata de un método muy intuitivo y sencillo, que permite contrastar la homogeneidad de la muestra.

La segunda técnica de análisis de supervivencia que utilizamos en el presente trabajo es el modelo de regresión de riesgos proporcionales de Cox, que integra las regresiones tradicionales y el análisis de supervivencia. El objetivo de este método es reunir la estimación de los determinantes de la decisión de entrada y el momento de tal decisión en una única ecuación. Se trata de una función semiparamétrica, lo que resulta especialmente útil para nuestro estudio, ya que no se encuentran *a priori* razones para imponer una determinada forma funcional a la función de riesgo sobre el tiempo. El modelo se denomina de riesgo proporcional debido a que, dados dos individuos, el ratio entre sus tasas de riesgo se supone constante en cualquier momento del tiempo, esto es, se considera que no existe interacción entre las covariables y el tiempo.

La función de riesgo $h(t; X)$ mide la probabilidad, condicionada por unidad de tiempo, que tiene un sujeto de «fallecer» en determinado instante t si había «sobrevivido» hasta el

instante anterior [Domenech (1999b)], lo que en el caso del presente estudio sería el riesgo de realizar un *split* en el instante t de las empresas que tienen determinado patrón X de valores en las variables explicativas, que pueden ser cuantitativas o categóricas. La función de riesgo es resultado de la generalización de la comparación de curvas de supervivencia. La tasa instantánea de riesgo se muestra en la expresión [I.11].

$$h(t; X) = h_0(t) e^{\beta'X} = h_0(t) e^{(\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p)} \quad [I.11]$$

donde $h_0(t)$ es la función de riesgo de referencia, que sólo depende del tiempo y representa las tasas instantáneas de riesgo de un sujeto hipotético con valor 0 en todas las variables predictivas, e^β representa el factor por el que se multiplica la tasa de riesgo cuando X se incrementa en una unidad y $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$ son los parámetros a estimar, cuyo signo implica incremento o reducción de la tasa instantánea de riesgo cuando varía el factor al que acompaña. La función de densidad de la probabilidad representa la proporción de sujetos que «fallecen» en determinado intervalo respecto al total de sujetos de la muestra, por lo que se puede interpretar como la probabilidad de experimentar el suceso en determinado instante. Se trata de un modelo semiparamétrico, ya que no especifica la forma de $h_0(t)$, que se obtiene a través de los datos, al estimar los p parámetros beta. Cox demostró que los dos componentes de [I.11] pueden ser estimados separadamente mediante un procedimiento en dos pasos, donde primero se estima β por máxima verosimilitud y, después, la función de riesgo base $h_0(t)$ se estima de forma no paramétrica.

Un parámetro β positivo supone un incremento en la tasa instantánea de riesgo cuando aumenta el valor de X , y viceversa. La contribución de la variable X a la tasa instantánea de riesgo se mide a través de la exponencial del parámetro β asociado a dicha variable, siendo e^β el factor por el que se multiplica la tasa instantánea de riesgo cuando X se incrementa en una unidad, manteniéndose el resto de variables constantes.

Lieberman y Montgomery (1998) consideran la regresión de Cox más adecuada que las regresiones utilizadas tradicionalmente por dos motivos. En primer lugar, las técnicas de análisis de supervivencia permiten trabajar con observaciones censuradas, esto es, observaciones para las que el suceso bajo estudio aún no ha tenido lugar. En segundo lugar, la regresión de Cox posibilita el uso de toda la información cuando se dispone de datos longitudinales para estudiar, por una parte, los determinantes de que el suceso tenga lugar o no, y por otra parte, los factores que influyen en que el suceso ocurra en un determinado momento del tiempo. Por tanto, la regresión de Cox, por su carácter dinámico, permite contrastar, a partir de una única estimación, la significatividad de los distintos factores empresariales para determinar la decisión de realizar o no el *split* y el momento en que se toma tal decisión, a diferencia de los métodos estáticos, que ignoran la variable temporal. Lunde *et al.* (1999), por otra parte, comparan la regresión de Cox con el modelo *probit*, concluyendo que las técnicas de análisis de supervivencia son más adecuadas que el modelo *probit*.

■ 1.3.3. ANÁLISIS AUTOMÁTICO DE INTERACCIONES

El análisis automático de interacciones (AID o *Automatic Interaction Detection*) es una técnica de análisis estadístico no paramétrica que se utiliza para estudiar la relación de dependencia entre una variable criterio (variable dependiente) y múltiples variables predictoras (variables independientes o explicativas). Además, como su propio nombre indica, detecta el efecto y las interacciones existentes entre las variables explicativas.

La técnica AID está especialmente diseñada para propósitos descriptivos, exploratorios e incluso pronosticadores. Su utilidad reside en la selección automática de aquellas categorías que pronostican mejor los valores de la variable considerada objetivo, permitiendo que se hallen grupos muy distintos en un determinado aspecto. La especificación de las características de los grupos terminales formados por esta técnica es un excelente medio para describir grupos heterogéneos de la muestra. Por tanto, uno de los usos que se le puede dar a esta técnica es la descripción de las muestras y, por extensión, de las poblaciones de las que son extraídas. Además, con ciertas cautelas, también puede ser útil para un análisis causal previo de las variables. Por todo ello, la técnica AID ha sido ampliamente aplicada en las Ciencias Sociales, adquiriendo especial relevancia en la investigación en marketing con el objetivo de segmentar mercados [Santesmases (2001)].

Esta técnica, desarrollada por Morgan y Sonquist (1963), opera de forma secuencial, mediante el análisis de la varianza, realizando divisiones dicotómicas de la variable a explicar. Partiendo inicialmente de la totalidad de la muestra, la subdivide en dos, según la variable que mejor explica las diferencias en la variable dependiente. Cada uno de estos grupos formados se subdivide a su vez, de acuerdo con la variable que mejor explica las diferencias entre ellos. El proceso de subdivisión en grupos dicotómicos continúa hasta que se cumple un determinado criterio.

Se trata, por tanto, de un análisis de la varianza secuencial, que busca en cada etapa la variable explicativa y dentro de ella la partición entre categorías que maximiza la varianza intergrupos o minimiza la varianza intragrupos. De esta forma, con el análisis automático de interacciones se aísla aquellas variables y niveles dentro de las mismas que explican en mayor medida la varianza de la variable criterio. Dichos valores pueden ser interpretados, en nuestro caso, como niveles críticos a partir de los cuales la empresa es susceptible de realizar un *split*.

La utilización de esta técnica de análisis se ha visto facilitada gracias a los programas informáticos que ejecutan el algoritmo de forma automática, como el módulo de SPSS Answer Tree y el programa DYANE [Santesmases (2001)]. No obstante, antes de introducir la orden de ejecutar el algoritmo en el sistema, el investigador debe tomar una serie de decisiones relativas a los parámetros que condicionarán la ejecución del algoritmo por el programa. Estas decisiones de diseño del estudio se refieren a las variables predictoras, la escala de medición de estas variables y a los criterios para finalizar la ejecución del algoritmo.

En primer lugar, por lo que respecta a las variables predictoras, el analista debe seleccionar un conjunto de posibles pronosticadores relevantes, medidos nominal u ordinalmente, que permitan realizar una descripción y pronóstico óptimo de la variable dependiente o criterio. Se aconseja introducir el máximo posible de pronosticadores ya que el análisis en cuestión se encarga de filtrar los relevantes [Santesmases (2001)].

En nuestro caso, la variable dependiente es la realización o no de un *split* (único o subsiguiente), y las variables pronosticadoras son las definidas en el epígrafe 1.2. Entre estas, la profundidad, la horquilla, la volatilidad y el tamaño son variables ordinales, mientras que el resto son nominales.

En segundo lugar, por lo que se refiere a la escala de medición de las variables predictoras, esta cuestión determina las posibilidades de fusión de las categorías de la variable en el proceso de dicotomización. Las variables predictoras pueden ser clasificadas en monótonas y libres. Un predictor de tipo monótono es aquel cuya escala de medición es ordinal y sólo pueden ser fusionadas sus categorías contiguas. Por el contrario, un predictor es de tipo libre si sus categorías pueden ser fusionadas sin restricciones. En el caso que nos ocupa, hemos considerado la profundidad, la horquilla, la volatilidad y el tamaño como variables monótonas, y el resto como libres.

Por último, en cuanto a los criterios que se utilizan para parar la ejecución del algoritmo, dando el análisis por finalizado, se suelen considerar los siguientes:

- el tamaño de los subgrupos llegan a un mínimo previamente establecido por el investigador (normalmente, entre el 5% y el 10% del número total de elementos de la muestra),
- las diferencias entre los valores medios de los grupos no son significativas a un determinado nivel a previamente establecido por el investigador; en este sentido, se suele exigir que la contribución mínima de la partición a la explicación de la varianza sea del 1%,
- se alcanza el máximo de niveles de ramificación en el árbol de decisión, siendo este número previamente establecido por el investigador.

El investigador puede considerar dos o tres criterios de finalización del algoritmo de forma simultánea [Kass (1980); Santesmases (2001)].

Una vez tomadas estas decisiones, se ejecuta el algoritmo, que puede adoptar dos procedimientos en función del estadístico considerado, a saber: el procedimiento THAID, basado en el estadístico *theta*, y el procedimiento CHAID, basado en el estadístico *chi-cuadrado*.

Por lo que respecta al procedimiento THAID, el estadístico *theta* es la proporción muestral de observaciones que pertenecen a una categoría modal de la variable dependiente. Así, *theta* tiene un recorrido comprendido entre $1/d$ y la unidad, donde d es el nú-

mero de categorías de la variable dependiente. El criterio *theta* compara particiones binarias realizadas por el AID y maximiza la suma del número de observaciones en cada categoría [Breiman *et al.* (1993)].

En el procedimiento CHAID, por medio de un algoritmo se construyen tablas de contingencia que son analizadas por el estadístico *chi*-cuadrado [Magidson (1993)].

Tras la ejecución del algoritmo del análisis automático de interacciones, se obtiene como resultado un diagrama de árbol, conocido como dendograma o árbol de decisión, consistente en una disposición de segmentos, eventualmente acompañado de algunas estadísticas de desempeño de las variables.

El diagrama de árbol es una representación gráfica constituida por niveles, en la cual para cada nivel se disponen nodos formados por categorías originales de las variables consideradas o por la fusión de algunas de sus categorías. El primer nivel del árbol está constituido por un único nodo, denominado «nodo raíz», del que se derivan otros nodos dando origen a nuevos niveles del dendograma de manera recurrente. Los subordinados de un mismo nodo se denominan «nodos derivados», mientras que se denomina «nodo o segmento terminal» al que no da origen a otros subordinados [Santesmases (2001)].

El diagrama resultante de un árbol de decisión muestra de forma gráfica cómo la variable dependiente es afectada por los predictores, y puede utilizarse también para pronosticar sus categorías.

La aplicación del análisis AID en esta Tesis Doctoral se ha utilizado para la caracterización de los títulos en función de si han desdoblado su nominal por primera vez, si se trata de un desdoblamiento posterior o si no han realizado nunca un *split*, lo cual sirve de variable criterio. Las variables predictoras son las mismas que se han considerado en los análisis anteriores.

La función clasificadora del análisis de segmentación permite configurar una serie de grupos que se distinguen por su comportamiento distinto en relación con la variable dependiente.

I.4.

BASES DE DATOS Y CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA

Nuestro análisis de las motivaciones de los directivos para realizar un *split* se centra en el estudio de las empresas que han desdoblado el valor nominal de sus acciones a lo largo del periodo comprendido entre enero de 1996 y diciembre de 2003, ambos inclusive.

En primer lugar, para realizar el estudio disponemos de las fechas de ejecución de los 91 *splits* realizados por las empresas que se negocian en el Sistema de Interconexión Bursátil Español (SIBE) durante el periodo arriba mencionado, información que ha sido obtenida de la revista mensual de Bolsa de Madrid. Los 91 *splits* localizados vienen recogidos en el Anexo A.1 al final de la Tesis Doctoral.

Por otra parte, se considera como fecha de anuncio la fecha en que se publica por primera vez la realización del *split* en la prensa económica de tirada nacional (*Cinco Días*, *Expansión*, *Gaceta de los Negocios*), o, en su defecto, la fecha de anuncio en el Boletín de Cotización Diario de la Bolsa de Madrid.

De las bases de datos elaboradas por Sociedad de Bolsas S.A., se han tomado precios de cierre, dividendos, ampliaciones de capital y cambios en el valor nominal para el periodo de estudio para aquellas empresas que están o han estado en el SIBE, disponiendo de información de un total de 177 títulos.

Por último, para controlar por los efectos tamaño y sector, se construye una muestra de control. Cada empresa de la muestra de *splits* se casa con una empresa de tamaño similar que pertenezca a su mismo sector y que no haya realizado ni realice con posterioridad un *split*. Como referencia del tamaño de la empresa se considera el ratio entre valor contable y valor de mercado (VC/VM) a 31 de diciembre del año anterior al *split*. El valor contable se obtiene de las bases de datos SABI e Intertell, y de las páginas *web* de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV) y de Bolsa de Madrid.

Al estudiar las características de los *splits* localizados merece la pena resaltar la fuerte concentración temporal de este fenómeno en España. En primer lugar, por lo que se refiere a la distribución por años, que se muestra en la Tabla I.1, 1998 resultó ser el año con

TABLA I.1

DISTRIBUCIÓN DE *SPLITS* POR AÑO DE EJECUCIÓN Y TRIMESTRE

AÑO / TRIMESTRE	I	II	III	IV	TOTAL
1996	0	1	1	1	3
1997	1	2	6	8	17
1998	1	10	18	4	33
1999	5	5	19	0	29
2000	1	1	1	2	5
2001	0	0	4	0	4
2002	0	0	0	0	0
2003	0	0	0	0	0
Total	8	19	49	15	91

mayor número de *splits*, y 1999 le sigue de cerca. Se puede observar, por otra parte, que el fenómeno *split* se encuentra asimismo concentrado en el tercer trimestre del año, ya que la mayor parte de los *splits* se ejecutan en los meses de julio, agosto y septiembre.

Se observa, por tanto, una marcada componente estacional, ya que un porcentaje importante (64,83%) tiene lugar entre junio y septiembre.

Por lo que se refiere a la distribución de los *splits* por día de la semana, no parece existir preferencias en cuanto al día de anuncio, pero sí en cuanto al día de ejecución, ya que más del 73% de los *splits* son realizados en lunes, como muestra la Tabla I.2.

TABLA I.2

DISTRIBUCIÓN DE *SPLITS* SEGÚN DÍA DE LA SEMANA DE ANUNCIO Y DE EJECUCIÓN

DÍA DE LA SEMANA	ANUNCIO DE <i>SPLIT</i>	EJECUCIÓN DE <i>SPLIT</i>
Lunes	16	67
Martes	19	3
Miércoles	20	5
Jueves	21	7
Viernes	15	9

Por otra parte, la Tabla I.3 muestra la distribución de los *splits* por sectores. La clasificación sectorial se ha realizado según Sociedad de Bolsas S.A., la cual distingue 28 categorías en sus informes anuales, si bien en la tabla se muestran sólo aquellas categorías para las que aparece alguna empresa que haya realizado *split* en el periodo comprendido entre enero de 1996 y diciembre de 2003. En la primera columna aparece el número de *splits* realizado por las empresas del sector. En la segunda columna se muestra el porcentaje que representan los *splits* realizados por las empresas del sector sobre el total de *splits*. En la tercera columna se expone el porcentaje de empresas que integran el sector sobre el total de empresas del SIBE.

TABLA I.3

DISTRIBUCIÓN DE *SPLITS* POR SECTORES. MUESTRA TOTAL

SECTOR	N.º <i>SPLITS</i>	% <i>SPLITS</i> SECTOR SOBRE TOTAL <i>SPLITS</i>	TOTAL EMPRESAS EN SIBE ²⁴	% EMPRESAS SECTOR SOBRE TOTAL EMPRESAS SIBE
1. BIENES DE CONSUMO				
Alimentación	5	5,49	11	5,91
Bebidas y tabaco	3	3,30	5	2,69
Textil, vestido y calzado	3	3,30	7	3,76
Otros bienes de consumo	7	7,69	5	2,69
2. BIENES DE INVERSIÓN E INTERMED.				
Fabricación y montaje de bienes de equipo	6	6,59	13	6,99
Metales	3	3,30	8	4,30
Mat. Construcción	2	2,20	6	3,23
Papel, madera y químicas	2	2,20	14	7,53
3. ENERGÍA				
Electricidad	2	2,20	5	2,69
Petróleo, gas y otras fuentes de energía	4	4,40	7	3,76
4. CONSTRUCCION				
Construcción	6	6,59	8	4,30
5. SERVICIOS FINANCIEROS				
Bancos	24	26,37	17	9,14
Seguros	4	4,40	3	2,15
Cartera y holdings	3	3,30	16	8,06
6. COMUNICACIONES Y SERVICIOS DE INFORMACIÓN				
Telecomunicaciones	2	2,20	4	2,15
Electrónica y software	2	2,20	3	1,61
Publicidad, prensa y radiotelevisión	1	1,10	4	2,15
7. SERVICIOS DE MERCADO				
Ocio, turismo, hostelería	2	2,20	6	3,23
Aparcamientos y autopistas	1	1,10	5	2,69
Inmobiliarias	5	5,49	22	11,83
Otros serv. de mercado	4	4,40	6	3,23
TOTAL	91	100		

La clasificación sectorial se ha realizado según Sociedad de Bolsas S.A., la cual distingue 28 categorías en sus informes anuales, si bien en la tabla se muestran sólo aquellas categorías para las que aparece alguna empresa que haya realizado *split* en el periodo comprendido entre enero de 1996 y diciembre de 2003. En la primera columna aparece el número de *splits* realizado por las empresas del sector. En la segunda columna se muestra el porcentaje que representan los *splits* realizados por las empresas del sector sobre el total de *splits*. En la tercera columna se expone el porcentaje del total de empresas que integran el sector sobre el total de empresas del SIBE.

²⁴ Aquellos casos en los que el número de *splits* de las empresas del sector es mayor que el número de empresas del sector en el SIBE se deben a que alguna de las empresas del sector ha realizado más de un desdoblamiento.

Como se puede observar en la Tabla I.3, existe una fuerte concentración sectorial para este fenómeno en el caso español. En concreto, de los 91 *splits* localizados para el periodo de estudio, 24 son realizados por bancos, lo que supone el 26.37% de los *splits* realizados en España en el periodo de estudio, mientras que el total de bancos en el SIBE sólo representa el 9.14% de las empresas que cotizan en este sistema. En cambio, ninguna de las empresas de los subsectores de comercio minorista y de transporte y distribución realizaron *splits* durante el periodo de estudio. Esta concentración parece ser propia del caso español, ya que en los mercados de valores estadounidenses no se constata la existencia de sectores más activos que otros en la realización de *splits* [Lakonishok y Lev (1987)].

Por otra parte, parece interesante destacar que dividir el nominal entre tres es el hecho más frecuente entre los títulos que realizan *splits* en el periodo analizado en el mercado continuo español, a diferencia de Ikenberry *et al.* (1996), quienes observan que el desdoblamiento del valor nominal de las acciones, esto es, dividir entre dos, es el fenómeno más habitual. Esta peculiaridad del caso español quizás pueda deberse a la adaptación de los valores nominales al euro, que ha llevado a que títulos valorados en 500 o 1000 pesetas hayan pasado a valer 1 euro, para lo que han realizado *splits* de factor 3 y 6 respectivamente. En concreto, hay 21 empresas que modifican el nominal de sus títulos de 3 a 1 euro, y tres empresas que lo modifican de 6 a 1 euro. Sin embargo, es posible encontrar títulos que ven su valor nominal dividido incluso entre 50, como muestra la Tabla I.4.

TABLA I.4

DISTRIBUCIÓN DE *SPLITS* SEGÚN SU FACTOR DE FRACCIONAMIENTO

FACTOR <i>SPLIT</i>	NÚMERO DE CASOS
2	24
3	32
4	15
5	10
6	3
10	4
20	1
50	2

La Tabla I.5 recoge la clasificación de las empresas de la muestra en función de su tamaño y de su ratio valor contable entre valor de mercado (VC/VM), según el criterio para la formación de los factores de Fama y French (1993). Se puede observar que son principalmente las empresas grandes y con bajo ratio VC/VM las que desdoblan el valor de sus

títulos. Esta observación coincide con la realizada por Byun y Rozeff (2003), quienes señalan que los *splits* suelen ser más frecuentes para empresas grandes, y en periodos de incrementos en las cotizaciones y elevadas rentabilidades.

TABLA I.5

DISTRIBUCIÓN DE *SPLITS* SEGÚN TAMAÑO DE LA EMPRESA Y RATIO VC/VM. MUESTRA TOTAL

		TAMAÑO			TOTAL
		PEQUEÑO	MEDIANO	GRANDE	
RATIO VC/VM	BAJO	0	13	31	44
	MEDIO	7	19	7	33
	ALTO	9	4	1	14
TOTAL		16	36	39	91

Por último, cabe destacar que de los 91 *splits* localizados, en 67 casos la cotización de la empresa alcanzó un máximo histórico en los 12 meses anteriores al anuncio de desdoblamiento, lo que podría explicar la utilización de este tipo de operación por parte de la empresa para alejar la cotización del título de este tope psicológico y dejarle mayor margen para su revalorización.

Centrándonos en la muestra que vamos a utilizar para realizar nuestro análisis de los factores determinantes del *split*, debemos señalar que, de los 91 títulos que dividieron el nominal de sus acciones en el periodo de estudio, se seleccionan aquéllos que cumplen con una serie de requisitos. En primer lugar, debe existir información suficiente en cuanto a cotizaciones e información contable. Así, al aplicar este filtro, se eliminan dos títulos.

En segundo lugar, se exige que no exista ningún otro suceso contaminante en los días alrededor de la fecha del suceso, es decir, el anuncio del *split* en prensa y su ejecución no hayan coincidido con el anuncio de pago de dividendos, ni de OPA, ni de OPV, ni de fusión, ni de ampliación de capital para la empresa que realiza el *split*, esto es, que el anuncio sea 'limpio'. Así, según este criterio, se descartan 15 títulos.

En tercer lugar, se exige que en el sector al que pertenece la empresa existan empresas de tamaño similar que no hayan desdoblado el valor nominal de sus títulos, para poder construir la muestra de control. Sin embargo, en algunos sectores todas las empresas han realizado *splits* (p.e. seguros), y para algunas empresas no resulta posible localizar una empresa de su sector de tamaño similar (p.e. Telefónica) por lo que dichos títulos han sido eliminados de la muestra de *splits* (3 casos).

Por último, para el análisis de los primeros *splits*, se excluyen los desdoblamientos posteriores al primero. Se elimina asimismo un caso por realizar un *contrasplit* con posterioridad al desdoblamiento.

A partir de estos requisitos, se descartan 39 de los 91 *splits* localizados para el periodo de estudio, quedando constituida finalmente la muestra por 52 desdoblamientos, que se casan con 52 empresas de control, pertenecientes al mismo sector y de tamaño similar que la empresa de la muestra pero que no realizan este tipo de operación.

La distribución de los títulos que integran la muestra depurada según el tamaño de la empresa y su ratio VC/VM, así como su distribución por sectores se expone en las tablas I.6 y I.7.

TABLA I.6

DISTRIBUCIÓN DE *SPLITS* SEGÚN TAMAÑO DE LA EMPRESA Y RATIO VC/VM. MUESTRA DEPURADA

		TAMAÑO			TOTAL
		PEQUEÑO	MEDIANO	GRANDE	
RATIO VC/VM	BAJO	0	5	15	20
	MEDIO	4	15	6	25
	ALTO	5	1	1	7
TOTAL		9	21	22	52

Como se puede comprobar en la Tabla I.6, entre las empresas que desdoblan el nominal de sus títulos predominan las de tamaño medio con ratio VC/VM medio y las grandes con ratio VC/VM bajo. En el total de *splits* localizados la mayor parte de las empresas son grandes con ratio VC/VM bajo, pero una vez eliminadas de la muestra las empresas que repiten *split*, hay una mayor similitud en el número de empresas de los distintos grupos que desdoblan su nominal, ya que la mayor parte de empresas que repiten *split* son grandes.

TABLA I.7

DISTRIBUCIÓN DE SPLITS POR SECTORES. MUESTRA DEPURADA

SECTOR	N.º SPLITS	% SPLITS SECTOR SOBRE TOTAL SPLITS	% SECTOR SOBRE TOTAL EMPRESAS SIBE
1. BIENES DE CONSUMO			
Alimentación	4	7,69	5,91
Bebidas y tabaco	1	1,92	2,69
Textil, vestido y calzado	2	3,85	3,76
Otros bienes de consumo	3	5,77	2,69
2. BIENES DE INVERSIÓN E INTERMED.			
Fabricación y montaje de bienes de equipo	3	5,77	6,99
Metales	3	5,77	4,30
Mat. Construcción	2	3,85	3,23
Papel, madera y químicas	–	–	7,53
3. ENERGÍA			
Electricidad	2	3,85	2,69
Petróleo, gas y otras fuentes de energía	2	3,85	3,76
4. CONSTRUCCION			
Construcción	2	3,85	4,30
5. SERVICIOS FINANCIEROS			
Bancos	16	30,77	9,14
Seguros	–	–	2,15
Cartera y holdings	2	3,85	8,06
6. COMUNICACIONES Y SERVICIOS DE INFORMACIÓN			
Telecomunicaciones	1	1,92	2,15
Electrónica y software	2	3,85	1,61
Publicidad, prensa y radiotelevisión	–	–	2,15
7. SERVICIOS DE MERCADO			
Ocio, turismo, hostelería	2	3,85	3,23
Aparcamientos y autopistas	–	–	2,69
Inmobiliarias	4	7,69	11,83
Otros serv. de mercado	1	1,92	3,23
TOTAL	52		

La clasificación sectorial se ha realizado según Sociedad de Bolsas S.A., la cual distingue 28 categorías en sus informes anuales, si bien en la tabla se muestran sólo aquellas categorías para las que aparece alguna empresa que haya realizado *split* en el período comprendido entre enero de 1996 y diciembre de 2003. En la primera columna aparece el número de *splits* realizado por las empresas del sector. En la segunda columna se muestra el porcentaje que representan los *splits* realizados por las empresas del sector sobre el total de *splits*. En la tercera columna se expone el porcentaje de empresas que integran el sector sobre el total de empresas del SIBE.

Por lo que respecta a la distribución sectorial de la muestra depurada, como muestra la Tabla I.7, se mantiene el predominio del sector bancario entre las empresas que realizan *splits*.

Si bien esta muestra depurada constituye la muestra de referencia para nuestro análisis, se aplican asimismo los distintos métodos relajando el último filtro, relativo a la eliminación de las empresas que repiten *split* y se muestran los resultados para la muestra total (muestra de primeros *splits* y *splits* subsiguientes depurada según los filtros expuestos) y para la muestra de *splits* subsiguientes, con el fin de analizar cualquier diferencia relevante que pudiese existir entre los resultados obtenidos para la muestra de primeros *splits* y para las empresas que repiten el desdoblamiento. La muestra de *splits* subsiguientes, una vez aplicados los filtros antes expuestos, consta de 15 desdoblamientos.

I.5. RESULTADOS

Con el fin de contrastar la significatividad de las distintas hipótesis propuestas para explicar las motivaciones de los directivos a la hora de decidir el desdoblamiento del nominal de los títulos de la empresa, hemos utilizado los modelos a los que anteriormente nos hemos referido; a saber: las regresiones *logit* y *probit*, el método Kaplan-Meier, la regresión de Cox y el análisis automático de interacciones. En el presente apartado se exponen los resultados obtenidos con los distintos métodos.

Los diferentes análisis se realizan, por una parte, para la muestra completa y, por otro lado, considerando de forma separada los primeros *splits* realizados por una empresa y los subsiguientes. Cada empresa de la muestra de *splits* se casa con una empresa de control que pertenece a su sector y presenta un tamaño similar.

■ I.5.1. MODELOS LOGIT Y PROBIT

Para contrastar las teorías de la señalización, de la liquidez, del atrincheramiento empresarial, de la atención y de la adaptación al euro, se estiman los modelos *logit* y *probit* según las expresiones [I.2] y [I.3]. Los resultados obtenidos para dichas regresiones se exponen en las Tablas I.8 y I.9, empleando la variable ADAPTEUR1 y ADAPTEUR2, respectivamente.

TABLA 1.8

REGRESIONES DE LOS MODELOS LOGIT Y PROBIT CON LA VARIABLE ADAPTEUR1

VARIABLE	LOGIT						PROBIT					
	MUESTRA COMPLETA			PRIMEROS SPLITS			SPLITS SUBSIGUIENTES			MUESTRA COMPLETA		
	COEF.	p-VALOR		COEF.	p-VALOR		COEF.	p-VALOR		COEF.	p-VALOR	
Constante	-8,45	0,1604	0,22	0,1956	0,2122	-23,63	0,0348	0,1806	-8,38	0,1565	-12,45	0,0289
DIVID	1,92	0,0484	0,26	0,0303	0,9502	-0,09	0,9502	1,04	0,0382	2,26	0,0232	-0,09
PROFUND	4,02-E06	0,7722	7,51E-08	0,2122	0,4433	-1,72-E04	0,5737	3,01-E06	0,7290	1,24-E06	0,8992	-8,28-E05
HORQ	149,34	0,1228	3,12	0,4433	0,0759	345,21	0,0759	76,72	0,1328	138,91	0,1136	176,68
DESVPR	2,89	0,0329	0,25	0,0018	2,13	0,1658	0,1658	3,03	0,0258	1,58	0,0019	0,98
INCREPR	-1,74	0,4781	0,15	0,6392	-1,32	0,7630	0,7630	-1,26	0,3640	2,34	0,2451	-1,45
MAXHIST	2,64	0,0060	0,38	0,0348	2,93	0,2290	0,2290	1,43	0,0053	2,66	0,0290	1,53
VOLATIL	-683,30	0,2247	-8,17	0,6120	-7,914,70	0,1278	0,1278	-367,47	0,2579	-520,56	0,2838	-4,165,01
TAM	0,24	0,3829	-2,15-E03	0,9144	1,15	0,0488	0,0488	0,12	0,4263	0,19	0,4617	0,61
ADAPTEUR1	-0,30	0,7573	0,03	0,5485	-0,44	0,8209	0,8209	-0,17	0,7453	-1,07	0,2356	-0,27
2 log likelihood	-21,40		-10,82		-8,96			-21,25		-13,13		-9,15

La variable dependiente de los modelos *logit* y *probit* toma valor 1 para la empresa que realiza un *split* y valor 0 para la empresa de control. Las variables independientes son el incremento de dividendos con respecto al año anterior (DIVID), la profundidad (PROFUND), la horquilla relativa (HORQ), la desviación del precio del título con respecto al precio medio en su sector (DESVPR), las rentabilidades anormales acumuladas en el año anterior al anuncio de *split* (INCREPR), la consecución de máximo histórico en el año previo al *split* (MAXHIST), la volatilidad de las rentabilidades (VOLATIL), el tamaño de la empresa (TAM) y la adaptación al euro (ADAPTEUR1), siendo *dummies* las variables DIVID, MAXHIST y ADAPTEUR1. La variable ADAPTEUR1 toma valor 1 cuando el nominal del título es un euro tras el *split*, y 0 en caso contrario. La muestra total consta de 119 observaciones; en concreto, 67 *splits* y 52 empresas del grupo de control. La muestra de primeros *splits* consta de 104 empresas, de las cuales 52 son empresas que desdoblan sus títulos y 52 son sus correspondientes parejas en la muestra de control. Por último, la muestra de *splits* subsiguientes consta de 15 empresas que desdoblan el valor nominal de sus títulos y 15 empresas de control. La empresa de control pertenece al mismo sector que la empresa muestral, no realiza *split* y presenta un tamaño similar al de la empresa con la que se casa.

TABLA 1.9
REGRESIONES DE LOS MODELOS LOGIT Y PROBIT CON LA VARIABLE ADAPTEUR2

VARIABLE	LOGIT						PROBIT					
	MUESTRA COMPLETA	PRIMEROS SPLITS	SPLITS SUBSIGUIENTES				MUESTRA COMPLETA	PRIMEROS SPLITS	SPLITS SUBSIGUIENTES			
	COEF.	p-VALOR	COEF.	p-VALOR	COEF.	p-VALOR	COEF.	p-VALOR	COEF.	p-VALOR	COEF.	p-VALOR
Constante	-8,02	0,1890	0,32	0,6225	-56,37	0,1218	-4,03	0,2124	0,24	0,5185	-33,63	0,1229
DIVID	1,81	0,0664	1,68	0,0335	-1,27	0,5717	1,01	0,0415	0,19	0,0124	-0,80	0,5364
PROFUND	7,26-E06	0,4839	7,13-E06	0,8426	-8,74-E04	0,2208	2,93-E06	0,7130	1,79-E06	0,1295	-5,14-E04	0,2198
HORQ	121,83	0,1602	25,82	0,1419	419,01	0,1373	63,36	0,1462	2,71	0,2016	245,21	0,1424
DESVPR	2,65	0,0075	0,67	0,0100	3,17	0,2353	1,50	0,0027	0,37	0,0001	1,84	0,2251
INCREPR	-2,30	0,3628	0,96	0,5194	-11,74	0,2454	0,10	0,4930	0,01	0,9298	-7,02	0,2128
MAXHIST	2,60	0,0531	1,97	0,0269	2,23	0,3408	1,45	0,0271	1,40	0,0480	1,34	0,3334
VOLATIL	-623,80	0,2939	-19,52	0,3608	-7,504,12	0,3502	-376,88	0,2491	-10,33	0,6662	-4,395,93	0,3741
TAM	0,21	0,4571	-0,01	0,6208	2,57	0,1303	0,23	0,6142	-0,01	0,4883	1,53	0,1367
ADAPTEUR2	0,66	0,4690	-1,32	0,8469	7,08	0,1703	-4,03	0,2124	0,05	0,4204	4,28	0,1598
2 log likelihood	-21,18		-12,73		-6,78		-21,68		-8,74		-6,69	

La variable dependiente de los modelos *logit* y *probit* toma valor 1 para la empresa que realiza un *split* y valor 0 para la empresa de control. Las variables independientes son el incremento de dividendos con respecto al año anterior (DIVID), la profundidad (PROFUND), la horquilla relativa (HORQ), la desviación del precio del título con respecto al precio medio en su sector (DESVPR), las rentabilidades anormales acumuladas en el año anterior al anuncio de *split* (INCREPR), la consecución de máximo histórico en el año previo al *split* (MAXHIST), la volatilidad de las rentabilidades (VOLATIL), el tamaño de la empresa (TAM) y la adaptación al euro (ADAPTEUR2), siendo *dummies* las variables DIVID, MAXHIST y ADAPTEUR2. La variable ADAPTEUR2 toma valor 1 si la empresa anuncia el *split* después de mayo de 1998 y 0 en caso contrario. La muestra total consta de 119 observaciones; en concreto, 67 *splits* y 52 empresas del grupo de control. La muestra de primeros *splits* consta de 104 empresas, de las cuales 52 son empresas que desdoblan sus títulos y 52 son sus correspondientes parejas en la muestra de control. Por último, la muestra de *splits* subsiguientes consta de 15 empresas que desdoblan el valor nominal de sus títulos y 15 empresas de control. La empresa de control pertenece al mismo sector que la empresa muestral, no realiza *split* y presenta un tamaño similar al de la empresa con la que se casa.

En ambos modelos, que se diferencian fundamentalmente en la distribución acumulada de los errores, la variable dependiente toma valor 1 para la empresa que realiza un *split* y valor 0 para la empresa de control. Las variables independientes son el incremento de dividendos con respecto al año anterior (DIVID), la profundidad (PROFUND), la horquilla relativa (HORQ), la desviación del precio del título con respecto al precio medio en su sector (DESVPR), las rentabilidades anormales acumuladas en el año anterior al anuncio de *split* (INCRPR), la consecución de máximo histórico en el año previo al *split* (MAXHIST), la volatilidad de las rentabilidades (VOLATIL), el tamaño de la empresa (TAM) y dos medidas alternativas de la adaptación al euro (ADAPTEUR1 y ADAPTEUR2), siendo *dummies* las variables DIVID, MAXHIST, ADAPTEUR1 y ADAPTEUR2.

Como se puede comprobar en la Tabla I.8, para la estimación del modelo *logit* que incluye la variable ADAPTEUR1, se obtiene que para la muestra completa resultan ser significativas las variables relativas al incremento en los dividendos y la desviación del precio a un nivel de confianza del 95%, y la consecución de máximo histórico al 99%. Para la muestra de primeros *splits* son significativas las mismas variables para unos niveles de confianza del 95%, 99% y 95% respectivamente.

Sin embargo, para la muestra de *splits* subsiguientes son significativos los parámetros que acompañan a las variables de tamaño de la empresa y horquilla para niveles de confianza del 95% y del 90% respectivamente. Estos resultados difieren de los obtenidos para la muestra completa y la muestra de primeros *splits*. La estimación de los parámetros para el modelo *probit* ofrece resultados similares. Esta divergencia entre los resultados para la muestra de *splits* subsiguientes con respecto a la muestra total y la submuestra de primeros *splits* puede deberse al reducido tamaño de la muestra de desdoblamientos subsiguientes y la diversidad de valores de las distintas variables para los títulos incluidos en la misma, que no permiten inferir la existencia de algún tipo de patrón característico para las empresas que repiten *split*.

Por otra parte, la Tabla I.9 muestra los resultados obtenidos para la estimación de los modelos *logit* y *probit* incluyendo la variable ADAPTEUR2. Los parámetros que acompañan a las variables relativas a dividendos, desviación del precio y máximo histórico resultan ser significativas para niveles de confianza del 90%, 99% y 90% respectivamente en el caso de la muestra completa y 95%, 99% y 95% en el caso de la muestra de primeros *splits*. Para la muestra de *splits* subsiguientes ninguno de los parámetros resulta ser significativamente distinto de cero. La estimación del modelo *probit* ofrece resultados similares.

Por tanto, las regresiones *logit* y *probit* para la muestra completa y los primeros *splits* señalan al incremento de futuros dividendos, la desviación del precio con respecto a la media del sector y la consecución de un máximo histórico en el año anterior al anuncio como factores determinantes de la realización de un *split*. Para la muestra de desdoblamientos subsiguientes, sin embargo, los resultados difieren en función de la variable considerada como *proxy* de la adaptación al euro y no se observa un patrón claro.

Este resultado apoya parcialmente los obtenidos por Menéndez y Gómez (2003), quienes, a partir de un modelo *logit*, concluyen que la principal teoría explicativa de la realización de *splits* en España es la hipótesis de la liquidez y que los directivos utilizan este tipo de operación para devolver el precio de los títulos a un nivel similar a la media del sector. En nuestro análisis incorporamos la variable relativa a la consecución de un máximo histórico que, junto con la desviación del precio respecto a la media de la industria y el incremento de los dividendos, ha resultado ser significativa para explicar la realización de un *split*.

■ I.5.2. ANÁLISIS DE SUPERVIVENCIA

Adicionalmente a las regresiones *logit* y *probit*, a continuación, empleamos las técnicas del análisis de supervivencia del método Kaplan-Meier y de la regresión de Cox con el fin de contrastar la significatividad de las variables que representan las distintas motivaciones para la realización de *splits* por parte de las empresas. Estos dos métodos, a diferencia de los anteriores, permiten incorporar la variable temporal en la identificación de los determinantes de un *split*.

En primer lugar, la Tabla I.10 muestra los resultados obtenidos con el método Kaplan-Meier.

Con el método Kaplan-Meier se comparan las curvas de supervivencia entre las empresas que realizan *splits* para contrastar su homogeneidad en cuanto a las variables consideradas para nuestro análisis. De esta forma, se pretende comprobar si las empresas de la muestra de *splits* que, por ejemplo, ven incrementar sus dividendos tras el *split* ($DIVID = 1$) presentan curvas de supervivencia de comportamiento similar, o si, por el contrario, existen diferencias significativas entre ellas. La primera columna de la Tabla I.10 muestra las variables en función de las cuales se realiza la comparación, que son las variables independientes definidas para el anterior análisis. Para cada uno de los estadísticos considerados, se muestra el valor del estadístico y su nivel de significación crítico.

Como se puede comprobar a partir de la Tabla I.10, tanto para la muestra total (panel A) como la muestra de primeros *splits* (panel B), las diferencias entre las empresas de la muestra en cuanto a los valores de las variables relativas a profundidad, horquilla de precios, incremento de precios con respecto al año anterior, volatilidad, tamaño y adaptación al euro, resultan significativas con un 99% de confianza. Sin embargo, para la muestra de *splits* subsiguientes, sólo la segunda variable considerada para analizar la adaptación al euro resulta ser significativa para un nivel de confianza del 95% para los tres estadísticos considerados.

Por tanto, a partir del modelo Kaplan-Meier para la muestra total y la muestra de primeros *splits* se puede concluir la homogeneidad entre las empresas de la muestra en

TABLA I.10

ESTADÍSTICOS PARA EL CONTRASTE DE IGUALDAD DE CURVAS DE SUPERVIVENCIA

VARIABLE	LOG RANK		BRESLOW		TARONE-WARE	
	VALOR	p-VALOR	VALOR	p-VALOR	VALOR	p-VALOR
Panel A: Muestra completa						
DIVID	4,16	0,0414	0,04	0,8407	1,11	0,2924
PROFUND	218,36	0,0000	170,33	0,0000	190,75	0,0000
HORQ	227,95	0,0000	175,12	0,0000	197,55	0,0000
DESVPR	1,83	0,1463	1,24	0,1352	0,89	0,4913
INCREPR	229,78	0,0000	176,31	0,0000	199,02	0,0000
MAXHIST	4,03	0,0448	0,04	0,8385	0,71	0,4011
VOLATIL	225,92	0,0000	173,31	0,0000	195,65	0,0000
TAM	229,78	0,0000	176,31	0,0000	199,02	0,0000
ADAPTEUR1	8,47	0,0036	12,72	0,0004	11,37	0,0007
ADAPTEUR2	64,39	0,0000	46,03	0,0000	54,96	0,0000
Panel B: Muestra de primeros splits						
DIVID	8,39-E03	0,6257	0,03	0,4976	0,89	0,7612
PROFUND	206,71	0,0000	175,32	0,0000	137,29	0,0000
HORQ	122,16	0,0000	127,37	0,0000	128,41	0,0000
DESVPR	1,78	0,1521	2,14	0,1107	2,02	0,1709
INCREPR	185,57	0,0000	140,87	0,0000	159,83	0,0000
MAXHIST	0,67	0,4147	6,62	0,0101	2,96	0,0855
VOLATIL	213,86	0,0000	189,73	0,0000	193,45	0,0000
TAM	190,21	0,0000	182,17	0,0000	179,28	0,0000
ADAPTEUR1	14,68	0,0001	16,53	0,0000	17,14	0,0000
ADAPTEUR2	49,54	0,0000	32,53	0,0000	40,63	0,0000
Panel C: Muestra de splits subsiguientes						
DIVID	0,70	0,4045	0,00	1,0000	0,13	0,7166
PROFUND	47,51	0,0222	35,93	0,2105	40,57	0,0943
HORQ	46,98	0,0219	35,92	0,2105	40,55	0,0942
DESVPR	1,65	0,3125	1,42	0,2371	1,17	0,1905
INCREPR	47,51	0,0222	35,93	0,2105	40,57	0,0943
MAXHIST	0,56	0,4527	0,30	0,5852	0,00	0,9885
VOLATIL	45,04	0,0292	34,31	0,2281	38,60	0,1096
TAM	45,99	0,0212	35,92	0,2105	40,55	0,0942
ADAPTEUR1	1,17	0,2803	0,51	0,4735	0,76	0,3832
ADAPTEUR2	7,92	0,0049	4,22	0,0398	5,80	0,0160

Se comparan las curvas de supervivencia de las distintas empresas que realizan *splits* a partir de los estadísticos *log rank*, Breslow y Tarone-Ware. La muestra total (panel A) consta de 67 *splits*, la muestra de primeros *splits* (panel B) consta de 52 y la muestra de *splits* subsiguientes (panel C) consta de 15. La primera columna de la tabla muestra las variables en función de las cuales se realiza la comparación; a saber, el incremento de dividendos con respecto al año anterior (DIVID), la profundidad (PROFUND), la horquilla (HORQ), la desviación del precio del título con respecto al precio medio en su sector (DESVPR), las rentabilidades anormales acumuladas en el año anterior al anuncio de *split* (INCREPR), la consecución de un máximo histórico en el año anterior al *split* (MAXHIST), la volatilidad de las rentabilidades, el tamaño de la empresa (TAM) y la adaptación al euro (ADAPTEUR1 y ADAPTEUR2), siendo *dummies* las variables DIVID, MAXHIST, ADAPTEUR1 y ADAPTEUR2. Para cada uno de los estadísticos considerados, se muestra el valor del estadístico y su nivel de significación crítico.

cuanto a las tres variables que no resultan ser significativas; a saber: el incremento en los dividendos futuros, la desviación del precio con respecto a la media del sector y la obtención de un máximo histórico en el año anterior. Estas variables son las que caracterizan a las empresas que realizan *splits*, frente al resto de variables, que muestran diferencias significativas entre las empresas de la muestra, que se traducen en comportamientos significativamente distintos en sus curvas de supervivencia. Estas tres variables, dividendos, desviación del precio y máximo histórico, son asimismo los factores determinantes del *split* que señalaban los modelos *logit* y *probit*.

En cuanto a la muestra de *splits* subsiguientes, no se observa, sin embargo, un patrón claro que caracterice a las empresas que desdoblan el nominal de sus títulos en más de una ocasión a partir de las variables consideradas.

La existencia de diferencias entre las curvas de supervivencia de las empresas de la muestra en función de las distintas variables se pueden apreciar a partir de los Gráficos I.1, I.2, I.3 y I.4, que representan las curvas de supervivencia de las empresas que realizan *splits* en función de los valores que toman las variables relativas a los dividendos, el máximo histórico y la adaptación al euro (ADAPTEUR1 y ADAPTEUR2), respectivamente.

GRÁFICO I.1

CURVAS DE SUPERVIVENCIA PARA LA VARIABLE DIVID

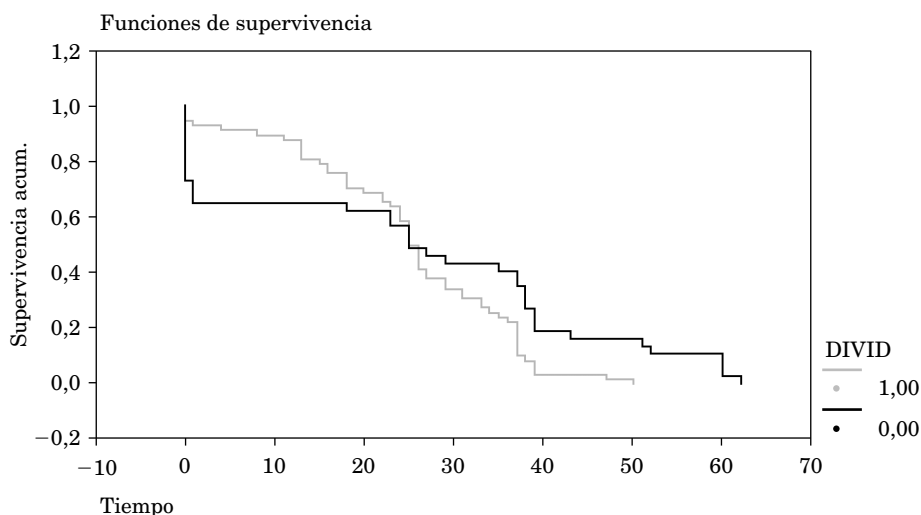


GRÁFICO I.2

CURVAS DE SUPERVIVENCIA PARA LA VARIABLE MAXHIST

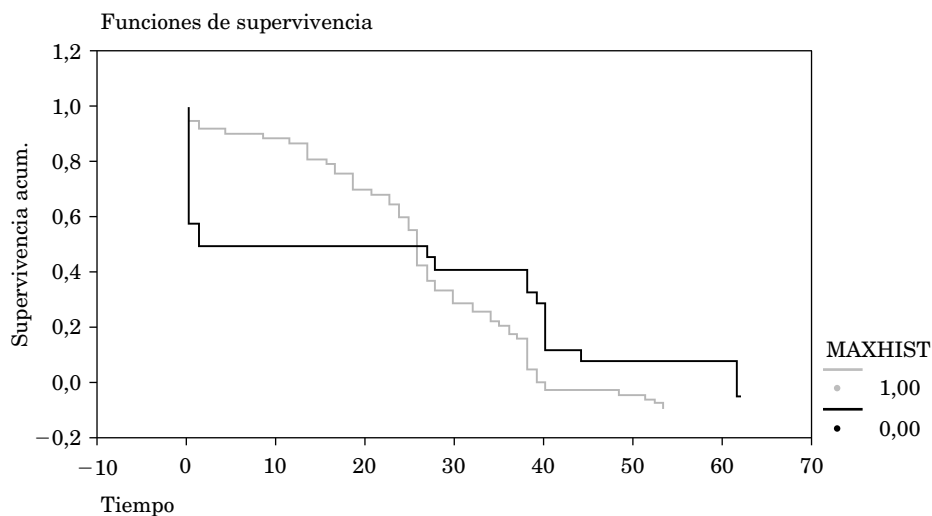


GRÁFICO I.3

CURVAS DE SUPERVIVENCIA PARA LA VARIABLE ADAPTEU1

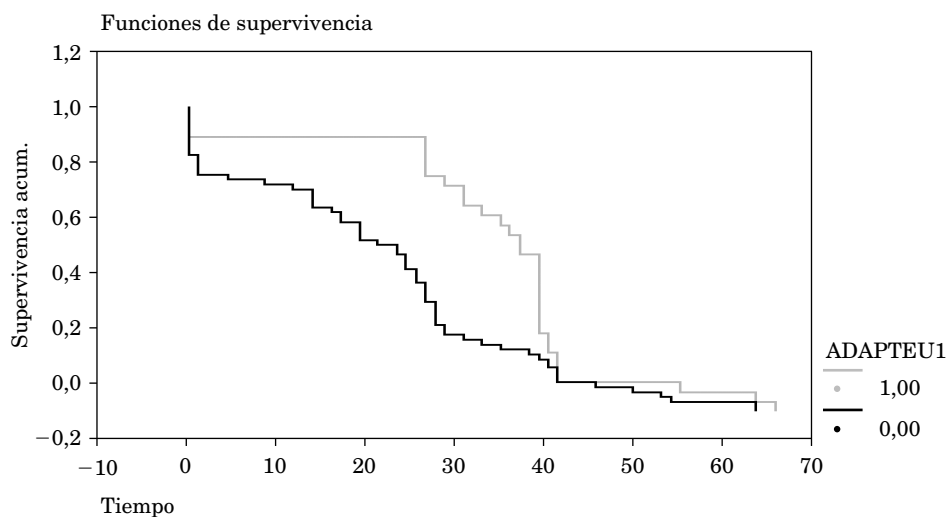
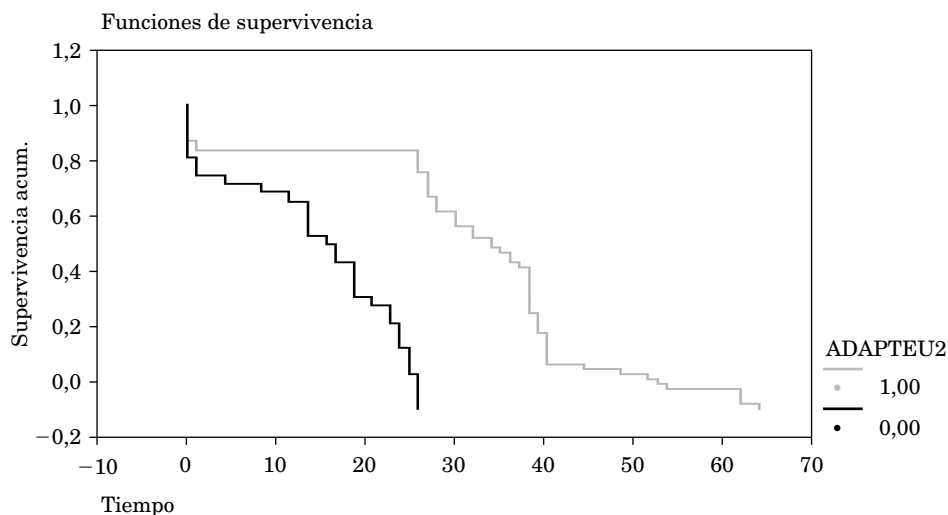


GRÁFICO I.4

CURVAS DE SUPERVIVENCIA PARA LA VARIABLE ADAPTEUR2



A la vista de los gráficos anteriores, se puede comprobar de forma intuitiva que la brecha existente entre las dos curvas de supervivencia (las que representan los casos en los que las variables toman valor 0 y 1) es más reducida para los Gráficos I.1 y I.2 que en los Gráficos I.3 y I.4. A partir de estos últimos se observa la importante diferencia existente entre las empresas de la muestra con respecto a las variables que representan la adaptación al euro.

Así, en el Gráfico I.3 se observa que las empresas que sitúan el nominal de sus títulos en un euro tras el desdoblamiento ($ADAPTEUR1 = 1$) y las que no ($ADAPTEUR1 = 0$) siguen patrones de anuncio de *splits* significativamente distintos, a juzgar por la amplia brecha existente entre las curvas de supervivencia de ambos grupos de empresas. De forma análoga, las empresas que anuncian su *split* después de mayo de 1998 ($ADAPTEUR2 = 1$) muestran un comportamiento a lo largo del tiempo significativamente distinto en comparación con las empresas que anuncian su desdoblamiento antes de dicha fecha ($ADAPTEUR1 = 0$), según muestra el Gráfico I.4. De estos resultados se infiere que ninguna de las dos variables que representan la adaptación al euro parece caracterizar a las empresas que realizan *splits*.

Por el contrario, a partir del Gráfico I.1 se observa que las empresas que ven incrementarse sus dividendos tras el *split* ($DIVID = 1$) y las que no ($DIVID = 0$) muestran patrones de anuncio de *splits* muy similares, por lo que la variable relativa a dividendos es ca-

racterística de las empresas que desdoblan sus títulos. A la vista del Gráfico I.2, se llega a idéntica conclusión para la variable relativa a la consecución de un máximo histórico, MAXHIST.

Las curvas de supervivencia relativas a la profundidad, la horquilla, la desviación del precio con respecto a la media del sector, el incremento en las rentabilidades, la volatilidad y el tamaño de la empresa no han podido ser representadas gráficamente por no ser variables dicotómicas.

Por último, se estima la regresión de riesgos proporcionales de Cox. Los resultados obtenidos a partir del modelo de Cox se muestran en las Tablas I.11 y I.12.

En la Tabla I.11 se exponen los resultados para la regresión del modelo incluyendo la variable ADAPTEUR1, mientras que en el modelo cuyos resultados se incluyen en la Tabla I.12 se considera la variable ADAPTEUR2. Las tablas muestran los valores obtenidos para el parámetro β asociado a cada variable y su error estándar. Para comprobar la contribución de cada variable al riesgo de realizar un *split*, se muestra asimismo el valor de $\text{Exp}(\beta)$ (o e^β), que es el factor por el cual se multiplica la tasa de riesgo instantáneo de un sujeto cuando la variable que multiplica al parámetro β se incrementa en una unidad (permaneciendo las demás variables constantes). Las Tablas I.11 y I.12 muestran asimismo los p-valores asociados a cada uno de los parámetros estimados.

Como se puede observar en la Tabla I.11, que muestra los resultados de la regresión de Cox incluyendo la variable ADAPTEUR1, las variables relativas a los dividendos (DIVID), la desviación del precio con respecto al del sector en el año anterior al *split* (DESVPR) y la obtención de un máximo histórico (MAXHIST) resultan ser significativas para un nivel de confianza del 99%, 95%, y 99% respectivamente tanto en el caso de la muestra completa como en la muestra de primeros *splits*.

El análisis del signo de los coeficientes β asociados a las variables DIVID, DESVPR y MAXHIST y del valor de sus exponenciales permite detallar el estudio de los resultados obtenidos. Por una parte, el coeficiente β muestra valores positivos para las tres variables significativas, lo que indica que cuando las expectativas de beneficios de la empresa son favorables, y/o el precio del título se encuentra por encima de la media del sector, y/o la cotización ha alcanzado un máximo histórico en el año anterior, se incrementa la probabilidad de realizar un desdoblamiento.

Por otra parte, al analizar los valores que toma $\text{Exp}(\beta)$ para la muestra total y la submuestra de primeros *splits* para la variable relativa a dividendos, observamos que sus valores son 2.1232 y 1.8381 respectivamente, lo que indica que cuando la variable DIVID se incrementa en una unidad (pasa de tomar valor 0, por no incrementarse los dividendos al año siguiente, a tomar valor 1, debido a un aumento en los dividendos), la contribución al riesgo de realizar un *split* por parte de esta variable prácticamente se duplica (*ceteris paribus*). De forma análoga, la contribución de la desviación del precio al riesgo total es de

TABLA I.11

REGRESIONES DEL MODELO DE RIESGOS PROPORCIONALES DE COX CON ADAPTEUR1

VARIABLE	β	ERROR STANDARD	EXP(B)	p-VALOR
Panel A: Muestra completa y ADAPTEUR1				
DIVID	0,7529	0,2915	2,1232	0,0098
PROFUND	2,36-E06	2,52-E06	1,0000	0,3485
HORQ	1,2179	6,5385	0,8522	0,8522
DESVPR	0,8178	0,3627	1,3741	0,0241
INCREPR	0,8532	0,6395	0,2573	0,1831
MAXHIST	1,1543	0,3748	3,1719	0,0021
VOLATIL	-142,7087	179,1575	1,05E-62	0,4257
TAM	-0,0360	0,0667	0,5888	0,5893
ADAPTEUR1	-0,1882	0,2741	0,0121	0,5025
2 log likelihood	530,944			
Panel B: Muestra de primeros <i>splits</i> y ADAPTEUR1				
DIVID	0,6087	0,2104	1,8381	0,0038
PROFUND	5,21E-08	8,98E-08	1,0000	0,5617
HORQ	5,7957	6,1382	328,8823	0,3450
DESVPR	0,6618	0,2907	1,9382	0,0228
INCREPR	1,2267	0,8394	0,1110	0,1440
MAXHIST	1,3092	0,4308	3,7032	0,0017
VOLATIL	-295,3471	271,8816	5,41E-129	0,2773
TAM	0,0092	0,0138	1,0092	0,5049
ADAPTEUR1	-0,9302	0,5927	0,3944	0,1108
2 log likelihood	411,001			
Panel C: Muestra de <i>splits</i> subsiguientes y ADAPTEUR1				
DIVID	0,3888	0,7808	1,4752	0,6185
PROFUND	5,356E-05	5,265E-05	1,0001	0,3090
HORQ	-4,8487	16,4010	0,0078	0,7675
DESVPR	-1,0153	1,0266	0,3623	0,3227
INCREPR	-2,7390	2,0617	0,0646	0,1840
MAXHIST	1,6442	0,9735	5,1767	0,0912
VOLATIL	777,2113	1.675,6752	1,5688	0,6428
TAM	0,4503	0,3633	0,9103	0,2151
ADAPTEUR1	-0,0485	0,8718	0,9527	0,9556
2 log likelihood	60,454			

La tabla muestra los resultados de la estimación del modelo de riesgos proporcionales de Cox para la muestra total (panel A), los primeros *splits* (panel B) y los *splits* subsiguientes (panel C). La variable tiempo, incorporada implícitamente al modelo, mide el momento de realización del *split*, expresado en meses transcurridos desde que tuvo lugar el primer *split* en España. La muestra total (panel A) consta de 119 observaciones; en concreto, 67 *splits* y 52 empresas del grupo de control. La muestra de primeros *splits* (panel B) consta de 104 empresas, de las cuales 52 son empresas que desdoblan sus títulos y 52 son sus correspondientes parejas en la muestra de control. Por último, la muestra de *splits* subsiguientes (panel C) consta de 15 empresas que desdoblan el valor nominal de sus títulos y 15 empresas de control. La empresa de control pertenece al mismo sector que la empresa muestral, no realiza *split* y presenta tamaño similar al de la empresa con la que se casa.

TABLA I.12

REGRESIONES DEL MODELO DE RIESGOS PROPORCIONALES DE COX CON ADAPTEUR2

VARIABLE	β	ERROR STANDARD	EXP(B)	p-VALOR
Panel A: Muestra completa y ADAPTEUR2				
DIVID	0,6789	0,3311	1,8888	0,0403
PROFUND	8,351E-07	3,173E-06	1,0000	0,7978
HORQ	3,2700	6,2836	0,0198	0,6028
DESVPR	0,4702	0,2236	1,7522	0,0355
INCREPR	1,1007	0,7639	1,0106	0,1496
MAXHIST	1,0914	0,5367	2,7840	0,0420
VOLATIL	-368,1435	299,1967	3,917E-38	0,2185
TAM	0,0163	0,0294	0,9363	0,5786
ADAPTEUR2	0,8325	0,5507	0,0451	0,1306
2 log likelihood	189,172			
Panel B: Muestra de primeros <i>splits</i> y ADAPTEUR2				
DIVID	0,5472	0,2459	1,7285	0,0260
PROFUND	-1,78E-06	4,23E-06	1,0000	0,6739
HORQ	3,1185	8,1476	22,6124	0,7019
DESVPR	0,7632	0,3139	2,1451	0,0150
INCREPR	0,3854	0,5975	1,4702	0,5189
MAXHIST	1,2963	0,5702	3,1662	0,0230
VOLATIL	-102,3744	185,3651	3,46E-45	0,5807
TAM	0,0507	0,0911	1,0520	0,5778
ADAPTEUR2	-0,8012	0,5356	0,0314	0,1346
2 log likelihood	393,166			
Panel C: Muestra de <i>splits</i> subsiguientes y ADAPTEUR2				
DIVID	0,6149	0,7791	1,8495	0,4299
PROFUND	6,898E-05	5,522E-05	1,0001	0,2116
HORQ	-2,9921	13,8734	0,8292	0,8292
DESVPR	0,0912	1,4378	1,0955	0,9494
INCREPR	-0,7512	2,6943	0,4718	0,7804
MAXHIST	0,6659	1,2480	1,9463	0,5936
VOLATIL	-632,7853	2.232,1903	1,530-275	0,7768
TAM	0,0509	0,5159	1,0522	0,9214
ADAPTEUR2	-1,4912	1,3891	0,2830	0,2251
2 log likelihood	59,199			

La tabla muestra los resultados de la estimación del modelo de riesgos proporcionales de Cox para la muestra total (panel A), los primeros *splits* (panel B) y los *splits* subsiguientes (panel C). La variable tiempo, incorporada implícitamente al modelo, mide el momento de realización del *split*, expresado en meses transcurridos desde que tuvo lugar el primer *split* en España. La muestra total (panel A) consta de 119 observaciones; en concreto, 67 *splits* y 52 empresas del grupo de control. La muestra de primeros *splits* (panel B) consta de 104 empresas, de las cuales 52 son empresas que desdoblan sus títulos y 52 son sus correspondientes parejas en la muestra de control. Por último, la muestra de *splits* subsiguientes (panel C) consta de 15 empresas que desdoblan el valor nominal de sus títulos y 15 empresas de control. La empresa de control pertenece al mismo sector que la empresa muestral, no realiza *split* y presenta tamaño similar al de la empresa con la que se casa.

1,3741 y 1,9382 para la muestra total y la submuestra de primeros *splits* respectivamente, por lo que también en este caso el riesgo de realizar un *split* se incrementa en aproximadamente el doble de la variación en el valor de esta variable. Por último, para la variable relativa a la consecución de un máximo histórico, $\text{Exp}(b)$ muestra los valores 3.1719 y 3.7032 para la muestra total y la submuestra de primeros *splits* respectivamente, lo que supone que por el hecho de que la cotización del título haya alcanzado un máximo histórico en el año anterior, la probabilidad de que la empresa realice un *split* se ve más que triplicada.

Por lo que respecta a la submuestra de *splits* subsiguientes, sin embargo, a partir de los resultados expuestos en la Tabla I.11, sólo la variable relativa a la consecución de un máximo histórico es significativa para un 90% de confianza.

Por otra parte, en la Tabla I.12 se muestran los resultados obtenidos para la estimación del modelo de regresión de Cox incluyendo la variable ADAPTEUR2 para contrastar la significatividad de la adaptación al euro. Estos resultados son similares a los arriba comentados para la regresión que incluye la variable ADAPTEUR1. En concreto, como muestra la Tabla I.12, cuando se incluye la variable ADAPTEUR2, resultan ser significativas las variables relativas a los dividendos, la desviación del precio con respecto al del sector en el año anterior al *split* y la obtención de un máximo histórico para un nivel de confianza del 95%, tanto para la muestra total como para la submuestra de primeros *splits*. Los signos de los parámetros b son positivos, al igual que los observados para la regresión que incluye ADAPTEUR1 y los valores de $\text{Exp}(b)$ resultan similares a los obtenidos para dicho modelo.

Así, a la vista de los resultados obtenidos para la muestra total y los primeros *splits*, podemos afirmar que la variable que contribuye en mayor medida al incremento en la probabilidad de realizar un *split* es la consecución de un máximo histórico.

Para la submuestra de *splits* subsiguientes, en la regresión que incluye la variable ADAPTEUR2, ninguna de las variables resulta ser significativa.

Por lo tanto, tanto a partir del modelo de Kaplan-Meier como a través de la regresión de riesgos proporcionales de Cox, se obtiene evidencia a favor de la teoría de la señalización y de la hipótesis del rango óptimo para la muestra total y la submuestra de primeros *splits*. Concretamente, las variables relativas a los dividendos (DIVID), la desviación del precio con respecto al del sector en el año anterior al *split* (DESVPR) y la obtención de un máximo histórico (MAXHIST) resultan ser significativas. Estos resultados son consistentes con los obtenidos para los modelos *logit* y *probit*.

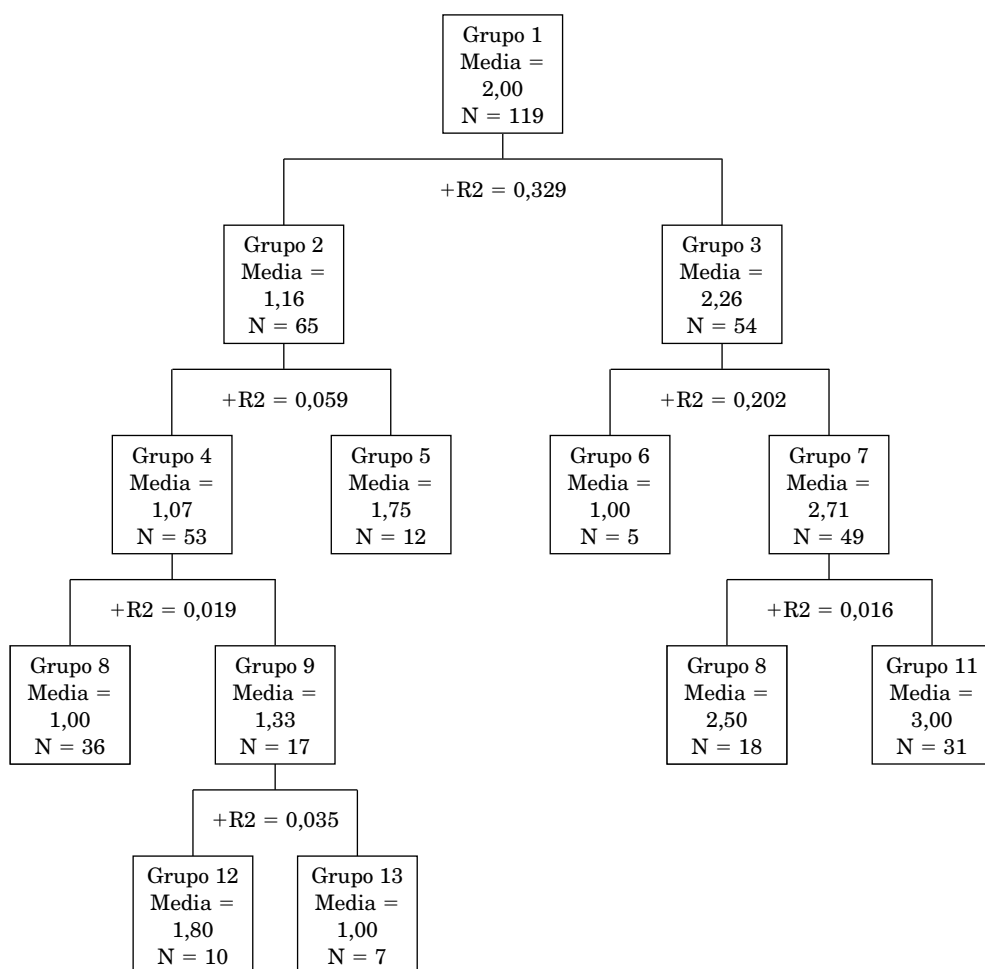
En cuanto a la muestra de *splits* subsiguientes, al igual que en los modelos *logit* y *probit*, a partir de las técnicas de análisis de supervivencia no parece existir un patrón claro que caracterice a las empresas que deciden repetir el *split*.

I.5.3. ANÁLISIS AUTOMÁTICO DE INTERACCIONES

En esta sección empleamos el análisis automático de interacciones con el fin de aportar una nueva *visión* en la identificación de los factores que caracterizan a las empresas que realizan un *split*.

GRÁFICO I.5

ANÁLISIS AUTOMÁTICO DE INTERACCIONES. MUESTRA TOTAL



Proporción total de varianza explicada: $R^2 = 0,6594$.

Tamaño mínimo de los segmentos: 5.

Contribución mínima de la partición a la explicación de la varianza: 1,0%.

En primer lugar, se considera la muestra total de *splits* realizados. La variable a explicar, esto es, la realización de la operación de desdoblamiento, se representa a través de la variable STATUS, que toma valor 1 para el primer *split*, 2 para *splits* subsiguientes y 3 para la empresa de la muestra de control. Con el fin de evitar que se generen segmentos excesivamente pequeños, que agrupen un reducido número de elementos y que contribuyan escasamente a explicar la varianza en la variable STATUS, exigimos que el tamaño mínimo de los segmentos sea el 10% del tamaño muestral y que la contribución mínima de la partición a la explicación de la varianza sea del 1%. Los resultados del proceso de división de la muestra en segmentos se muestran en el Gráfico I.5.

El Gráfico I.5 muestra de forma esquemática el proceso de división en segmentos llevado a cabo por el análisis automático de interacciones, que trata de minimizar la varianza intragrupo y maximizar la varianza intergrupo. La clasificación resultante de la aplicación de este método consigue explicar un 65.94% de la realidad, por lo que podemos afirmar que se trata de una clasificación bastante buena.

En la Tabla I.13 se describen con mayor detalle las características de los segmentos finales obtenidos a partir del análisis automático de interacciones. La tabla expone los resultados para el análisis automático de interacciones para la muestra total, compuesta por 119 observaciones, de las cuales 67 son empresas que realizan *splits* y 52 son empresas de control. Cada empresa de la muestra de *splits* se casa con una empresa de tamaño similar perteneciente a su mismo sector que no desdobla el nominal de sus títulos. Las dos primeras columnas indican el número de segmento y grupo respectivamente, generados por el análisis automático de interacciones, según se detalla en el Gráfico I.5. La tercera columna indica el número de empresas que forman parte del segmento. La cuarta columna indica el STATUS medio en el segmento, tomando la variable STATUS valor 1 para las empresas que realizan su primer *split*, 2 para los *splits* subsiguientes, y 3 para la muestra de control. La quinta columna muestra la desviación típica de la variable STATUS dentro del segmento y la sexta columna detalla los valores de los factores que han determinado la segmentación y que, por tanto, caracterizan a las observaciones que integran el segmento.

Como se puede apreciar en la Tabla I.13, las variables seleccionadas por el análisis automático de interacciones como relevantes a la hora de explicar la decisión de realizar un *split* son la consecución de un máximo histórico, la desviación del precio con respecto al mercado, el incremento futuro de los dividendos y la profundidad. Dichas variables coinciden, por lo general, con las obtenidas por los modelos *probit* y *logit* y las técnicas de análisis de supervivencia. Las empresas cuyas cotizaciones han experimentado un máximo histórico en el último año, quedando el precio del título por encima de la media de su sector y/o que prevén aumento en los beneficios son las principales candidatas para realizar un *split*, como se puede observar en la descripción de las empresas que integran el segmento 3 a partir de la Tabla I.13. En este segmento se incluyen 36 empresas que realizan su primer *split* (STATUS = 1) y que constituyen más de la mitad de la muestra de primeros *splits* (52 empresas).

TABLA I.13

PERFIL DE LOS SEGMENTOS FINALES OBTENIDOS MEDIANTE EL ANÁLISIS AUTOMÁTICO DE INTERACCIONES PARA LA MUESTRA TOTAL

SEGMENTO	GRUPO	TAMAÑO	MEDIA STATUS	DESVIACIÓN TÍPICA	CARACTERÍSTICAS
1	5	12	1,750	0,938	– MAXHIST: Alcanza máximo histórico – DESVPR: Precio por debajo de media sector
2	6	5	1,000	0,000	– MAXHIST: No alcanza máximo histórico – HORQ: Mayor que 0,010
3	8	36	1,000	0,000	– MAXHIST: Alcanza máximo histórico – DESVPR: Precio por encima de media sector – DIVID: Incremento futuro dividendos
4	10	18	2,500	0,750	– MAXHIST: No alcanza máximo histórico – HORQ: Inferior a 0,010 – DESVPR: Precio por encima de media sector
5	11	31	3,000	0,000	– MAXHIST: No alcanza máximo histórico – HORQ: Inferior a 0,010 – DESVPR: Precio por debajo de media sector
6	12	10	1,800	0,960	– MAXHIST: Alcanza máximo histórico – DESVPR: Precio por encima de media sector – DIVID: No incremento dividendos – PROFUND: Mayor que 2.500
7	13	7	1,000	0,000	– MAXHIST: Alcanza máximo histórico – DESVPR: Precio por encima de media sector – DIVID: No incremento dividendos – PROFUND: Menor que 2.500

La tabla expone los resultados para el análisis automático de interacciones para la muestra total, compuesta por 119 observaciones, de las cuales 67 son empresas que realizan *splits* (52 primeros *splits* y 15 desdoblamientos subsiguientes) y 52 son empresas de control. Cada empresa de la muestra de *splits* se casa con una empresa de tamaño similar perteneciente a su mismo sector que no desdobra el nominal de sus títulos. Las dos primeras columnas indican el número de segmento y grupo respectivamente, generados por el análisis automático de interacciones, según se detalla en el Gráfico I.6. La tercera columna indica el número de empresas que forman parte del segmento. La cuarta columna indica el STATUS medio en el segmento, tomando la variable STATUS valor 1 para las empresas que realizan su primer *split*, 2 para los *splits* subsiguientes, y 3 para la muestra de control. La quinta columna muestra la desviación típica de la variable STATUS dentro del segmento y la sexta columna detalla los valores de los factores que han determinado la segmentación y que, por tanto, caracterizan a las observaciones que integran el segmento.

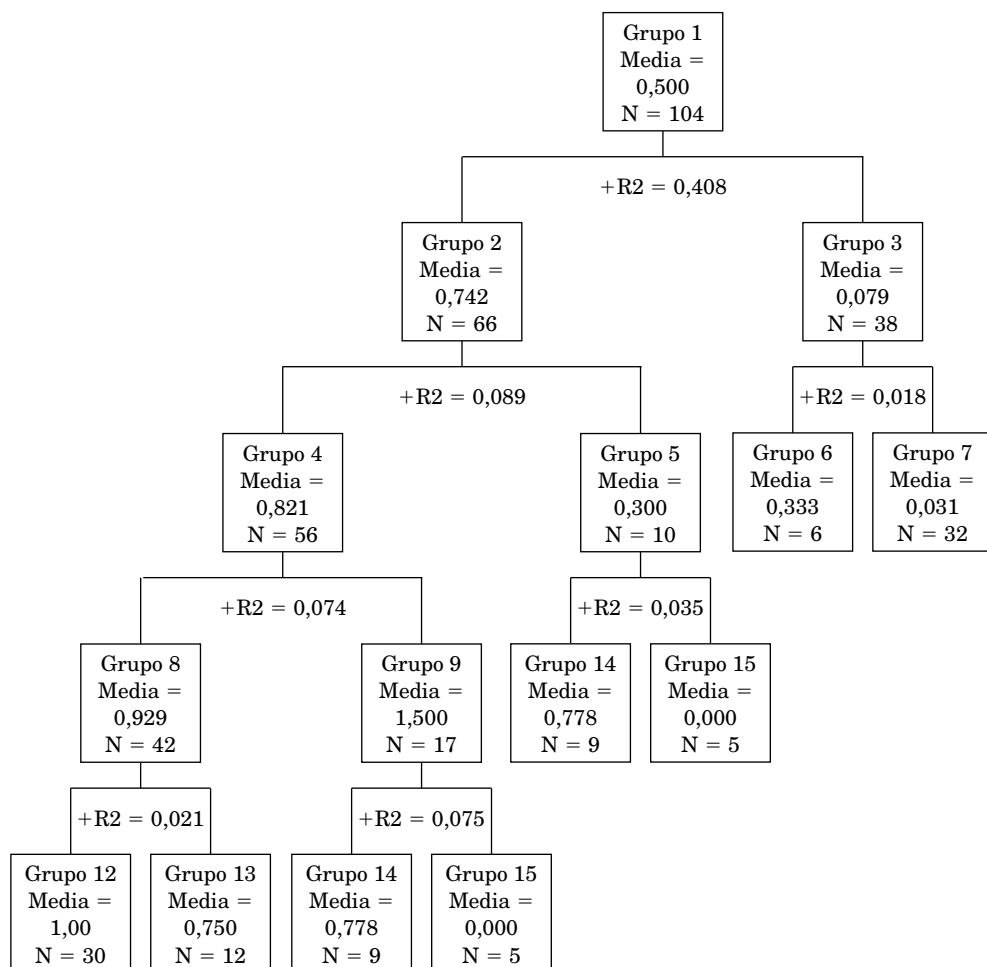
Por otra parte, según se describe en el segmento 5, las empresas de la muestra de control, esto es, las que no realizan *split* (STATUS = 3), se caracterizan por no haber alcanzado un máximo histórico en el año previo al *split*, por mantener el precio de sus acciones por debajo de la media del sector y por presentar una horquilla inferior a 0,010.

Por tanto, los resultados obtenidos para la muestra total a partir del análisis automático de interacciones apoyan en gran medida los expuestos para las regresiones *probit* y *logit* y el análisis de supervivencia.

En segundo lugar, para evitar la contaminación de la muestra por el efecto repetición, nos limitamos a considerar los primeros *splits*. En este caso, la variable a explicar, esto es,

GRÁFICO I.6

ANÁLISIS AUTOMÁTICO DE INTERACCIONES. MUESTRA DE PRIMEROS *SPLITS*



Proporción total de varianza explicada: $R^2 = 0,7189$.

Tamaño mínimo de los segmentos: 5.

Contribución mínima de la partición a la explicación de la varianza: 1,0%.

la realización de la operación de desdoblamiento, se representa a través de la variable *STATUS*, que toma valor 1 para las empresas de la muestra de *splits* y 0 para la muestra de control. Las variables independientes consideradas son las mismas que en los métodos anteriores. Como en el caso de la muestra total, exigimos que el tamaño mínimo de los segmentos sea el 10% del tamaño muestral y que la contribución mínima de la partición a la explicación de la varianza sea del 1%. El Gráfico I.6 muestra los resultados del proceso de división y agrupación de las empresas de la muestra por el análisis automático de interacciones.

En este caso, a partir del análisis automático de interacciones se consigue explicar un 71,89% de la realidad, por lo que se trata de un método bastante bueno para describir las características que diferencian a las empresas que realizan su primer *split* de las empresas que no desdoblan sus títulos.

Entre los 15 grupos formados a partir del proceso secuencial aplicado por el análisis automático de interacciones se distinguen ocho segmentos finales, que son aquellos grupos no susceptibles de continuar participando en el proceso, bien porque han alcanzado ya el tamaño mínimo (5 empresas en este caso), o bien porque la varianza intragrupo es mínima y la varianza intergrupo es máxima. Las características de los segmentos finales resultantes de la aplicación de este método se describen en la Tabla I.14.

Como se puede apreciar en la Tabla I.14, el segmento más numeroso, con 32 empresas, es el 2, constituido mayoritariamente por empresas de la muestra de control (la media de la variable *STATUS* es 0,031), siendo 0 el valor asignado a la variable *STATUS* para las empresas de la muestra de control. Las empresas incluidas en este segmento no han experimentado un máximo histórico en el último año y presentan una horquilla reducida (inferior a 0,015). Por el contrario, el segmento 7, compuesto por 29 empresas que realizan un *split* (el valor medio de la variable *STATUS* es 1), se caracteriza por incluir títulos que han alcanzado un máximo histórico en el último año, cuyas cotizaciones en el último año son un 20% superiores a la media del sector, por incrementar sus dividendos en el año siguiente al *split* y por presentar una profundidad reducida (inferior a 2.500). Analizando el resto de segmentos formados, las variables seleccionadas por el análisis automático de interacciones como relevantes a la hora de explicar la decisión de realizar un *split* son la consecución de un máximo histórico, la desviación del precio con respecto al mercado y el incremento futuro de los dividendos. Dichas variables coinciden, por lo general, con las obtenidas por los modelos *logit* y *probit* y el análisis de supervivencia. Las empresas cuyas cotizaciones han experimentado un máximo histórico en el último año, quedando el precio del título más de un 20% por encima de la media de su sector y que prevén aumento en los beneficios son las principales candidatas para realizar un *split*.

Por último, se estudia la submuestra de empresas que realizan *splits* en más de una ocasión. En este caso, al tratarse de una muestra más reducida que en los casos anteriores, se ha considerado un tamaño mínimo de los segmentos de tres empresas. La contribución

TABLA I.14

PERFIL DE LOS SEGMENTOS FINALES OBTENIDOS MEDIANTE EL ANÁLISIS AUTOMÁTICO DE INTERACCIONES PARA LA MUESTRA DE PRIMEROS *SPLITS*

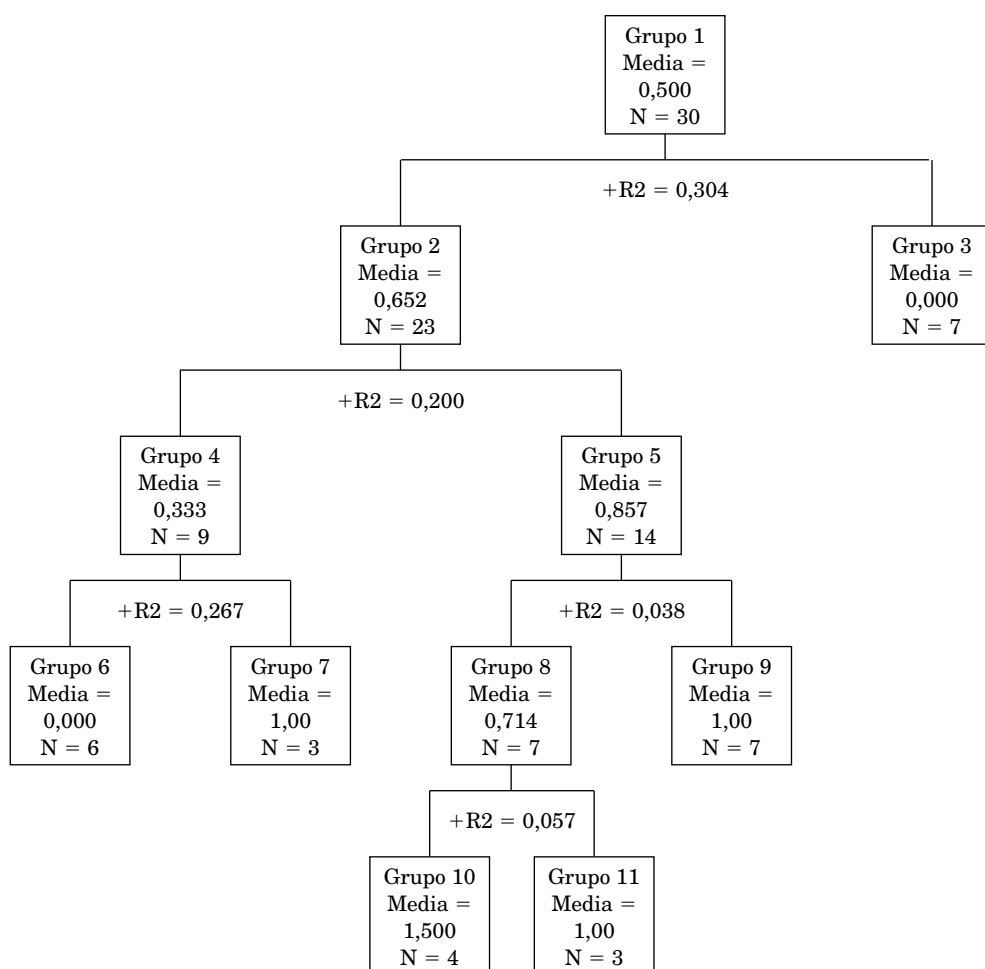
SEGMENTO	TAMAÑO	MEDIA STATUS	DESVIACIÓN TÍPICA	CARACTERÍSTICAS
1	6	0,333	0,222	– MAXHIST: No alcanza máximo histórico – HORQ: Mayor que 0,015
2	32	0,031	0,030	– MAXHIST: No alcanza máximo histórico – HORQ: Menor que 0,015
3	5	0,600	0,240	– MAXHIST: Alcanza máximo histórico – DESVPR: Precio inferior a 120% media sector – DIVID: Incremento futuro dividendos
4	5	0,000	0,000	– MAXHIST: Alcanza máximo histórico – DESVPR: Precio inferior a 120% media sector – DIVID: No incremento dividendos
5	5	0,000	0,000	– MAXHIST: Alcanza máximo histórico – DESVPR: Precio superior a 120% media sector – PROFUND: Mayor que 2.500 – INCREPR: Mayor que 0,10
6	11	0,818	0,149	– MAXHIST: Alcanza máximo histórico – DESVPR: Precio superior a 120% media sector – PROFUND: Mayor que 2.500 – INCREPR: Inferior a 0,10
7	29	1,000	0,000	– MAXHIST: Alcanza máximo histórico – DESVPR: Precio superior a 120% media sector – DIVID: Incremento dividendos – PROFUND: Menor que 2.500
8	11	0,727	0,198	– MAXHIST: Alcanza máximo histórico – DESVPR: Precio superior a 120% media sector – DIVID: No incremento dividendos – PROFUND: Menor que 2.500

La tabla expone los resultados para el análisis automático de interacciones para la muestra total, compuesta por 104 observaciones, de las cuales 52 son empresas que realizan *splits* y 52 son empresas de control. Cada empresa de la muestra de *splits* se casa con una empresa de tamaño similar perteneciente a su mismo sector que no desdobra el nominal de sus títulos y presenta un ratio VC/VM y un tamaño similares. La primera columna indica el número de segmentos generados por el análisis automático de interacciones. La segunda columna indica el número de empresas que forman parte del segmento. La tercera columna indica el valor medio de la variable STATUS en el segmento, tomando dicha variable el valor 1 para las empresas que realizan un *split* y 0 para las empresas de la muestra de control. La cuarta columna muestra la desviación típica de la variable STATUS dentro del segmento y la quinta columna detalla los valores de los factores que han determinado la segmentación y que, por tanto, caracterizan a las observaciones que integran el segmento.

mínima de la partición a la explicación de la varianza de la variable STATUS es del 1%. El Gráfico I.7 muestra los resultados del proceso de división y agrupación de las empresas de la muestra de *splits* subsiguientes por el análisis automático de interacciones. Como se puede comprobar a partir de dicho gráfico, las 30 empresas de la muestra de *splits* subsiguientes y de control se agrupan en seis segmentos finales que logran explicar un 86,67% de la realidad.

GRÁFICO I.7

ANÁLISIS AUTOMÁTICO DE INTERACCIONES. MUESTRA DE *SPLITS* SUBSIGUIENTES



Proporción total de varianza explicada: $R^2 = 0,8667$.

Tamaño mínimo de los segmentos: 3.

Contribución mínima de la partición a la explicación de la varianza: 1,0%.

Las características de los segmentos finales resultantes de la aplicación de este método se describen en la Tabla I.15.

TABLA I.15

PERFIL DE LOS SEGMENTOS FINALES OBTENIDOS MEDIANTE EL ANÁLISIS AUTOMÁTICO DE INTERACCIONES PARA LA MUESTRA *SPLITS* SUBSIGUIENTES

SEGMENTO	TAMAÑO	MEDIA STATUS	DESVIACIÓN TÍPICA	CARACTERÍSTICAS
1	7	0,000	0,000	- INCREPR: Inferior a $-0,05$
2	6	0,000	0,000	- INCREPR: Entre $0,00$ y $0,10$ - DIVID: Incremento dividendos
3	3	1,000	0,000	- INCREPR: Entre $0,00$ y $0,10$ - DIVID: No incremento dividendos
4	7	1,000	0,000	- INCREPR: Entre $-0,05$ y 0 - DESVPR: Precio por debajo del sector
5	4	0,500	0,250	- INCREPR: Entre $-0,05$ y 0 - DESVPR: Precio por encima del sector - DIVID: Incremento dividendos
6	3	1,000	0,000	- INCREPR: Entre $-0,05$ y 0 - DESVPR: Precio por encima del sector - DIVID: No incremento dividendos

La tabla expone los resultados para el análisis automático de interacciones para la muestra total, compuesta por 30 observaciones, de las cuales 15 son empresas que repiten *split* y 15 son empresas de control. Cada empresa de la muestra de *splits* se casa con una empresa de tamaño similar perteneciente a su mismo sector que no desdobra el nominal de sus títulos y presenta un ratio VC/VM y un tamaño similares. La primera columna indica el número de segmentos generados por el análisis automático de interacciones. La segunda columna indica el número de empresas que forman parte del segmento. La tercera columna indica el valor medio de la variable STATUS en el segmento, tomando dicha variable el valor 1 para las empresas que realizan un *split* y 0 para las empresas de la muestra de control. La cuarta columna muestra la desviación típica de la variable STATUS dentro del segmento y la quinta columna detalla los valores de los factores que han determinado la segmentación y que, por tanto, caracterizan a las observaciones que integran el segmento.

A partir de la Tabla I.15 se puede observar la existencia de tres segmentos constituidos por las empresas que repiten *split* (STATUS = 1); a saber, los segmentos 3, 4 y 6, formados por 3, 7 y 3 empresas respectivamente. Los segmentos 3 y 6 tienen en común que las empresas incluidas en los mismos no ven incrementarse sus dividendos tras el *split*. Por otra parte, las variables relativas a la desviación del precio con respecto a la media del sector y el incremento de precios caracterizan asimismo a las empresas de estos segmentos, si bien con valores incompatibles que no permiten inferir un patrón característico claro para estas empresas.

Por otra parte, los segmentos 1 y 2 están integrados por 7 y 6 empresas pertenecientes a la muestra de control respectivamente. Mientras que las empresas del primer segmento se caracteriza por haber experimentado en el año previo al *split* una caída en el precio de sus títulos superior al 5%, las pertenecientes al segundo segmento se caracterizan por haber experimentado un incremento en sus precios entre el 0% y el 10% y por haber visto incrementados sus dividendos tras el *split*.

Por tanto, la única variable que parece distinguir a las empresas que repiten *split* de las de la muestra de control es la relativa a dividendos, que paradójicamente apunta a una relación contraria a la obtenida para la muestra total y la muestra de primeros *splits*: las empresas que repiten *split* no ven incrementarse sus dividendos tras el mismo, mientras que en la muestra de control se observa un incremento.

I.6.

CONCLUSIONES SOBRE LAS MOTIVACIONES PARA LA REALIZACIÓN DE UN *SPLIT*

En este capítulo hemos identificado los factores determinantes de los *splits* en la Bolsa española, tratando de garantizar la robustez de los resultados obtenidos a partir de distintas metodologías. Para ello, se han considerado diferentes teorías acerca de las motivaciones de los directivos españoles al desdoblar el nominal de sus títulos. En concreto, se han contrastado las hipótesis de la señalización, de la liquidez, del atrincheramiento empresarial, de la atención y de la reacción de la empresa frente a un cambio reglamentario, en este caso, el ajuste a la nueva unidad de cuenta. Para ello se han considerado como variables el incremento de los dividendos de la empresa con respecto al periodo anterior, la profundidad, la horquilla relativa de precios, la desviación del precio del título con respecto al precio medio de las acciones de su sector, el incremento del precio del título en el año anterior al anuncio de *split*, la consecución de un máximo histórico en el año previo al desdoblamiento, la volatilidad de las rentabilidades del título, el tamaño de la empresa y la adaptación del nominal del título al euro.

A diferencia de la literatura previa, utilizamos tanto métodos dinámicos como estáticos. Hemos incorporado la variable temporal a través de la regresión de Cox, mientras que hemos utilizado asimismo métodos estáticos como los modelos *logit* y *probit*, el método Kaplan-Meier y el análisis automático de interacciones.

Los diferentes métodos ofrecen resultados coincidentes, ya que las variables relativas al incremento en los dividendos futuros, la diferencia del precio con respecto a la media del sector y la consecución de un máximo histórico resultan significativos y muestran los signos que predice la teoría. De los resultados obtenidos para la muestra total y la sub-

muestra de primeros *splits* se infiere que los directivos deciden realizar un *split* cuando quieren señalar que en el próximo ejercicio mejorarán los resultados de la empresa, cuando el precio del título se encuentra por encima del precio medio de su sector y cuando los precios de los títulos de la empresa se han incrementado durante el último ejercicio hasta alcanzar un máximo histórico. Estos resultados apoyan la teoría de la señalización y la hipótesis del rango óptimo, y se encuentran en la línea de la evidencia previa para el caso español [Yagüe (2002a); Yagüe (2002b); Yagüe y Gómez (2002); Menéndez y Gómez (2003)] y para las Bolsas internacionales [Elgers y Murray (1985); Lakonishok y Lev (1987); Bertl (2000); Easley *et al.* (2001)].

Acerca de los resultados obtenidos cabe destacar dos cuestiones. En primer lugar, resulta paradójico que los directivos utilicen el *split* para señalar futuros incrementos de beneficios cuando el mercado ya está valorando de forma favorable los títulos de la compañía, a juzgar por los máximos históricos alcanzados en el ejercicio anterior y el precio situado por encima de la media del sector. Ello nos puede llevar a pensar que los directivos no tratan de señalar futuras mejoras en los resultados de la empresa, sino que más bien el mercado es ya conocedor de las buenas expectativas de la empresa y el principal motivo de los directivos para realizar un *split* es alejar la cotización de los máximos históricos y devolverla a un rango de precios similar al del sector para seguir permitiendo su revalorización futura.

En segundo lugar, contrariamente a lo que en principio cabría esperar, el ajuste al euro no parece ser una variable relevante en la decisión de realizar un *split* para el caso español.

Para la submuestra de *splits* subsiguientes, sin embargo, los resultados no permiten apoyar ninguna de las teorías explicativas para el desdoblamiento de acciones. Esta aparente contradicción con los resultados obtenidos para la muestra total y la submuestra de primeros *splits* podría venir explicada por tres posibles causas. En primer lugar, la proximidad entre las fechas de anuncio de *splits* subsiguientes y de ejecución de *splits* previos podría implicar la presencia de efectos contaminantes sobre los resultados obtenidos para la muestra de *splits* subsiguientes²⁵. En segundo lugar, la obtención de resultados favorables en los desdoblamientos previos puede suponer para los directivos un incentivo a tratar de engañar al mercado, pretendiendo hacer creer que se señalan futuros incrementos en los dividendos de la empresa, o que se trata de reducir el precio para dejarle un mayor margen de revalorización, cuando en realidad los directivos no disponen de tales expectativas futuras positivas para la empresa. Por último, el resultado obtenido para la submuestra de *splits* subsiguientes puede apuntar hacia la institucionalización de la decisión empresarial de realizar un *split* (repetir porque otras empresas también repiten), en detrimento de fac-

²⁵ Por término medio transcurren 607 días entre la ejecución de un *split* y el anuncio del siguiente, si bien con grandes diferencias entre títulos (el periodo mínimo es de 23 días para Zeltia y el máximo para Corporación Mapfre con 1343 días).

tores de índole económica. Esta última explicación, basada en la influencia de efectos epidemiológicos²⁶ o de un «efecto rebaño», resulta especialmente adecuada si se tiene en cuenta que el fenómeno *split* en ciertos periodos ha parecido tratarse de una «moda».

Cabe señalar que, si bien en este caso no detectamos diferencias significativas entre los resultados para la regresión de Cox y los métodos estáticos, al añadir el aspecto temporal, descubrimos la complejidad de operar con un modelo dinámico. En este sentido, como sostienen Lieberman y Montgomery (1998), la regresión de Cox ofrece información, no sólo acerca de los factores determinantes de la decisión de desdoblar el nominal del título, sino también del momento en el que se toma dicha decisión, que depende en gran medida de los factores considerados como relevantes para la decisión y las empresas que componen la muestra.

En resumen, al alcanzar resultados similares a partir de distintos métodos y una muestra más amplia que en los trabajos previos para la Bolsa española, concluimos que los resultados son robustos a la metodología empleada y a la muestra considerada.

²⁶ El concepto de efectos epidemiológicos en Ecología de las Poblaciones hace referencia a la imitación o contagio de las políticas o decisiones llevadas a cabo por otras empresas, a pesar de que los efectos de tales decisiones o prácticas sean neutros o incluso perjudiciales para la compañía [Hannan y Freeman (1977)].



ANÁLISIS DE LOS EFECTOS DE LOS *SPLITS* A CORTO PLAZO



Si bien desde un punto de vista teórico los *splits* pueden parecer simples operaciones sin consecuencias económico-financieras, distintos estudios realizados sobre los mercados de valores, en especial sobre los estadounidenses, detectan variaciones significativas en la distribución de las rentabilidades, la liquidez y distintas medidas de la actividad negociadora de los títulos desdoblados alrededor de la fecha de anuncio y de ejecución del *split*.

A lo largo del presente capítulo estudiamos los efectos a corto plazo del anuncio y la ejecución de la operación de desdoblamiento sobre las rentabilidades, la volatilidad, la liquidez y diversas medidas de la actividad negociadora. Así, a partir de los efectos de los *splits* en el corto plazo se ha tratado de comprobar si se han cumplido los objetivos que motivaron el *split* y que se revisaron en las distintas teorías expuestas en el capítulo anterior.

Diversos trabajos han observado la existencia de rentabilidades anormalmente positivas alrededor de las fechas de anuncio y ejecución de los desdoblamientos. Por otra parte, si bien existe unanimidad en cuanto al incremento significativo de las volatilidades tras el *split*, los efectos de esta operación sobre la liquidez y la actividad negociadora no resultan concluyentes.

En primer lugar, como resultado del análisis de las rentabilidades a corto plazo se obtiene una positiva acogida del mercado al anuncio y a la ejecución de este tipo de operación, que se traduce en rentabilidades significativas positivas alrededor del día de suceso. Se obtienen resultados similares para aquellos títulos que desdoblan el nominal de sus títulos subsiguientemente, no siendo significativas las diferencias con respecto a los primeros *splits* realizados. La positiva reacción del mercado ante el anuncio de un *split* sirve de apoyo a la teoría de la señalización.

A continuación, contrastamos la existencia de cambios significativos en las volatilidades de los títulos tras el *split*. Como resultado, se observa un incremento en la volatilidad de las rentabilidades tanto para el primer *split* como para los desdoblamientos subsiguientes, y con independencia del factor de desdoblamiento y del tamaño de la empresa. En este sentido, se puede inferir un incremento de la participación de los inversores en la negociación de los títulos desdoblados, cumpliéndose así la teoría del atrincheramiento empresarial.

Por último, se contrasta la existencia de variaciones significativas en distintas medidas de liquidez (horquilla y profundidad) y de la actividad negociadora (volumen negocia-

do, número de transacciones, tamaño medio de transacción y número de días sin negociación) tras el *split* en el corto plazo. Los resultados obtenidos resultan contradictorios y no permiten apoyar la teoría de la liquidez: se observa un incremento en el número de transacciones y una reducción en el número de días sin negociación, que contrastan con el aumento de la horquilla y caídas en la profundidad, el volumen negociado y el tamaño medio transacción para los títulos desdoblados.

En resumen, los resultados obtenidos para el análisis de la distribución de las rentabilidades, la liquidez y la actividad negociadora permiten concluir que los directivos españoles consiguen su objetivo de enviar señales positivas al mercado por medio de este tipo de operación, según defiende la teoría de la señalización. Por el contrario, no permiten apoyar la argumentación basada en incrementar la liquidez del título y devolver la cotización del mismo a un rango de negociación óptimo.

Frente a estudios previos de los efectos de esta operación a corto plazo para el caso español [Reboredo (2000 y 2003); Gómez (2001); Yagüe (2002a); Menéndez y Gómez (2003)], el presente trabajo supone importantes novedades. En cuanto al estudio de las rentabilidades, no nos limitamos a contrastar la existencia de rentabilidades anormales alrededor de la fecha de anuncio y de ejecución del *split*, sino que tratamos de identificar su origen a través del análisis de distintos factores; a saber: el factor del *split*, el tamaño de la empresa, la combinación del tamaño de la empresa y el ratio valor contable/valor de mercado y la adaptación al euro. Por otra parte, por primera vez para el caso español, se realiza un contraste de los efectos de la repetición del *split*.

Por lo que se refiere a la volatilidad, se contrasta la significatividad de los cambios en esta variable a través de cuatro estadísticos diferentes con el fin de garantizar la robustez de los resultados. Se examina, asimismo, la incidencia de distintos factores sobre la magnitud de la volatilidad; a saber: la repetición del *split*, el factor de desdoblamiento y el tamaño de la empresa.

En cuanto al estudio de la liquidez, si bien trabajos previos han realizado un análisis pormenorizado de las distintas variables de liquidez y actividad negociadora [Reboredo (2000 y 2003); Gómez (2001); Yagüe (2002a); Menéndez y Gómez (2003)], a diferencia de éstos, en el presente estudio analizamos tres horizontes temporales (20, 60 y 100 días) y estudiamos la existencia de diferencias significativas en función del factor de desdoblamiento, del tamaño de la empresa y de si se trata del primer *split* de la empresa o de posteriores.

El presente capítulo se estructura como sigue. En el primer epígrafe se contrasta la existencia de rentabilidades anormales positivas en torno a las fechas de anuncio y ejecución del *split*. En el segundo epígrafe se analizan los efectos del *split* sobre la volatilidad a corto plazo. En el tercer epígrafe se estudia la reacción de distintas variables de liquidez y de actividad negociadora tras el desdoblamiento del título. Cierran el capítulo las conclusiones sobre los efectos de los *splits* a corto plazo.

II.1.

ANÁLISIS DE LAS RENTABILIDADES A CORTO PLAZO

■ II.1.1. INTRODUCCIÓN

Si bien la operación de desdoblamiento carece teóricamente de efectos reales sobre el mercado, estudios realizados para diversas bolsas de valores detectan la presencia de rentabilidades anormales significativas en los días alrededor del anuncio de un *split* [Fama *et al.* (1969); Grinblatt *et al.* (1984); Lakonishok y Lev (1987); Lamoureux y Poon (1987); McNichols y Dravid (1990); Ikenberry *et al.* (1996); Pilotte (1997b); Wulff (2002); Yagüe (2002a); Menéndez y Gómez (2003)] y alrededor de la fecha de ejecución del mismo [Grinblatt *et al.* (1984); Gómez (1998 y 2001); Wulff (2002); Menéndez y Gómez (2003)].

La reacción positiva de las rentabilidades de los títulos ante este tipo de operación ha servido de apoyo a la teoría de la señalización [Fama *et al.* (1969); Grinblatt *et al.* (1984); Lakonishok y Lev (1987); Lamoureux y Poon (1987); McNichols y Dravid (1990); Rankine y Stice (1997); Wulff (2002)]. La teoría de la señalización [Fama *et al.* (1969)] considera que los incrementos de rentabilidad observados alrededor de la fecha de anuncio del *split* reflejan una reacción positiva del mercado ante este tipo de operación, interpretada como una señal enviada por los directivos de la empresa al mercado sobre la positiva evolución futura de la sociedad.

Sin embargo, la presencia de rentabilidades anormales positivas alrededor de la ejecución del *split* no ha sido explicada tan fácilmente. La ejecución de la operación, a diferencia de su anuncio, no supone un envío de nueva información al mercado, pues la fecha en que se producirá el desdoblamiento es conocida de antemano por el mercado. Los rendimientos positivos significativos han sido explicados en términos de microestructura del mercado [Grinblatt *et al.* (1984)] y como reacción positiva del mercado ante la confirmación de que la operación anunciada es finalmente llevada a cabo, si bien no se ha observado ningún anuncio de *split* que no se haya ejecutado con posterioridad.

Por otra parte, Pilotte y Manuel (1996) observan diferencias significativas en las rentabilidades alrededor del primer *split* realizado por la empresa y de los ejecutados con posterioridad. A partir de este resultado, los autores deducen que el mercado interpreta este tipo de operación como un hecho recurrente.

En este apartado se pretende contrastar, en primer lugar, la presencia de rentabilidades anormales alrededor del anuncio y de la ejecución del *split* para la Bolsa española, y, en su caso, contrastar los posibles factores explicativos de dichas rentabilidades anormales; a saber: el factor del *split*, el tamaño de la empresa, la combinación del tamaño de la empresa y el ratio valor contable/valor de mercado, y la adaptación al euro. En segundo lugar, analizamos la existencia de diferencias significativas entre el comportamiento de las renta-

bilidades alrededor del anuncio y la ejecución del primer desdoblamiento y el que se observa en *splits* subsiguientes.

El estudio del comportamiento de las rentabilidades se lleva a cabo en una ventana alrededor del anuncio y ejecución del *split*. En primer lugar se estudia la muestra en su conjunto, y con posterioridad, se aíslan los *splits* subsiguientes para analizar si la reacción del mercado ante el anuncio y la ejecución de desdoblamientos en un título que ya había realizado un *split* con anterioridad difieren significativamente. Para ello, el presente epígrafe se estructura de la siguiente forma. En primer lugar, se expone la metodología de análisis de los rendimientos a corto plazo. En segundo lugar, se presentan las bases de datos utilizadas y los filtros aplicados. En tercer lugar, se analiza el efecto del anuncio y de la ejecución del *split* sobre las rentabilidades a corto plazo para la muestra de primeros *splits* y para los desdoblamientos subsiguientes, y se contrasta la existencia de diferencias significativas entre ambas operaciones. Por último, se extraen las principales conclusiones a partir de los resultados obtenidos.

■ II.1.2. METODOLOGÍA

Para estudiar el comportamiento de las rentabilidades alrededor de las fechas de anuncio y de ejecución del *split* se va a utilizar la *técnica del suceso* o *event study*, introducida por Fama *et al.* (1969), que nos permite medir el efecto de un suceso económico sobre el valor de una empresa a través de los datos de los mercados financieros. Suponiendo la eficiencia del mercado, el efecto de un suceso se reflejará inmediatamente en los precios de los títulos, por lo que el impacto económico del mismo puede ser medido a través del estudio de los precios de los títulos durante un periodo de tiempo relativamente corto. El objetivo de esta metodología es determinar si los inversores perciben alguna rentabilidad extraordinaria significativamente distinta de cero, como consecuencia de la divulgación del suceso²⁷.

Mediante la técnica del suceso se trata de contrastar la existencia de rentabilidades anormales, definidas como la diferencia entre la rentabilidad real (*ex-post*) del título y la rentabilidad *normal* o esperada del título ante la ausencia del suceso. Así, la ecuación que define la rentabilidad anormal para cada empresa *i* y fecha del suceso *t* viene dada por la expresión [II.1].

$$\varepsilon_{it}^* = R_{it} - E(\tilde{R}_{it} | X_t), \quad [\text{II.1}]$$

donde ε_{it}^* es el error cometido al estimar la rentabilidad para la empresa *i* en el momento *t*, R_{it} es la rentabilidad real u observada para la empresa *i* en el momento *t*, y, por último, $E(\tilde{R}_{it} | X_t)$ recoge la rentabilidad esperada o normal para la empresa *i* en el momento *t* con-

²⁷ Una descripción detallada de esta metodología se puede encontrar en Campbell *et al.* (1997).

dicionada al conjunto de información X_t , esto es, si el suceso no tuviese lugar, suponiendo que dicha rentabilidad se ajustase a un modelo dado. La rentabilidad normal se define, por tanto, como la rentabilidad que se habría esperado obtener en ausencia de este suceso, obtenida para un periodo de estimación previo al suceso, pero condicionada a la información sobre la rentabilidad del mercado, que, sin embargo, incluye otros acontecimientos de interés²⁸.

La elección de un modelo para calcular las rentabilidades normales es de gran importancia. Estos modelos pueden ser clasificados en dos grandes grupos: *modelos estadísticos*, basados únicamente en supuestos estadísticos sobre el comportamiento de las rentabilidades de los títulos, con independencia de aspectos económicos, y *modelos económicos*, basados en hipótesis acerca del comportamiento de los inversores y de los mercados. Entre los modelos estadísticos, que suponen las rentabilidades de los títulos idénticamente distribuidas a lo largo del tiempo según normales multivariantes independientes, destacan el modelo de rentabilidad media constante o de rentabilidad media ajustada, el modelo de rentabilidad de mercado ajustada, y el modelo factorial, del cual el modelo de mercado es un caso particular.

Frente a otros modelos estadísticos, el modelo de mercado presenta la mejora potencial de que, al eliminar la parte de la rentabilidad relacionada con la variación de la rentabilidad del mercado, la varianza de las rentabilidades anormales se reduce, lo que puede suponer una mayor capacidad para detectar los efectos causados por los sucesos. Dicha mejoría se puede medir mediante el coeficiente de determinación (R^2). Distintos trabajos comparan el modelo de mercado, el de rentabilidad de mercado ajustada y el de rentabilidad media ajustada, llegando a la conclusión de que los tres modelos generan resultados prácticamente idénticos [Brown y Warner (1985); Liljeblom (1989); García e Ibáñez (2000)].

Los modelos factoriales suelen reducir la varianza de las rentabilidades anormales al explicar mayor porcentaje de la variación de las rentabilidades normales. Los factores suelen ser carteras de títulos negociables, pudiéndose distinguir entre modelos unifactoriales (el modelo de mercado, por ejemplo) y modelos multifactoriales (como por ejemplo, el modelo de tres factores de Fama y French (1993)). Diversos trabajos sugieren la aplicación de este modelo en la técnica del estudio del suceso [Fama y French (1993); Tapia (1995); Nieto (2001); Farinós *et al.* (2002b)].

Por otra parte, Campbell *et al.* (1997) señalan que los modelos económicos, pese a resultar más complejos que los modelos estadísticos, no presentan grandes ventajas frente a éstos últimos en cuanto a su utilización en un *event study* como modelo para calcular las rentabilidades normales.

²⁸ Eliminar de la muestra aquellas empresas en las que ha ocurrido otro suceso (reparto de dividendos, anuncio de beneficios, etc.) en el periodo de estimación haría prácticamente imposible la realización de *event studies*.

Por todo lo anteriormente expuesto, en el presente estudio se elige el modelo de mercado como generador de rendimientos esperados o normales. En éste se acepta, como se puede observar en la expresión [II.2], que existe una relación lineal entre la rentabilidad de cualquier título (R_{it}) y la rentabilidad de una cartera representativa del mercado (R_{Mt}).

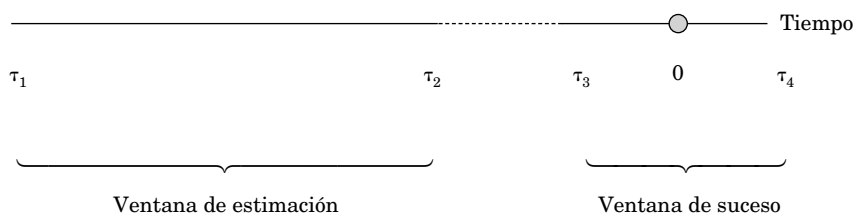
$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{Mt} + \varepsilon_{it}, \quad [\text{II.2}]$$

siendo α_i el término constante, β_i mide el grado de sensibilidad de la rentabilidad del título i con respecto a la rentabilidad de una cartera representativa del mercado (lo que representa una medida del riesgo sistemático o no diversificable asociado al título i), y ε_{it} es un término de perturbación aleatoria (medida del riesgo propio o residual del título) que se caracteriza porque su valor esperado es cero, su varianza es constante en t y su covarianza con la perturbación aleatoria del periodo contiguo es cero²⁹.

Para estimar el modelo de mercado, expuesto en la expresión [II.2], se toman los datos durante un periodo o ventana de estimación de t_1 a t_2 días antes del suceso. Asimismo, se debe definir una ventana de suceso comprendida entre los momentos t_3 y t_4 con respecto al suceso, dentro de la cual se encontrará el propio momento 0 o fecha del suceso, como se puede comprobar en la Figura II.1. El análisis de la evolución de la rentabilidad dentro de la ventana del suceso puede ser de gran interés, ya que permite localizar el momento o periodo de tiempo en el que el mercado descuenta la información que proporciona el suceso.

FIGURA II.1

VENTANA DE ESTIMACIÓN (τ_1, τ_2) Y VENTANA DEL SUCESO (τ_3, τ_4) EN LA LÍNEA TEMPORAL



Podemos calcular para cada empresa i y en el momento t los rendimientos anormales (AR_{it}) provocados por el impacto del suceso como diferencia entre la rentabilidad real u observada, R_{it} , y la rentabilidad normal o esperada para la empresa i en t , $E(\tilde{R}_{it})$, según la expresión [II.3].

²⁹ En el presente estudio consideraremos el Índice General de la Bolsa de Madrid (IGBM) como la cartera representativa del mercado.

$$AR_{it} = R_{it} - E(\tilde{R}_{it}), \quad [II.3]$$

Para contrastar la existencia de rentabilidades anormales alrededor del anuncio de *split*, siguiendo el modelo de mercado visto en la expresión [II.2], se estiman los parámetros α y β a través de mínimos cuadrados ordinarios. A continuación, se utilizan estos parámetros y el IGBM para calcular las rentabilidades esperadas de los distintos títulos. Una vez obtenida la rentabilidad esperada, se resta a la rentabilidad observada para obtener la rentabilidad anormal diaria para cada título y cada día de la ventana de suceso.

A partir de aquí se realiza la estimación de corte transversal de la rentabilidad anormal media para todos los días, como recoge la expresión [II.4].

$$\overline{AR}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{it} \quad [II.4]$$

donde N es el número de casos incluidos en la muestra.

A continuación calculamos, como se recoge en la expresión [II.5], las rentabilidades promedio acumuladas $\overline{CAR}_{KL}$ a lo largo de un intervalo de tiempo (K, L) días, siempre con respecto a la fecha del anuncio:

$$\overline{CAR}_{KL} = \sum_{t=K}^L \overline{AR}_t \quad [II.5]$$

A través de la identificación de estos intervalos o ventanas de (K, L) días dentro de la ventana de suceso, se pretende determinar el momento en el que el mercado 'descuenta' la información que se transmite a través del anuncio que se estudia.

En el presente estudio se considera como ventana del suceso los cinco días anteriores y los cinco posteriores al día del anuncio del *split*. Considerando como día 0 la fecha de anuncio de la operación, se calculan las rentabilidades anormales. Para contrastar la significatividad estadística de los rendimientos anormales obtenidos, se considera como ventana de suceso el intervalo $(-5, +5)$ con respecto al día del suceso.

Por último, una vez obtenido el impacto que la divulgación del suceso provoca, se deberá contrastar la significatividad estadística de dichos resultados. Para ello se han construido diversos estadísticos ajustados de forma que se eviten los distintos problemas que pueden presentar los estimadores de rentabilidades anormales (mayor varianza en el periodo del evento que en el periodo de estimación, presencia de heteroscedasticidad, correlación, etc.). Dichos estadísticos se pueden clasificar en dos grandes grupos:

a) **Contrastes paramétricos:** En estos casos se asume implícitamente que la función de distribución de las rentabilidades es una normal, y por lo tanto, el promedio de las rentabilidades anormales sigue una distribución normal, es decir:

$$\overline{AR}_t \sim N(0, \sigma^2(\overline{AR}_t)), \quad [II.6]$$

Partiendo de este supuesto, y siguiendo a Brown y Warner (1985), podemos contrastar la significatividad de las rentabilidades anormales diarias a través de la expresión [II.7].

$$\frac{\overline{AR}_t}{\hat{\sigma}(\overline{AR}_t)} \sim N(0, 1) \quad [II.7]$$

donde:

$$\hat{\sigma}(\overline{AR}_t) = \frac{1}{\tau_3 - \tau_1 - 1} \sqrt{\sum_{t=(\tau_3-\tau_1)}^{t-1} (\overline{AR}_t - \overline{\overline{AR}})^2} \quad [II.8]$$

siendo τ_1 y τ_3 los días de inicio de la ventana de estimación y de suceso, respectivamente, como se recoge en la Figura II.1.

Del mismo modo, Brown y Warner (1985) suponen que las rentabilidades promedio acumuladas para una ventana concreta (CAR_{KL}) siguen una distribución normal:

$$\overline{CAR}_{KL} \sim N(0, \sigma^2(\overline{CAR}_{KL})) \quad [II.9]$$

Como en la práctica la varianza media suele ser desconocida, se utiliza como estimador la varianza desde τ_1 hasta $K - 1$, siendo la ventana de estimación (τ_1, τ_2) . Así, se puede contrastar la hipótesis nula de rentabilidades anormales iguales a cero mediante el estadístico que muestra la expresión [II.10].

$$\frac{\overline{CAR}_{KL}}{\hat{\sigma}(\overline{CAR}_{KL})} \sim N(0, 1) \quad [II.10]$$

donde:

$$\hat{\sigma}(\overline{CAR}_{KL}) = \sqrt{\sum_K^L \sigma^2(\overline{AR}_t)} \quad [II.11]$$

b) **Contrastes no paramétricos:** A diferencia de los anteriores, no parten de ningún supuesto sobre la distribución estadística de las rentabilidades. Son menos potentes y resultan de utilidad sobre todo para muestras pequeñas.

b.1) *Contraste de los signos:* Se trata de un estadístico muy sencillo basado en el signo de las rentabilidades anormales. La hipótesis nula a contrastar es el hecho de que es igualmente probable que los CAR sean positivos o negativos.

$$\left(\frac{N^+}{N} - 0,5 \right) \frac{N^{1/2}}{0,5} \sim N(0, 1) \quad [II.12]$$

donde N^+ es el número de casos en que la rentabilidad es positiva, y N es el número de casos totales. Este test plantea problemas en su uso cuando la distribución es asimétrica.

b.2) *Contraste de rangos de Corrado (1989)*: La hipótesis nula a contrastar suele consistir en la no existencia de rentabilidad anormal para el día del suceso. Para calcular el estadístico se precisa ordenar de menor a mayor las rentabilidades anormales obtenidas en la ventana estableciendo un *ranking*, esto es, red denominando esas rentabilidades de 1 a l según el orden que ocupen, siendo l la amplitud de la ventana del suceso ($\tau_4 - (\tau_3 + 1)$). El test para contrastar la no existencia de rentabilidades anormales en el día del suceso viene dado por la expresión [II.13].

$$\frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(K_{i0} - \frac{l+1}{2} \right)}{\sigma_1} \sim N(0, 1) \quad [\text{II.13}]$$

donde σ_1 , que recoge la desviación típica, se calcula mediante la expresión [II.14]:

$$\sigma_1 = \sqrt{\frac{1}{l} \sum_{t=\tau_3+1}^{\tau_4} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(K_{it} - \frac{l+1}{2} \right) \right)^2} \quad [\text{II.14}]$$

siendo K_{it} el rango que ocupa la rentabilidad del título i para el día t , considerando que t oscila entre $\tau_3 + 1$ y τ_4 .

Cabe resaltar que los contrastes no paramétricos, al ser menos potentes, tienden a aceptar con demasiada facilidad la hipótesis nula, por lo que no se suelen utilizar se forma aislada, sino junto con los tests paramétricos.

■ II.1.3. BASES DE DATOS

Nuestro análisis se centra en el estudio de las empresas que han realizado un *split* a lo largo del periodo comprendido entre enero de 1996 y diciembre de 2003, ambos inclusive, si bien para los años 2002 y 2003 no se ha podido localizar ningún *split*. En cuanto a las bases de datos utilizadas, puesto que el suceso que nos proponemos analizar es el anuncio y la ejecución de *splits* para títulos que cotizan en el mercado continuo español y, concretamente, la incidencia de dicho suceso sobre las rentabilidades de los títulos afectados, necesitamos disponer de dos fuentes de información: datos sobre los *splits* realizados (fechas de anuncio y ejecución, factor de desdoblamiento, y valor nominal previo y posterior al *split*) e información bursátil.

En primer lugar, la información respecto de los títulos que han realizado *splits* se ha obtenido de la revista mensual de Bolsa de Madrid, donde figura la fecha de ejecución, el factor del *split*, y el valor nominal del título antes y después de la operación, entre otros datos de interés. Además, se toma como fecha de anuncio la fecha en que se publica por primera vez la realización del *split* en la prensa económica de tirada nacional (*Cinco Días*,

Expansión, *La Gaceta de los Negocios*), o la fecha de anuncio en el Boletín de Cotización Diario de la Bolsa de Madrid (la fecha en que antes aparezca publicado el anuncio).

En segundo lugar, se precisa información bursátil. A partir de la información proporcionada por Sociedad de Bolsas S.A. se ha elaborado la serie de rendimientos diarios desde el 2 de enero de 1989 al 31 de diciembre de 2003 para aquellas empresas que están o han estado en el Sistema de Interconexión Bursátil Español (SIBE) o mercado continuo, disponiendo de información de un total de 177 títulos. Por otra parte, se calculan las rentabilidades diarias del IGBM como aproximación de la rentabilidad del mercado bursátil.

Considerando como momento o fecha del suceso la fecha de publicación del primer anuncio de la realización del *split*³⁰, bien en prensa, bien en el Boletín de Cotización Diario de la Bolsa de Madrid, la ventana elegida para analizar la posible incidencia del anuncio de dicha operación sobre la rentabilidad de los títulos abarca los cinco días anteriores y posteriores al anuncio.

De los 91 títulos que dividieron el nominal de sus acciones en el periodo de estudio, se seleccionan para el análisis de las rentabilidades a corto plazo aquéllos que cumplen con los siguientes requisitos:

- Existen datos bursátiles: se descartan dos títulos, por no disponer de información suficiente en cuanto a cotizaciones.
- No existe ningún otro suceso contaminante en los días alrededor de la fecha del suceso, es decir, el anuncio del *split* en prensa y su ejecución no han coincidido con el anuncio de pago de dividendos, ni de OPA, ni de OPV, ni de fusión, ni de ampliación de capital para la empresa que realiza el *split* (el anuncio es 'limpio'). Así, se descartan tres títulos por anunciar reparto de dividendos (Catalana Occidente, Tabacalera y Agbar); Obrascón por anunciar su fusión con Huarte, y ACS por su OPA sobre Ginés Navarro. Asimismo, se excluyen nueve empresas por sus anuncios de ampliación de capital, y el primer *split* de Zeltia por anunciar simultáneamente un reparto de beneficios y una OPV.
- La empresa no ha realizado ningún *split* con anterioridad. Se descartan en virtud de este tercer requisito los segundos y terceros *splits* de Vidrala, Banco Santander, BBV, Campofrío, Bankinter, Zeltia, BSCH, Nicolás Correa, Gas Natural, Azkoyen, Zardoya Otis, FCC, Banco Popular Español, Banco Pastor, Abengoa, Cortefiel y Corporación Mapfre, que merecerán un tratamiento por separado, para evitar el posible efecto contaminante que pudiese tener el primer *split* sobre las rentabilidades alrededor del anuncio y de la ejecución de desdoblamientos subsiguientes.

³⁰ El periodo medio entre la fecha del anuncio y la ejecución del *split* es de 88 días en nuestra muestra, mientras Menéndez y Gómez (2003) observan un periodo medio de 106 días entre la fecha de anuncio y la de ejecución. En el mercado americano, Fama *et al.* (1969) observa 69 días, mientras que para Michayluk y Kofman (2001) es de 45 días.

A partir de estos requisitos, se descartan 36 de los 91 títulos que habían experimentado *splits* para el periodo de estudio, quedando constituida finalmente la muestra por 55 operaciones.

■ II.1.4. RESULTADOS

En el presente apartado se exponen los resultados obtenidos para el contraste de la existencia de rentabilidades anormales en torno a la fecha del anuncio y de la ejecución del *split*. Se presentan, asimismo, los resultados del estudio de los rendimientos anormales alrededor del anuncio y de la ejecución de los segundos *splits*.

■ II.1.4.1. Efecto del anuncio del *split*

Para contrastar la existencia de rentabilidades anormales alrededor del anuncio de *split*, se estiman los parámetros del modelo de mercado que muestra la expresión [II.2]. Con el fin de contrastar la significatividad estadística de los rendimientos anormales obtenidos, se calcula el estadístico t para el intervalo $(-5, +5)$ de acuerdo con la expresión [II.7]. Aparte del estadístico t , se ha estudiado la significatividad estadística de los rendimientos anormales mediante contrastes no paramétricos. En concreto, se ha utilizado el contraste de los signos, especificado en la expresión [II.12]³¹.

Los paneles A y B de la Tabla II.1 muestran los resultados obtenidos para las rentabilidades anormales diarias y acumuladas en la ventana del suceso, respectivamente.

Como se puede comprobar en el Panel A de la Tabla II.1, según el estadístico t de Student, se observan rentabilidades anormales positivas los días -1 , 0 y 4 con respecto a la fecha del anuncio, que resultan ser estadísticamente significativas a un nivel de confianza del 95%. El mercado parece acoger de forma favorable la noticia de la futura realización de un *split*, anuncio que podría producirse el día -1 si se publica en prensa al día siguiente ($t = 0$). Por lo que respecta al test de los signos, los resultados del estadístico en los días -1 y 0 resultan ser estadísticamente significativos con un nivel de confianza del 99%.

Aparte del test de los signos, se ha calculado un segundo test no paramétrico, a saber, el test de rangos de Corrado (1989), recogido en la expresión [II.13], que muestra para la ventana del suceso centrada en el día del anuncio un valor de 0.82, por lo que no se puede rechazar la hipótesis de la inexistencia de rentabilidad anormal para el día del suceso. Este contraste no paramétrico, por tanto, no constata la existencia de rentabilidades

³¹ Para contrastar la hipótesis nula de no significación estadística de las rentabilidades anormales del periodo del anuncio, se considera como N^* el número de días del periodo considerado que presentan rentabilidad anormal positiva, frente a los N días totales del periodo.

TABLA II.1

RENTABILIDADES ANORMALES PROMEDIO DIARIAS Y ACUMULADAS ALREDEDOR DEL ANUNCIO DE *SPLIT*

DÍA	AR (%)	t	TEST DE LOS SIGNOS	TEST DE CORRADO
Panel A: Rentabilidades anormales				
−5	0,18	0,48	0,94	0,29
−4	−0,19	−0,50	−0,40	−0,37
−3	−0,22	−0,59	1,21	−0,39
−2	0,70	1,86 ^c	1,48	0,73
−1	0,82	2,15 ^b	3,37 ^a	1,03
0	0,98	2,56 ^b	3,91 ^a	0,82
1	0,06	0,15	0,13	0,09
2	0,29	0,76	−0,40	0,47
3	0,00	0,00	0,40	0,14
4	0,93	2,43 ^b	1,48	1,12
5	0,32	0,78	−0,67	0,95
INTERVALO	CAR (%)	t	TEST DE LOS SIGNOS	
Panel B: Rentabilidades anormales acumuladas				
(−5, −2)		0,47	0,62	0,67
(−1, 0)		1,80	3,33 ^a	3,64 ^a
(+1, +5)		1,60	1,81 ^c	3,10 ^a

La significación de las rentabilidades anormales se ha contrastado mediante el estadístico *t* (contraste paramétrico) y los contrastes de los signos y de Corrado (contrastos no paramétricos). El día 0 representa la fecha del anuncio.

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

anormales significativas alrededor del anuncio del *split*. Sin embargo, se debe tener en cuenta que este tipo de contrastes son menos potentes que los paramétricos, ya que, como advierten Campbell *et al.* (1997), tienden a aceptar con mayor facilidad la hipótesis nula.

Por otra parte, se calculan las rentabilidades promedio acumuladas para distintos subperiodos en torno a la fecha de anuncio del *split*, en concreto para (-5, -2), (-1, 0) y (+1, +5), resultando significativos los dos últimos subperiodos tanto para el estadístico *t* como para el test no paramétrico de los signos, como muestra el Panel B de la Tabla II.1.

Esto es, tanto el periodo en su conjunto como el periodo pre- y post-anuncio, incorporando el día del anuncio, ofrecen rentabilidades positivas significativas.

Por lo general, los resultados obtenidos están en consonancia con los que presentan Menéndez y Gómez (2003) y Yagüe (2002a), también para el caso español, pues estos autores obtienen una rentabilidad anormal significativa para el día del anuncio del *split* y rentabilidades anormales acumuladas entre el día anterior, el del suceso y el posterior claramente significativas.

Menéndez y Gómez (2003) obtienen una rentabilidad anormal para el día del anuncio del 1,29%, que resulta ser significativa al 99% de confianza. Yagüe (2002a), por su parte, tomando el Ibex-35 como el índice de mercado y considerando un modelo GARCH(1,1) para especificar el término de error, obtiene resultados muy similares a los aquí obtenidos: mientras que en el presente estudio se obtiene una rentabilidad extraordinaria en el día del anuncio de 0,98%, Yagüe (2002a) obtiene una rentabilidad anormal del 1,01% (1,03% tras corregir el modelo de mercado por negociación infrecuente y efectos GARCH), también significativa.

Estos resultados parecen apoyar tanto la teoría de la señalización, ya que el mercado reacciona positivamente ante el anuncio de *split* que parece ser interpretado como una señal positiva, como la hipótesis de la atención. En consecuencia, se espera que cuanto mayor sea el factor del *split*, mayor sea la sorpresa para el mercado, y mayor sea la rentabilidad alrededor de la fecha de anuncio.

Para contrastar la existencia de contenido informativo en el factor del *split*, se estima la regresión de la rentabilidad anormal acumulada en los días $(-1, 0)$ con respecto al factor del *split*. En la muestra considerada se incluyen 18 *splits* de factor 2, 20 de factor 3, 9 de factor 4, 4 de factor 5, 2 de factor 6, uno de factor 10 y otro de factor 50.

Cabe, por otra parte, preguntarse si, como postula la teoría de la atención, la reacción del mercado es mayor cuando el anuncio de *split* se realiza por las empresas pequeñas que cuando se realiza por las empresas grandes. Consideramos tres grupos de empresas: pequeñas, medianas y grandes. Las empresas medianas son aquellas cuyo valor contable del activo se encuentra entre el 70% y el 130% del valor contable del activo medio del SIBE. Las empresas pequeñas son aquellas cuyo volumen de activos es inferior al 70% y las grandes son aquellas cuyo volumen de activos es superior al 130%. Se estiman los parámetros de la regresión de las rentabilidades anormales en el periodo $(-1,0)$ alrededor del anuncio de *split* con respecto a dos variables *dummy*, BIG y MED, que toman valor 1 cuando la empresa es clasificada como grande y mediana respectivamente, y cero en caso contrario. La constante del modelo de regresión representa el coeficiente relativo a la empresa pequeña. Los subgrupos de empresas pequeñas, medianas y grandes constan de 10, 23 y 22 casos, respectivamente.

Dado que al clasificar las empresas en tres grupos (pequeñas, medianas y grandes), dentro de cada grupo se encuentran empresas con ratios entre valor contable y valor de

mercado muy distintos, decidimos depurar aún más la clasificación. Así, teniendo en cuenta la clasificación de empresas de Fama y French (1993) en función de su tamaño y ratio entre valor contable y valor de mercado, se estiman los coeficientes la regresión de las rentabilidades anormales acumuladas de los días $(-1,0)$ alrededor de la fecha de anuncio en función de las dos clasificaciones, representadas por ocho variables *dummy* que toman valor uno si la empresa pertenece a los grupos BH, BM, BL, MH, MM, ML, SH y SM y cero en caso contrario, donde B hace referencia a empresa grande, M a mediana y S a pequeña, y H, M y L se refieren a los ratios VC/VM alto, medio y bajo, respectivamente. El grupo SL, que incluye las empresas de pequeño tamaño con bajo ratio VC/VM, es representado por la constante del modelo de regresión. Los grupos BH, BM y BL constan de 1, 6 y 15 títulos, respectivamente; los grupos MH, MM y ML constan de 2, 15 y 6 casos, respectivamente; y los grupos SH, SM y SL cuentan con 6, 4 y ningún título, respectivamente.

Por último, para verificar la hipótesis de adaptación al euro, se trata de contrastar si las rentabilidades anormales observadas alrededor del anuncio de *split* varían en función de la motivación para realizar el *split*. Si, según la teoría de la señalización, los agentes interpretan el anuncio de *split* como una noticia positiva acerca de la evolución futura de la empresa, es de esperar que el desdoblamiento con objeto de adaptar el valor nominal al euro sea interpretado por los agentes como un trámite sin contenido informativo. En este sentido, se espera que la reacción del mercado ante el anuncio de un *split* difiera en función de si se trata o no de adaptar el nominal al euro. Consideramos que la motivación fundamental del *split* ha sido la adaptación al euro cuando el nuevo nominal está expresado como una unidad de euro. Para ello se estiman los parámetros de la regresión de las rentabilidades obtenidas alrededor de la fecha de anuncio con respecto a una variable *dummy* que toma valor 1 cuando el valor nominal tras el *split* pasa a ser de un euro y 0 en caso contrario. El subgrupo de empresas que desdoblan sus títulos para adaptar su valor nominal al euro consta de 19 casos, mientras que la submuestra de empresas que parecen seguir otra motivación para realizar el *split* está formada por 36 desdoblamientos.

Los resultados obtenidos para la estimación de los parámetros de las regresiones de la rentabilidad observada en torno al anuncio de *split* en función del factor de desdoblamiento, del tamaño de la empresa, de la combinación de tamaño y ratio VC/VM, y de la introducción del euro se muestran en los paneles A, B, C y D de la Tabla II.2, respectivamente.

Como se puede observar a partir del Panel A de la Tabla II.2, el coeficiente asociado al factor de desdoblamiento resulta significativo al 99% de confianza, por lo que la reacción del mercado se encuentra relacionada directamente con el tamaño del *split*, y no sólo con la noticia de su realización. De este resultado se deduce la presencia de contenido informativo en el *split*, de acuerdo con la hipótesis de la señalización que se encuentra apoyada por los hallazgos comentados en el Capítulo I.

TABLA II.2

REGRESIÓN DE LA RENTABILIDAD ANORMAL ACUMULADA EN EL INTERVALO $(-1, 0)$ ALREDEDOR DEL ANUNCIO CON RESPECTO A DIVERSOS FACTORES

VARIABLE	VALOR COEFICIENTE	<i>t</i>
Panel A: Factor del <i>split</i>		
Constante	0,070452	0,55
Factor del <i>split</i>	0,037945	3,92 ^a
$R^2 = 0,340127$		
Panel B: Tamaño empresa		
Constante	0,004443	0,28
BIG	0,030634	1,33
MED	0,004337	0,23
$R^2 = 0,069456$		
Panel C: Tamaño empresa y ratio VC/VM		
Constante	-0,006826	-0,15
BH	0,025140	0,39
BL	0,075307	1,45
BM	0,014087	0,27
MH	0,004475	0,08
ML	0,041753	0,82
MM	0,008121	0,17
SH	0,020677	0,41
SM	-0,006617	-0,12
$R^2 = 0,097331$		
Panel D: Adaptación al euro		
Término independiente	0,007600	0,56
Euro	0,008911	0,53
$R^2 = 0,009272$		

Los paneles A, B, C y D muestran los resultados obtenidos para la estimación de la rentabilidad observada en torno al anuncio de *split* en función del factor de desdoblamiento, del tamaño de la empresa, de la combinación de tamaño y ratio VC/VM, y de la introducción del euro, respectivamente.

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

Por lo que respecta a la regresión del rendimiento anormal en función del tamaño de la empresa, a partir del Panel B de la Tabla II.2, ninguno de los coeficientes estimados resulta ser significativo, por lo que la magnitud de la reacción del mercado no se encuentra relacionada con el volumen del activo de la compañía. Por tanto, no se encuentra evidencia que apoye la teoría de la atención. Este resultado es coherente con los obtenidos en el Capítulo I, donde el tamaño de la empresa no se encontraba relacionado con la decisión de anunciar de un *split*.

Cuando se considera la rentabilidad acumulada alrededor del anuncio en función del tamaño de la empresa y del ratio VC/VM, como se puede observar en el Panel C de la Tabla II.2, ninguno de los coeficientes resulta ser significativo para un 90% de confianza.

Por último, a partir del Panel D de la Tabla II.2, se observa que el coeficiente asociado a la variable euro no resulta significativo para un 90% de confianza, por lo que el hecho de que el valor nominal del título pase a ser un euro tras el *split* no parece ejercer un efecto significativo sobre la magnitud de las rentabilidades anormales observadas alrededor del anuncio de desdoblamiento. Este resultado es consistente con los obtenidos en el Capítulo I, donde la adaptación al euro no figuraba entre las motivaciones para realizar un *split*.

■ II.1.4.2. Efecto de la ejecución del *split*

De forma análoga al anuncio, se estudia el comportamiento de las rentabilidades alrededor de la fecha de ejecución del *split*. Si bien la ejecución del *split* no supone envío de nueva información al mercado, la evidencia empírica constata la existencia de rentabilidades anormales significativas alrededor de dicha fecha, por lo que parece interesante analizar la reacción del mercado frente a este tipo de suceso para la muestra de estudio.

Para generar las rentabilidades teóricas se toma el modelo de mercado estimado para el periodo pre-anuncio del *split*, para así evitar posibles distorsiones causadas por los efectos del anuncio.

En el Panel A de la Tabla II.3 se muestran las rentabilidades anormales promedio obtenidas para la ventana que comprende los cinco días anteriores y posteriores a la ejecución del *split*. Aparte del contraste de la t de Student, se ha calculado el test no paramétrico de los signos, especificado en la expresión [II.12]. En el Panel B de la misma tabla, por otra parte, se muestran las rentabilidades anormales acumuladas en los distintos intervalos considerados para el estudio del efecto del anuncio de *split*.

A partir de los resultados mostrados en el Panel A de la Tabla II.3 para el estadístico t , destaca la presencia de rentabilidades anormales positivas significativas en el día de ejecución del *split* y los dos días posteriores a la misma, así como rentabilidades negativas el quinto día después del anuncio. Por lo que respecta al test de los signos, se observan ren-

TABLA II.3

RENTABILIDADES ANORMALES PROMEDIO DIARIAS Y ACUMULADAS ALREDEDOR DE LA EJECUCIÓN DEL *SPLIT*

DÍA	AR (%)	t	TEST DE LOS SIGNOS	TEST DE CORRADO
Panel A: Rentabilidades anormales				
−5	0,32	0,72	1,21	0,76
−4	0,38	0,83	0,94	0,85
−3	0,26	0,57	0,40	0,62
−2	−0,33	−0,74	0,13	−0,53
−1	0,27	0,60	−0,67	0,54
0	1,09	2,40 ^b	1,48	1,51
1	1,20	2,63 ^a	2,29 ^b	1,58
2	1,16	2,56 ^b	2,02 ^b	1,42
3	−0,52	−1,14	1,41	−0,98
4	−0,03	−0,06	−0,40	−0,08
5	−1,35	−2,66 ^a	−1,41	−1,39
INTERVALO	CAR (%)	t	TEST DE LOS SIGNOS	
Panel B: Rentabilidades anormales acumuladas				
(−5, −2)		0,62	0,69	1,48
(−1, 0)		1,35	2,11 ^b	1,75 ^b
(+1, +5)		0,46	0,44	0,67

La significación de las rentabilidades anormales se ha contrastado mediante el estadístico *t* (contraste paramétrico) y los contrastes de los signos y de Corrado (contrastos no paramétricos). El día 0 representa la fecha de ejecución.

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

tabilidades significativas positivas para un nivel de confianza del 95% los dos días siguientes a la ejecución del *split*.

Agrupando las rentabilidades por intervalos, como se puede comprobar en el Panel B de la Tabla II.3, sólo las rentabilidades anormales promedio diarias para el periodo (-1, 0) son significativas a un nivel de confianza del 95%, tanto para el estadístico *t* como para el contraste de los signos. El contraste de rangos de Corrado (1989) para el día del anuncio, esto es, considerando la ventana de suceso del periodo de ejecución en su totalidad, ofrece un valor para el estadístico de 1,51, no pudiéndose rechazar, para un nivel de confianza del 95%, la hipótesis nula de que sea equiprobable que los CAR sean positivos o negativos.

Estos resultados confirman los obtenidos en los trabajos que estudian el caso español, si bien cabe observar ciertas diferencias. Menéndez y Gómez (2003) obtienen una rentabilidad de 0,60% para el día de ejecución, significativa al 99% de confianza. Gómez (2001) observa rentabilidades anormales positivas en los tres días anteriores y posteriores a la ejecución del *split*, pero dichas rentabilidades sólo resultan ser significativas para el día de la ejecución. En el presente estudio, como muestra el Panel A de la Tabla II.3, en el día de la ejecución del *split* y en los dos siguientes se observan rentabilidades significativas positivas. La rentabilidad positiva observada para el día del suceso, al igual que en los trabajos comentados, resulta ser significativa, mientras que también lo son las rentabilidades obtenidas en los dos días posteriores al suceso, hecho que mostraría la positiva reacción del mercado ante la confirmación de realización del *split* previamente anunciado.

Por otra parte, Gómez (2001) calcula las rentabilidades anormales acumuladas para las ventanas de los días $(-5, -1)$ y $(+1, +5)$ con respecto al *split*, que no muestran valores significativamente distintos de cero, mientras que en el Panel B de la Tabla II.3 se puede observar una rentabilidad significativamente positiva para un 95% de confianza en el periodo $(-1, 0)$.

De los resultados obtenidos en este trabajo se puede inferir que el mercado interpreta como una señal positiva la culminación de este proceso. Sin embargo, tanto el factor de desdoblamiento como la fecha de ejecución eran ya conocidas en el momento del anuncio, por lo que no existe sorpresa ni contenido informativo en la ejecución del *split*. Si bien no se tiene noticia de ningún anuncio de *split* que no se haya visto seguido por la ejecución de dicha operación en los términos y fechas anunciados, puede existir cierta incertidumbre o desconfianza que se despeja definitivamente con la ejecución del desdoblamiento, lo que podría explicar en parte la presencia de rentabilidades positivas en torno a esta fecha.

Al igual que para las rentabilidades anormales obtenidas en el anuncio de *split*, se contrasta si la reacción de las rentabilidades en el intervalo $(-1, 0)$ guarda relación con el factor del *split*, el tamaño de la empresa, la combinación entre tamaño de la empresa y ratio VC/VM, y la adaptación al euro. La Tabla II.4 muestra los valores de los coeficientes estimados.

Como se puede observar a partir del Panel A de la Tabla II.4, las rentabilidades anormales no se encuentran relacionadas con el factor del *split*.

Por lo que se refiere al tamaño de la empresa, como se puede observar a partir del Panel B de la Tabla II.4, ninguno de los coeficientes estimados resulta ser significativo, por lo que la magnitud de la reacción del mercado ante la ejecución del *split* no se encuentra relacionada con el volumen de activos de la compañía.

Al considerar conjuntamente las características tamaño de la empresa y ratio VC/VM (Panel C de la Tabla II.4), los coeficientes asociados a las variables ML, SH y SL resultan ser significativos para un nivel de confianza del 90%. Los parámetros asociados a las empresas

TABLA II.4

REGRESIÓN DE LA RENTABILIDAD ANORMAL ACUMULADA EN EL INTERVALO $(-1, 0)$ ALREDEDOR DE LA EJECUCIÓN DEL *SPLIT* CON RESPECTO A DIVERSOS FACTORES

VARIABLE	VALOR COEFICIENTE	<i>t</i>
Panel A: Factor del <i>split</i>		
Constante	0,011558	1,24
Factor del split	0,000281	0,40
$R^2 = 0,005263$		
Panel B: Tamaño empresa		
Constante	0,007326	0,93
BIG	0,012787	1,49
MED	-0,000256	-0,68
$R^2 = 0,000491$		
Panel C: Tamaño empresa y ratio VC/VM		
Constante	-0,013947	-1,92 ^c
BH	0,011949	0,29
BL	0,009953	1,67
BM	0,010318	1,69
MH	0,009850	1,63
ML	0,014306	1,96 ^c
MM	0,004348	0,55
SH	0,012939	1,79 ^c
SM	0,009121	1,61
$R^2 = 0,007295$		
Panel D: Adaptación al euro		
Término independiente	0,026008	1,42
Euro	-0,0134191	-0,97
$R^2 = 0,007452$		

Los paneles A, B, C y D muestran los resultados obtenidos para la estimación de los parámetros de las regresiones de la rentabilidad observada en torno a la ejecución del *split* en función del factor de desdoblamiento, del tamaño de la empresa, de la combinación de tamaño y ratio VC/VM, y de la introducción del euro, respectivamente.

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

ML y SH muestran signos positivos, mientras que el parámetro de la submuestra de SL presenta un signo negativo. No parece, por tanto, que exista un patrón definido de comportamiento de las rentabilidades en función del tamaño y del ratio VC/VM.

Por último, a partir del Panel D de la Tabla II.4 se constata que el coeficiente asociado a la variable euro no resulta significativo para los niveles comunes, por lo que el hecho de que el nominal del título pase a estar expresado en términos de euro no parece ejercer un efecto significativo sobre la magnitud de las rentabilidades anormales observadas alrededor de la fecha de ejecución del *split*.

Por tanto, ninguno de los factores analizados parece explicar las rentabilidades observadas alrededor del desdoblamiento. Dado que las rentabilidades positivas alrededor de la fecha de ejecución del *split* no son explicables desde las teorías expuestas en el primer capítulo, debemos buscar, por tanto, explicaciones alternativas. Se ha señalado como posible causa la presencia de ajustes de la microestructura del mercado [Grinblatt (1984)]. Así, un posible origen de la presencia de rentabilidades extraordinarias podría ser el ajuste en el precio debido a la imperfecta divisibilidad del precio de cierre del título en el día anterior a la ejecución del *split* y el factor de desdoblamiento. Para contrastar si el efecto positivo sobre las rentabilidades detectado para los días alrededor de la ejecución se debe a un ajuste por no ser perfectamente divisible el precio de cierre del título por el factor del *split*, se ha desagregado la muestra total en dos submuestras: 34 títulos cuyo precio de cierre antes del día de ejecución es perfectamente divisible y 21 títulos cuyo precio no es perfectamente divisible.

Las rentabilidades anormales obtenidas para ambas submuestras en los días de la ventana del anuncio se exponen en la Tabla II.5. La primera columna de la tabla muestra el día con respecto a la fecha de ejecución del *split*, que toma valor 0. La segunda y cuarta columna representan las rentabilidades anormales promedio para 34 empresas cuyo precio de cierre en el día anterior a la ejecución es perfectamente divisible por el factor del *split* (AR_{div}) y 21 empresas cuyo precio de cierre no es perfectamente divisible ($AR_{no\ div}$), respectivamente. Las columnas tercera y quinta representan los valores del estadístico t de Student. La sexta columna muestra la diferencia de rentabilidades anormales promedio diarias entre los títulos sin ajuste en el precio y los que experimentan ajuste por no ser el precio perfectamente divisible por el *split*. La última columna muestra el valor del estadístico t para el contraste de diferencia de medias.

Para contrastar la significatividad de las diferencias entre las rentabilidades medias de los títulos cuyo precio de cierre es perfectamente divisible por el factor del *split* y aquellos para los que no es divisible, se calcula el estadístico que muestra la expresión [II.15].

$$\frac{(x - y)}{\sqrt{(n_x S_x^2 + n_y S_y^2)(n_x + n_y)}} \sqrt{n_x n_y (n_x + n_y - 2)} \sim t_{n_x + n_y - 2} \quad [II.15]$$

donde x e y , en este caso, son $\overline{AR}_{div, t}$ y $\overline{AR}_{no\ div, tr}$, esto es, las rentabilidades promedio para el día t , n_x y n_y son el número de elementos de la muestra de títulos cuyo precio es perfectamente divisible y el número de títulos con precio no divisible, respectivamente, y S_x^2 y S_y^2 son las varianzas de la muestra de títulos cuyo precio de cierre en el día anterior al *split* es perfectamente divisible por el factor de desdoblamiento y de la muestra de *splits* de títulos para los que no es perfectamente divisible, respectivamente.

En la submuestra cuyo precio de cierre el día anterior al *split* era perfectamente divisible por el factor de desdoblamiento sólo se observan rentabilidades anormales significativas de signo positivo en el día de ejecución y negativas en el quinto día tras la ejecución, como queda reflejado en la Tabla II.5. En la submuestra de títulos cuyo precio de cierre no era perfectamente divisible por el factor de desdoblamiento se observan rentabilidades anormales positivas significativas para un nivel de confianza del 99% en el día de la ejecución del *split* y los dos días posteriores al mismo, así como una rentabilidad negativa significativa el quinto día a partir de la ejecución, lo que puede ser interpretado como una co-

TABLA II.5

RENTABILIDADES ANORMALES PROMEDIO DIARIAS ALREDEDOR DE LA FECHA DEL *SPLIT* Y AJUSTE EN EL PRECIO

DÍA	AR_{div} (%)	t	$AR_{no\ div}$ (%)	t	$AR_{div} - AR_{no\ div}$ (%)	t
-5	0,26	0,69	0,37	0,91	-0,11	-0,16
-4	0,16	0,44	0,66	1,78 ^c	-0,50	-0,62
-3	0,31	0,82	0,09	0,25	0,21	0,27
-2	-0,29	-0,46	-0,32	-0,53	0,03	0,03
-1	-0,01	-0,03	0,49	1,28	-0,50	-1,30
0	0,82	1,99 ^b	1,78	4,67 ^a	-0,96	-1,67 ^c
1	-0,16	-0,39	2,73	6,92 ^a	-2,89	-3,44 ^a
2	-0,05	-0,13	2,34	5,86 ^a	-2,39	-2,84 ^a
3	-0,24	-0,60	-0,26	-0,64	0,02	0,02
4	-0,13	-0,30	-0,33	-0,77	0,20	0,23
5	-1,19	-2,58 ^a	-1,66	-3,92 ^a	0,47	0,31

La primera columna de la tabla muestra el número de día con respecto a la fecha de ejecución del *split*, que toma valor 0. La segunda y cuarta columna representan las rentabilidades anormales promedio para 34 empresas cuyo precio de cierre en el día anterior a la ejecución es perfectamente divisible por el factor del *split* (AR_{div}) y 21 empresas cuyo precio de cierre no es perfectamente divisible ($AR_{no\ div}$), respectivamente. Las columnas tercera y quinta representan los valores del estadístico t de Student. La sexta columna muestra la diferencia de rentabilidades anormales promedio diarias entre los títulos sin ajuste en el precio y los que experimentan ajuste por no ser el precio perfectamente divisible por el *split*. La última columna muestra el valor del estadístico t .

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

rección de la valoración por el mercado tras las rentabilidades positivas observadas en los días anteriores.

En cuanto a las diferencias entre las rentabilidades anormales de los títulos con y sin ajuste en el precio, como muestra la Tabla II.5, las rentabilidades en el día de ejecución del *split* y los dos días siguientes son significativamente superiores en la muestra de títulos cuyo precio no es perfectamente divisible por el factor del *split* frente a la muestra en la que no se precisa un ajuste del precio. Para el resto de días alrededor de la ejecución del *split* no se observan diferencias significativas en las rentabilidades de las dos submuestras. Este resultado permite apoyar la hipótesis de que la presencia de rentabilidades en la fecha de ejecución del *split* se debe a que el precio de cierre del título no es perfectamente divisible por el factor de desdoblamiento, lo que provoca un salto en la cotización el día del suceso y un ajuste en el precio los días siguientes.

■ II.1.4.3. Efecto de la repetición del *split*

A la vista de los *splits* que se realizan en la bolsa española desde el 1 de enero de 1996 hasta el 31 de diciembre de 2003, no sólo podemos afirmar que se trata de un fenómeno concentrado en determinados sectores, sino que incluso se concentra en determinadas empresas. La Tabla II.6 resume las empresas de la muestra total de *splits*, expuesta en el Anexo A.1, que desdoblan el valor nominal de sus títulos en más de una ocasión.

La mayoría de los trabajos eliminan aquellos títulos que han experimentado ya *splits*, para evitar las posibles distorsiones que podrían provocar los efectos de desdoblamientos realizados anteriormente. Sin embargo, parece interesante detenerse a estudiar si se pueden apreciar diferencias sustanciales en el comportamiento de las rentabilidades de los títulos en el primer *split* y en desdoblamientos posteriores. Por tanto, en este epígrafe nos proponemos contrastar estadísticamente, en primer lugar, la existencia de rentabilidades anormales en los días alrededor del anuncio del segundo *split* y, en segundo lugar, contrastar si las rentabilidades obtenidas por estos títulos en los días alrededor del anuncio del primer *split* y de los desdoblamientos posteriores difieren de forma significativa.

Como se puede comprobar en la Tabla II.6, diecisiete de los títulos que componen la muestra inicial han experimentado más de un *split* dentro del periodo de estudio, que comprende de enero de 1996 a diciembre de 2003. Sólo Zeltia ha realizado tres *splits*. Por tanto la muestra de *splits* subsiguientes consta de 18 casos.

En cuanto al primer objetivo, el contraste estadístico de la existencia de rentabilidades anormales para el anuncio del segundo *split*, se procede a calcular los *AR* y los *CAR* como en epígrafes anteriores, tomando como periodo de estimación la misma ventana de $(-200, -21)$ días antes del anuncio, a excepción de tres títulos, para los cuales transcurren

TABLA II.6

EMPRESAS QUE REALIZAN VARIOS *SPLITS* EN EL PERIODO 1996-2003

NOMBRE EMPRESA	NÚMERO DE <i>SPLITS</i> REALIZADOS
Abengoa	2
Azkoyen	2
Banco Pastor	2
Banco Popular	2
Banco Santander ³²	2
Bankinter	2
BBV	2
BCH	2
Campofo	2
Corp. Mapfre	2
Cortefiel	2
FCC	2
Gas Natural	2
Nicolás Correa	2
Vidrala	2
Zardoya Otis	2
Zeltia	3

menos de 300 días entre la ejecución del *split* anterior y el anuncio del siguiente,³³ en cuyo caso se considera el periodo de estimación previo al primer desdoblamiento para evitar que la estimación de los parámetros del modelo se vea contaminada por los efectos del anuncio y de la ejecución del primer *split*.

Los resultados obtenidos para las rentabilidades anormales promedio diarias y acumuladas se exponen en la Tabla II.7. Como muestra el Panel A de dicha tabla, se obtiene que la rentabilidad del día siguiente al anuncio es positiva y significativa para un nivel de confianza del 90%, tanto para el contraste de la *t* como para el contraste no paramétrico de los signos, mientras que el test de rangos de Corrado no muestra valores significativos para ninguno de los días de la ventana del anuncio del segundo *split*.

³² Cabe destacar que tanto BCH y Banco Santander, como el resultado de su fusión, BSCH, realizaron *splits* en el periodo considerado.

³³ Por término medio transcurren 607 días entre la ejecución de un *split* y el anuncio del siguiente, si bien con grandes diferencias entre títulos, siendo el periodo mínimo 23 días y el máximo de 1.343 días.

TABLA II.7

RENTABILIDADES ANORMALES PROMEDIO DIARIAS Y ACUMULADAS ALREDEDOR DEL ANUNCIO DE *SPLITS* SUBSIGUIENTES

DÍA	AR (%)	t	TEST DE LOS SIGNOS	TEST DE CORRADO
Panel A: Rentabilidades anormales				
−5	−0,50	−1,09	−1,41	−0,92
−4	0,08	0,14	−0,47	0,17
−3	−0,30	−0,51	0,47	−0,48
−2	0,36	0,55	0,00	0,51
−1	0,26	0,46	0,94	0,42
0	0,62	1,63	1,41	0,21
1	0,72	1,74 ^c	1,88 ^c	0,36
2	0,12	0,38	0,47	0,42
3	−0,37	−0,52	−0,47	−0,45
4	0,33	0,72	0,47	0,69
5	0,48	0,96	0,00	0,58
INTERVALO	CAR (%)	t	TEST DE LOS SIGNOS	
Panel B: Rentabilidades anormales acumuladas				
(−5, −2)	−0,36	−0,82	−1,41	
(−1, 0)	0,88	1,68 ^c	1,88 ^c	
(+1, +5)	1,28	1,99 ^b	0,94	

El día 0 representa la fecha del anuncio de *splits* subsiguientes.

^a, ^b, ^c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

Al acumular las rentabilidades (Panel B de la Tabla II.7), se puede apreciar que los periodos (-1,0) y (1,5) ofrecen rentabilidades positivas y significativas para niveles de confianza del 90% y del 95%, respectivamente, para el test de la *t*, mientras que sólo el primero de ellos es significativo para un nivel del 90% según el contraste de los signos.

Por lo que respecta a la ejecución del *split*, los resultados se muestran en la Tabla II.8. Las rentabilidades obtenidas los días 0 y 1 resultan ser significativas para un nivel de confianza del 90%, como se puede apreciar al comprobar los valores del estadístico *t* en el Panel A de la Tabla II.8. Sin embargo, para el contraste no paramétrico de los signos, sólo la rentabilidad anormal para el día siguiente al *split* resulta significativa, mientras que el contraste de los rangos de Corrado no ofrece valores significativos para ninguno de los días alrededor de la ejecución del segundo *split*.

Como se puede comprobar en el Panel B de la Tabla II.8, sólo las rentabilidades para el periodo $(-1, 0)$ resultan ser significativamente positivas para un nivel de confianza del 90% para el estadístico t y para el test de los signos, lo que muestra que también ante repetición de *splits* los inversores reaccionan positivamente. Por tanto, la reacción de los agentes ante la repetición del *split* es similar a la experimentada ante el primer desdoblamiento del nominal del título. Este hecho nos permite afirmar que los agentes no interpretan el *split* como un hecho recurrente.

De forma alternativa, con el fin de evitar los posibles problemas que podrían derivarse del hecho de haber considerado el periodo de estimación relativo al primer *split* para los tres títulos cuyos desdoblamientos subsiguientes se encuentran más cercanos a la ejecu-

TABLA II.8

RENTABILIDADES ANORMALES PROMEDIO DIARIAS Y ACUMULADAS ALREDEDOR DE LA EJECUCIÓN DE *SPLITS* SUBSIGUIENTES

DÍA	AR (%)	t	TEST DE LOS SIGNOS	TEST DE CORRADO
Panel A: Rentabilidades anormales				
−5	0,51	1,42	−1,41	1,22
−4	0,17	0,22	0,94	0,23
−3	−0,34	−0,52	0,47	−0,49
−2	−0,25	−0,31	−0,94	−0,28
−1	0,19	0,24	0,00	0,27
0	0,74	1,93 ^c	1,41	1,63
1	0,71	1,85 ^c	1,88 ^c	1,61
2	0,62	1,64	0,94	1,38
3	−0,34	−0,50	−0,94	−0,47
4	−0,27	−0,44	0,00	−0,35
5	0,07	0,14	0,47	0,09
INTERVALO	CAR (%)	t	TEST DE LOS SIGNOS	
Panel B: Rentabilidades anormales acumuladas				
(−5, −2)	0,09	0,29	−0,47	
(−1, 0)	0,93	1,85 ^c	1,88 ^c	
(+1, +5)	0,79	1,62	1,41	

El día 0 representa la fecha de la ejecución de *splits* subsiguientes.

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

ción del primer desdoblamiento, estimamos el modelo de rentabilidad de mercado ajustada. Este modelo es un caso particular del modelo de mercado, puesto que la rentabilidad esperada de un título para un día determinado es igual a la rentabilidad de mercado para dicho día, como se puede observar en la expresión [II.16]:

$$R_{it} = R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad [\text{II.16}]$$

donde $E(\varepsilon_{it}) = 0$ y $\text{Var}(\varepsilon_{it}) = \sigma_{\varepsilon}^2$, siendo R_{it} la rentabilidad estimada para la empresa i en el momento t , R_{mt} la rentabilidad del mercado (el IGBM, en nuestro caso), m_i la rentabilidad media para i y ε_{it} el término de perturbación, con valor esperado nulo y varianza σ_{ε}^2 .

TABLA II.9

RENTABILIDADES ANORMALES PROMEDIO DIARIAS Y ACUMULADAS ALREDEDOR DEL ANUNCIO Y LA EJECUCIÓN DE *SPLITS* SUBSIGUIENTES A PARTIR DEL MODELO DE RENTABILIDAD DE MERCADO AJUSTADA

DÍA	ANUNCIO		EJECUCIÓN	
	AR (%)	t	AR (%)	t
-5	-0,44	-1,09	0,50	1,42
-4	0,21	0,48	0,15	0,27
-3	-0,46	-1,02	-0,36	-0,54
-2	0,00	0,00	-0,18	-0,48
-1	0,18	0,41	0,19	0,28
0	0,61	1,64 ^c	0,61	1,58
1	0,71	1,68 ^c	0,66	1,69 ^c
2	0,32	0,72	0,55	1,43
3	-0,60	-1,33	-0,26	-0,51
4	0,26	0,63	-0,35	-0,91
5	0,54	1,39	0,14	0,35
DÍA	CAR (%)	t	CAR (%)	t
(-5, -2)	-0,64	1,45	0,11	0,34
(-1, 0)	0,79	1,64 ^c	0,80	1,69 ^c
(+1, +5)	1,23	1,97 ^b	0,74	1,56

El día 0 representa la fecha del anuncio y de la ejecución de *splits* subsiguientes, respectivamente.

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

Este modelo presenta la ventaja de considerar el mismo periodo para la estimación de las rentabilidades para todos los títulos, con independencia de que el primer *split* y los subsiguientes estén más o menos cercanos.

Los resultados obtenidos para las rentabilidades anormales calculadas alrededor del anuncio y la ejecución de los *splits* subsiguientes se exponen en la Tabla II.9.

Los resultados obtenidos a partir de los dos modelos, el modelo de mercado y el modelo de rentabilidad de mercado ajustada son muy similares, en la línea de Brown y Warner (1985), Liljeblom (1989) y García e Ibáñez (2000).

En segundo lugar, contrastamos si las diferencias entre las rentabilidades obtenidas para el anuncio del primer *split* y del segundo son estadísticamente significativas mediante el contraste de diferencia de medias anteriormente expuesto en la expresión [II.15]. La Tabla II.10 muestra las diferencias entre las rentabilidades medias obtenidas en el primer y segundo *split* para los días alrededor del anuncio y de la ejecución, calculadas a partir de las rentabilidades obtenidas para el modelo de mercado.

TABLA II.10

DIFERENCIA DE RENTABILIDADES PROMEDIO ENTRE EL ANUNCIO Y LA EJECUCIÓN DEL PRIMER *SPLIT* Y DE *SPLITS* SUBSIGUIENTES

DÍA	DIFERENCIAL RENTABILIDAD ANUNCIO (%)	t_{ANUNCIO}	DIFERENCIAL RENTABILIDAD EJECUCIÓN (%)	$t_{\text{EJECUCIÓN}}$
-5	0,68	1,67 ^c	-0,19	-0,36
-4	-0,27	-0,51	0,21	0,40
-3	0,08	0,20	0,60	0,19
-2	0,34	0,68	-0,08	-0,17
-1	0,56	1,51	0,08	0,21
0	0,36	0,59	0,35	0,82
1	-0,66	-1,11	0,49	1,38
2	0,17	0,38	0,54	1,43
3	0,37	0,64	-0,18	-0,42
4	0,60	1,18	0,24	0,57
5	-0,16	-0,35	-1,42	-3,13 ^a

El día 0 representa la fecha del suceso -anuncio o ejecución-.

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

Como se puede apreciar en la Tabla II.10, por lo que se refiere al anuncio de *split*, sólo se observa una diferencia significativa positiva para el primer *split* en comparación con el subsiguiente en el día -5 con respecto al anuncio, para un nivel de confianza del 90%. En cuanto a la ejecución, sólo se observa una diferencia negativa que resulta ser significativa al 99% para el quinto día después de la ejecución. Este resultado se debe a la rentabilidad anormal negativa obtenida en el primer *split* y que no se ha repetido en el siguiente.

Para el resto de días en torno al suceso no se obtienen diferencias estadísticamente significativas entre las rentabilidades medias obtenidas para el anuncio y la ejecución de estos títulos entre su primer y su segundo *split*. Por tanto, el mercado no parece reaccionar de forma significativamente diferente frente al primer *split* y los subsiguientes. Estos resultados apoyan parcialmente a los obtenidos por Pilotte y Manuel (1996), quienes observan que el mercado utiliza la experiencia previa en el segundo *split* e interpreta el mismo como un hecho recurrente.

II.2. ANÁLISIS DE LA VOLATILIDAD A CORTO PLAZO

■ II.2.1. INTRODUCCIÓN

En el epígrafe II.1 se ha analizado el comportamiento de las rentabilidades alrededor del *split*. Para completar el estudio de la distribución de las rentabilidades tras un *split*, el presente epígrafe se dedica al análisis de su variabilidad o volatilidad. La volatilidad, como medida del riesgo de un título, es considerada por los inversores a la hora de tomar decisiones incluso en mayor medida que las rentabilidades. Por ello, en el presente epígrafe examinamos el comportamiento de la volatilidad alrededor de la ejecución del *split*.

Diversos estudios han detectado incrementos significativos de las volatilidades de los títulos que realizan un desdoblamiento de su valor nominal [Ohlson y Penman (1985); Dravid (1987); Lamoureux y Poon (1987); Sheikh (1989); Conroy *et al.* (1990); Dubofsky (1991); Kryzanowski y Zhang (1993); Angel (1997); Desai *et al.* (1998); Koski (1998); Lipson (1999); Reboredo (2000 y 2003); Schultz (2000); Easley *et al.* (2001); Kamara y Koski (2001); Yagüe (2001); Bley (2002); Jiang *et al.* (2002); Gray *et al.* (2003); Angel *et al.* (2004)]. Concretamente, Ohlson y Penman (1985) y Koski (1998) observan dichos incrementos significativos en las volatilidades de los títulos con independencia del nivel de precios post-*split*. La magnitud del incremento en la volatilidad, sin embargo, parece diferir entre países, siendo, por ejemplo, sustancialmente menor en Alemania [Wulff (2002)] en comparación con las bolsas estadounidense [Ohlson y Penman (1985); Dravid (1987); Lamoureux y Poon (1987); Conroy *et al.* (1990); Dubofsky (1991); Angel (1997); Desai *et al.*

(1998); Koski (1998); Lipson (1999); Schultz (2000); Easley *et al.* (2001); Angel *et al.* (2004)] y canadiense [Kryzanowski y Zhang (1993)], debido a diferencias institucionales (en concreto, la ausencia de creadores de mercado en la bolsa alemana) y la negociación infrecuente de algunos títulos.

El incremento observado en la volatilidad de los rendimientos de los títulos que doblan su valor nominal ha sido considerado consistente con las hipótesis del atrincheramiento empresarial, de la liquidez y del *tick* relativo óptimo. Así, mientras que la teoría del atrincheramiento empresarial considera el incremento de las volatilidades de los títulos desdoblados como reflejo de la entrada de pequeños inversores al accionariado de la empresa [Lakonishok y Lev (1987); Lamoureux y Poon (1987); Conroy *et al.* (1990); Maloney y Mulherin (1992); Mulkerji *et al.* (1997)], la relación positiva entre volatilidad y número de transacciones [Jones *et al.* (1994)] apoya la idea de que las empresas realizan un *split* para aumentar la liquidez de sus títulos. Por último, el aumento en la volatilidad ha sido considerado consistente con los incrementos en el *tick* que postula la hipótesis del *tick* relativo tras un *split* [Angel (1997); Arnold y Lipson (1997); Lipson (1999); Reboredo (2003)], dado que incrementos en el *tick* relativo facilitan la obtención de mayores beneficios por parte de los creadores de mercado al disminuir los costes de transacción, lo que se traduce en un incremento en el volumen negociado y en la volatilidad de sus rentabilidades.

A la hora de medir la volatilidad e interpretar sus resultados, se debe tener en cuenta la posible influencia de diversos factores sobre la magnitud de la varianza de las rentabilidades; a saber: la unidad de medida, los efectos de medida (horquilla y discrecionalidad del precio), el volumen de negocio, las condiciones del mercado y el efecto empresa pequeña.

En primer lugar, distintos trabajos comparan varianzas de rentabilidades diarias con varianzas de rentabilidades semanales [Ohlson y Penman (1985); Conroy *et al.* (1990); Dubofsky (1991); Koski (1998)], ya que los efectos de medida (como las horquillas y la discrecionalidad de los precios) son menos importantes cuanto mayor es el periodo considerado. Koski (1998) sostiene que los efectos de medida deberían ser menos importantes para intervalos de rentabilidades más largos, pero las rentabilidades semanales también muestran incrementos significativos en volatilidad para todos los tipos de distribución y casi todos los niveles de precios. Sin embargo, Koski (1998) señala que el incremento en la volatilidad cae cuando aumenta el intervalo de las rentabilidades, si bien para los títulos NYSE la volatilidad de las rentabilidades semanales aún se incrementa significativamente tras los *splits*. Así, cualquier diferencia entre las rentabilidades diarias y las semanales será atribuible, según Koski (1998), a la horquilla o a la discrecionalidad del precio y a otros efectos de medida.

En segundo lugar, la presencia de sesgos en la microestructura del mercado puede «inflar» las volatilidades de los títulos [Ohlson y Penman (1985); Dravid (1987); Dubofsky (1991)]. Entre dichos sesgos se encuentra el salto en la horquilla y el carácter discrecional

de los precios, que se evidencia en mayor medida tras el *split* por quedar los precios más bajos. Según Conroy *et al.* (1990), una parte del aumento de la varianza de las rentabilidades se debe a un aumento de la varianza real, pero también se puede deber a un aumento de la horquilla y al carácter discreto de los precios.

No obstante, los efectos de medida son menos importantes cuanto mayor es el periodo de tiempo considerado, esto es, con datos mensuales en lugar de diarios.

A pesar de que resulta difícil separar los efectos de la horquilla y discrecionalidad del precio para determinar de forma concreta el incremento en la volatilidad, diversos trabajos se han centrado en este tipo de análisis.

Amihud y Mendelson (1987) y Kaul y Nimalendran (1990) muestran que la horquilla introduce un sesgo alcista en las varianzas de las rentabilidades que se incrementa para los menores niveles de precios y para las mayores horquillas porcentuales. De hecho, Amihud y Mendelson (1987) señalan al incremento de la horquilla como responsable del aumento de la volatilidad. Estos resultados chocan con la creencia de que al aumentar el número de pequeños accionistas tras el *split* se proporciona una mayor estabilidad al mercado [Easley *et al.* (2001)].

Sin embargo, Conroy *et al.* (1990) destacan que el incremento relativo de la horquilla de precios sólo puede explicar parte del incremento de la volatilidad para una muestra de títulos que cotizan en el NYSE.

Por otra parte, la discrecionalidad en el precio es señalado por la literatura como factor que podría aumentar la volatilidad de un título desdoblado. Dado que la magnitud del redondeo es relativamente mayor con los precios post-*split*, por ser estos inferiores a los precios pre-*split*, el sesgo sistemático debido al carácter discrecional del precio puede ser parcialmente responsable del cambio en la distribución de las rentabilidades alrededor de la fecha de ejecución del *split*. En Estados Unidos, por ejemplo, donde el cambio mínimo en el precio de un título debe ser de \$0,125, la volatilidad tras un *split* es mayor ya que \$0,125 representan un mayor porcentaje sobre el precio del título tras el *split*. Según Dravid (1989), el efecto de la discrecionalidad del precio sobre la distribución de las rentabilidades tras el *split* está correlacionado con el efecto de la horquilla. Gottlieb y Kalay (1985) muestran que cuando precios continuos son redondeados a niveles de precios discretos, la varianza de las rentabilidades calculadas con precios redondeados excede la varianza de las rentabilidades no redondeadas, y la magnitud de los sesgos se incrementa con los menores niveles de precios tras *split*.

Según Koski (1998), los errores *bid-ask* no causan gran incremento en la varianza de las rentabilidades tras el *split*. Los incrementos en volatilidad no parecen debidos de forma importante ni a la horquilla ni a la discrecionalidad del precio, por lo que la anomalía asociada al cambio en la distribución de las rentabilidades alrededor del *split* continúa siendo un tema abierto.

En tercer lugar, diversos trabajos han encontrado una relación positiva entre volatilidad y volumen de negocio [Karpoff (1987); Koski (1998)]. Según Jones *et al.* (1994), la relación entre el volumen total diario y la volatilidad viene dada más por el número de transacciones que por el tamaño de cada transacción. De hecho, Koski (1998) observa un incremento en la volatilidad asociado al incremento en el volumen de negocio diario, pero una reducción en el volumen ajustado al *split*. La relación positiva y significativa entre la volatilidad y el número de transacciones es observada por los trabajos de Jones *et al.* (1994) y Desai *et al.* (1998).

En cuarto lugar, la bolsa y el sector al que pertenece el título desdoblado puede influir en las volatilidades que presente el precio del mismo. Algunos autores encuentran que la situación del mercado condiciona el incremento en la volatilidad de las rentabilidades. Así, Dubofsky (1991) observa un incremento de las volatilidades para la muestra de títulos del AMEX, pero no para la muestra del NYSE. Las rentabilidades de las acciones tecnológicas, que cotizan en NASDAQ, muestran mayores volatilidades que las que cotizan en la Bolsa de Nueva York [Park y Krishnamurti (1995)].

Por otra parte, distintos mercados de capitales presentan normas legales diferentes, que en algunos casos pueden obligar a los grandes inversores a obedecer unos límites de negocio, lo que podría tener efectos sobre la volatilidad y explicar las diferencias obtenidas en los trabajos realizados para distintas bolsas.

Por último, la literatura ha destacado el llamado «efecto empresa pequeña». Al estudiar la volatilidad es importante diferenciar entre empresas pequeñas y grandes porque las pequeñas muestran por lo general mayores rentabilidades que las empresas grandes. Esto es debido principalmente a que en los primeros años de existencia de un negocio, cuando éste presenta una dimensión más reducida, su expectativa de supervivencia es muy baja, y aquellas empresas que logran sobrevivir suelen crecer porcentualmente más rápido que la media del mercado [Green *et al.* (1995)], siendo el precio de sus títulos proporcionalmente más volátil [Banz (1981); Reinganum (1981)]. Este resultado parece negar la eficiencia del mercado, pero apoya al mismo tiempo la teoría de que las empresas realizan *splits* después de periodos excepcionalmente positivos [Bertl (2000)].

En el presente epígrafe examinamos el comportamiento de la volatilidad tras la ejecución del *split* en el caso de la Bolsa española. Para los títulos desdoblados esperamos obtener incrementos superiores a la media del mercado en los primeros días posteriores a la ejecución del *split*, debido al aumento de las rentabilidades y al ajuste del mercado. Sin embargo, esperamos que, conforme se amplíe el horizonte temporal considerado, desaparezcan las diferencias entre la volatilidad para los títulos desdoblados y la media del mercado.

Al estudiar el comportamiento de las volatilidades tras el *split*, contrastamos la significatividad de las posibles diferencias en función de que se trate de la primera vez que se desdobra el título o de *splits* posteriores, del factor de desdoblamiento y del tamaño de la empresa.

Para lograr el objetivo propuesto, en el segundo apartado del presente epígrafe se expone la metodología utilizada y en el tercer apartado se describen las muestras utilizadas y los resultados.

■ II.2.2. MUESTRAS Y METODOLOGÍA

Para el cálculo de las volatilidades se parte de la base de datos descrita en el epígrafe I.4. Se han eliminado los títulos para los cuales faltan datos para los periodos pre- y post-*split* considerados, y aquéllos que experimentan una fusión, absorción o realizan un *contrasplit* durante dichos periodos de estudio. Se eliminan, asimismo, los segundos y terceros *splits*.

Por otra parte, para una medida adecuada de la volatilidad se precisa comparar los resultados obtenidos para la muestra de *splits* con los de una muestra de control, por lo que cada *split* se casa con una empresa de su sector de similar tamaño y ratio VC/VM que no haya desdoblado el valor nominal de sus títulos. Las empresas de la muestra de control no deben haber experimentado fusiones, absorciones ni *contrasplits* durante las ventanas de estudio, al igual que se ha requerido en la muestra de *splits*. Así, se excluyen los títulos para los que no se ha podido localizar una empresa de su sector que no haya realizado un *split* y presente tamaño similar para formar el grupo de control. La muestra final, una vez depurada, consta de 52 *splits*.

El concepto de volatilidad es muy intuitivo pero difícil de definir. Generalmente se asocia a la amplitud de los rendimientos de un activo en el tiempo. Esto ha llevado a caracterizar la volatilidad a través de alguna medida de dispersión como la varianza de las rentabilidades o alguna transformación de la misma.

Para medir la volatilidad se utilizan dos tipos de medidas; a saber: las medidas simples, entre las que se encuentra la volatilidad histórica, y las medidas estructuradas, entre las que destacan los modelos tipo GARCH. Las medidas simples son adecuadas para estudiar la volatilidad en periodos cortos, mientras que las medidas estructuradas son especialmente recomendables para modelizar largas series temporales. Por ello, contrastamos la existencia de variaciones significativas en la volatilidad a corto plazo tras la ejecución de un *split* a partir de una medida simple de volatilidad. En el caso del presente estudio, medimos la volatilidad como cuadrado de la rentabilidad diaria, calculada a partir de los precios de cierre diarios.

Para examinar la relación entre efectos de medida y cambios en la volatilidad histórica de los títulos desdoblados garantizando la robustez en los resultados, se utilizan cuatro tipos de contraste: el contraste de diferencia de medias, el test *F* de contraste de la igualdad de varianzas, el estadístico de Levene modificado y el estadístico de proporcionalidad binomial.

En primer lugar, para contrastar la existencia de variaciones en la volatilidad de los títulos desdoblados tras el suceso frente a los niveles existentes antes de su anuncio, se calcula el contraste de diferencia de medias de las rentabilidades al cuadrado, aplicado al estudio de los efectos de los *splits* sobre las volatilidades de los títulos por Koski (1998) y Bley (2002). Suponiendo que las diferencias entre las varianzas de nuestra medida de volatilidad antes y después del *split* para cada empresa son independientes y se distribuyen según una Normal, se contrasta la hipótesis de que las diferencias emparejadas tienen media igual a cero con el test de la *t*, descrito en la expresión [II.15]. En este caso, se comparan las volatilidades promedio antes y después del *split* para los horizontes temporales de 20, 60 y 100 días.

En segundo lugar, se calcula el estadístico *F* de contraste de la igualdad de varianzas entre el periodo pre- y post-*split*, según la expresión [II.17].

$$\frac{n_{\text{post}}}{n_{\text{post}} - 1} \cdot \frac{n_{\text{pre}} - 1}{n_{\text{pre}}} \cdot \frac{S_{\text{post}}^2}{S_{\text{pre}}^2} \cdot F_{1-\alpha} \sim F_{n_{\text{pre}}-1, n_{\text{post}}-1} \quad [\text{II.17}]$$

donde S_{pre}^2 y S_{post}^2 son las varianzas pre- y post-*split* respectivamente, n_{pre} y n_{post} son el número de días de los periodos pre- y post-*split*, que en este caso coinciden y son 20, 60, y 100 días, según el horizonte temporal considerado.

En tercer lugar, se calcula el estadístico de Levene modificado, obtenido según la expresión [II.18].

$$W_0 = \frac{\left[\frac{\sum_i n_i (z_i - z_{..})^2}{(G - 1)} \right]}{\left[\frac{\sum_i \sum_j (z_{ij} - z_{i.})^2}{\sum_i (n_i - 1)} \right]}, \quad [\text{II.18}]$$

donde $z_{ij} = |x_{ij} - \bar{x}_{i.}|$; $\bar{x}_{i.} = \frac{\sum_j x_{ij}}{n_i}$; $z_{i.} = \frac{\sum_j z_{ij}}{n_i}$; y $z_{..} = \frac{\sum_i \sum_j z_{ij}}{\sum_i n_i}$, siendo x_{ij} la observación

j-ésima del grupo *i*, con *i* = 1, 2, ..., *G* grupos y *j* = 1, 2, ..., *n_i* observaciones, y W_0 el estadístico de Levene modificado estimado utilizando la media muestral convencional, que se distribuye, bajo la hipótesis nula de igualdad de varianzas, como una *F* de Snedecor con *G* - 1 y $\sum (n_i - 1)$ grados de libertad.

Brown y Forsythe (1974) recomiendan la utilización del estadístico de Levene modificado por ser robusto a la no-normalidad de la distribución de los rendimientos, a diferencia de la razón de varianzas. Según demuestran estos autores, el contraste *F* de la razón de va-

rianzas rechaza con frecuencia la hipótesis nula cuando las distribuciones que se analizan presentan colas más anchas que las de la distribución normal.

Por último, se calcula el estadístico de proporcionalidad binomial Z , contraste no paramétrico propuesto por Ohlson y Penman (1985) y utilizado por diversos autores para contrastar la existencia de incrementos significativos en las volatilidades de los precios de los títulos desdoblados [Dravid (1987); Dubofsky (1991); Koski (1998); Reboredo (2003)], según la expresión [II.19].

$$Z = 2 (P - 0,5) (N)^{1/2}, \quad \text{[II.19]}$$

donde P es la proporción de casos en los que el valor de una variable x en un momento o periodo de tiempo t_2 es superior al valor de esa variable en un periodo previo t_1 , N es el número de observaciones y el estadístico Z se distribuye, suponiendo independencia, según una Normal estándar. Calculado este estadístico para cada uno de los *splits* de la muestra, la hipótesis que se trata de contrastar es si la probabilidad de que la variable tome valores superiores en el momento t_2 frente al momento t_1 es del 50%.

■ II.2.3. RESULTADOS

Para analizar el efecto del *split* sobre las volatilidades de los títulos, se calculan las rentabilidades al cuadrado en periodos de 20, 60 y 100 días anteriores y posteriores al suceso. El periodo post-*split* comienza el día en que tiene lugar el desdoblamiento del título. El periodo previo al desdoblamiento finaliza 10 días antes del anuncio de *split* para evitar el posible efecto contaminante de tal suceso.

La Tabla II.11 muestra los resultados para la muestra de títulos desdoblados y la muestra de control para los distintos periodos considerados. Las dos primeras columnas de resultados muestran las volatilidades medias pre- y post-*split* respectivamente, calculadas como cuadrado de las rentabilidades diarias obtenidas a partir de los precios de cierre. La tercera columna muestra la variación, en términos porcentuales, experimentada por el promedio de la volatilidad post-*split* con respecto a la media pre-*split*. Las columnas siguientes recogen los valores del estadístico t para el contraste de diferencia de medias, el test F de igualdad de varianzas, el estadístico de Levene modificado y el estadístico Z para el contraste de proporcionalidad binomial. El Panel A presenta los resultados para la muestra de *splits* y el Panel B para una muestra de control formada por empresas que no realizan *splits* y que presentan tamaño y ratio VC/VM similar a las empresas cuyos títulos han sido desdoblados.

El incremento de la volatilidad tras el *split* resulta ser significativo para un nivel de confianza del 99%, tanto a partir del contraste de diferencia de medias como a partir del test de igualdad de varianzas y el contraste binomial de proporciones para todos los perio-

TABLA II.11

VOLATILIDAD TRAS LA EJECUCIÓN DE *SPLIT* PARA DISTINTOS PERIODOS

INTERVALO	MEDIA PRE- <i>SPLIT</i>	MEDIA POST- <i>SPLIT</i>	VARIACIÓN (%)	<i>t</i>	<i>F</i>	W_0	<i>Z</i>
Panel A: Muestra de splits							
(-20, +20)	0,000479	0,001024	113,91	6,57 ^a	3,17 ^a	6,22 ^b	6,07 ^a
(-60, +60)	0,000532	0,000914	71,80	6,48 ^a	2,07 ^c	13,69 ^a	7,41 ^a
(-100, +100)	0,000567	0,000830	46,38	5,84 ^a	1,70	7,20 ^a	2,83 ^a
Panel B: Muestra de control							
(-20, +20)	0,000590	0,000501	-15,16	-0,95	1,62	1,13	-1,21
(-60, +60)	0,000522	0,000672	28,77	2,43 ^b	1,38	1,22	2,83 ^a
(-100, +100)	0,000635	0,000888	39,74	4,37 ^a	1,32 ^c	2,15	1,48

La primera columna muestra el periodo considerado, expresado en días. El periodo post-*split* comienza el día en que tiene lugar el desdoblamiento del título. El periodo pre-anuncio de *split* termina 10 días antes del anuncio. Las dos primeras columnas de resultados muestran las volatilidades medias pre- y post-*split* respectivamente, calculadas como cuadrado de las rentabilidades diarias obtenidas a partir de los precios de cierre. La cuarta columna muestra la variación, en términos porcentuales, experimentada por el promedio de la volatilidad post-*split* con respecto a la media pre-*split*. Las siguientes columnas representan el estadístico *t* para el contraste de diferencia de medias, el test *F* de igualdad de medias, el contraste de Levene modificado (W_0) y el estadístico *Z* de proporcionalidad binomial. El Panel A presenta los resultados para la muestra de splits y el Panel B para una muestra de control formada por empresas que no realizan splits y que presentan tamaño y ratio VC/VM similar a las empresas cuyos títulos han sido desdoblados. Las muestras de splits y de control están constituidas por 52 títulos.

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

dos considerados. Para el estadístico de Levene modificado, las volatilidades son asimismo significativamente mayores tras el *split* para un nivel de confianza del 95% para el periodo de 20 días y del 99% para los periodos de 60 y 100 días. Concretamente, para el periodo de 60 días, en el 56% de los casos la volatilidad tras el *split* es superior a la volatilidad antes del mismo. Los resultados obtenidos se encuentran en la línea de los observados en la amplia literatura previa [Ohlson y Penman (1985); Dravid (1987); Lamoureux y Poon (1987); Conroy *et al.* (1990); Dubofsky (1991); Kryzanowski y Zhang (1993); Angel (1997); Desai *et al.* (1998); Koski (1998); Lipson (1999); Reboredo (2000 y 2003); Schultz (2000); Easley *et al.* (2001); Yagüe (2001); Bley (2002); Angel *et al.* (2004)].

Por lo que respecta a la muestra de control, no se observan incrementos significativos en las volatilidades obtenidas para el periodo de 20 días. Por otra parte, es posible encontrar, dependiendo del test utilizado, incrementos significativos en la volatilidad para niveles de confianza del 95% y del 99% para los periodos de 60 y 100 días. En cualquier caso, los incrementos observados para la muestra de control los periodos de 60 y 100 días son 28,77 y 39,74%, inferiores a los obtenidos para la muestra de splits, 71,80% y 46,38% respectivamente.

Por otra parte, con el fin de examinar la posible influencia de diversos factores sobre los resultados obtenidos, se calculan las volatilidades pre- y post-*split* subdividiendo la muestra en función de si la empresa realiza su primer *split* o un *split* posterior, en función del factor de desdoblamiento y según el tamaño de la empresa. Para realizar este análisis se considera el periodo intermedio de los considerados anteriormente, esto es, (-60, +60) días.

Al contrastar la existencia de una variación significativa de las volatilidades ante los *splits* subsiguientes, se trata de evaluar si los agentes interpretan esta operación como un hecho recurrente. En cuanto al factor del *split*, según señalan Angel *et al.* (2004), cuanto menor es el factor del *split*, menos atractivo resulta para los pequeños inversores el precio del título después de la operación de desdoblamiento y, con ello, menor es el incremento de la volatilidad. Por último, con el análisis de la variación de la volatilidad en función del tamaño de la empresa, se trata de contrastar si, en la línea de la teoría de la atención, son las empresas de menor tamaño las que consiguen atraer mayor número de inversores tras el *split*.

La Tabla II.12 muestra los resultados obtenidos. En la primera columna se indica el número de elementos de cada una de las submuestras. De forma análoga a la Tabla II.11, las dos siguientes columnas de resultados muestran las volatilidades medias pre- y post-*split*, calculadas como cuadrado de las rentabilidades diarias, para un periodo de 60 días antes del anuncio de *split* y 60 días después de la ejecución del mismo. La cuarta columna muestra la variación, en términos porcentuales, experimentada por el promedio de la volatilidad post-*split* con respecto a la media pre-*split*. Las columnas siguientes muestran el estadístico *t* para el contraste de diferencia de medias, el test *F* de igualdad de varianzas, el estadístico de Levene modificado (W_0) y el estadístico *Z* para el contraste estadístico de proporcionalidad binomial.

En el Panel A de la Tabla II.12 se muestran los resultados para una muestra de 15 desdoblamientos posteriores. Esta submuestra depurada es resultado de la aplicación de los filtros descritos en el epígrafe I.4. En el Panel B se muestran los resultados obtenidos para la muestra dividida en función del factor de desdoblamiento; se calculan las volatilidades para 17 *splits* de factor 2, 18 de factor 3, 9 de factor 4, y 8 *splits* de factores de desdoblamiento superiores. Por último, en el Panel C se examinan las volatilidades en función del tamaño de la empresa. Para ello, se forman tres grupos, según la definición de tamaño para el cálculo de los factores de Fama y French (1993), computando las volatilidades para 9 empresas pequeñas, 22 medianas y 21 grandes.

En el Panel A de la Tabla II.12, se observa un incremento en la volatilidad de las rentabilidades tanto para el primer *split* como para los desdoblamientos subsiguientes, si bien es mayor en estos últimos (71.80% para los primeros *splits*, como se expuso en la Tabla II.11, frente a 225.38% de incremento en la volatilidad para los *splits* posteriores). Este resultado puede indicar que en el caso de los *splits* subsiguientes se están acumulando tam-

bién los efectos debidos al primer desdoblamiento. Por ello, en el resto de paneles se examinan exclusivamente los efectos sobre las volatilidades relacionados con el primer *split*.

Dividiendo la muestra en función del tamaño del *split*, el incremento en las volatilidades tras el *split* resulta ser significativo para un nivel de confianza del 99%, a excepción del caso en el que el factor de desdoblamiento es 3. Este resultado podría estar relacionado con la adaptación al euro, puesto que la mayor parte de estos desdoblamientos de factor 3 llevan al título a tomar un valor nominal de un euro tras la operación, y por ello han sido catalogados como empresas que pretenden adaptar el nominal al euro. El hecho de que las volatilidades no se vean incrementadas en tan gran medida tras el desdoblamiento debido a adaptar el nominal al euro podría deberse a que la operación es considerada

TABLA II.12

VOLATILIDAD TRAS LA EJECUCIÓN DE SPLIT EN FUNCIÓN DE DIVERSOS FACTORES

	N	MEDIA PRE-SPLIT	MEDIA POST-SPLIT	VARIACIÓN (%)	t	F	W ₀	Z
Panel A: Splits subsiguientes								
<i>Splits</i> subsiguientes	15	0,000317	0,001029	225,38	5,85 ^a	1,32	6,48 ^a	3,87 ^a
Panel B: Factor de desdoblamiento								
Factor 2	17	0,000465	0,000734	57,69	2,78 ^a	1,47 ^c	3,21 ^c	4,12 ^a
Factor 3	18	0,000632	0,000737	16,47	1,47	1,18	2,25	4,24 ^a
Factor 4	9	0,000390	0,000916	134,94	4,78 ^a	2,17 ^a	4,16 ^b	3,00 ^a
Factor > 4	8	0,000559	0,001415	153,39	5,60 ^a	2,57 ^a	10,76 ^a	2,82 ^a
Panel C: Tamaño empresa								
Pequeña	9	0,000676	0,000923	36,54	2,21 ^b	1,14	2,94 ^c	3,00 ^a
Mediana	22	0,000504	0,001081	114,64	5,00 ^a	1,71 ^c	6,93 ^a	4,69 ^a
Grande	21	0,000534	0,000711	33,11	3,54 ^a	1,41	5,32 ^a	4,58 ^a

La primera columna indica el número de elementos de la muestra. Las dos siguientes columnas de resultados de la tabla muestran las volatilidades medias pre- y post *split*, calculadas como cuadrado de las rentabilidades diarias, para un periodo de 60 días antes del anuncio de *split* y 60 días después de la ejecución del mismo. La cuarta columna muestra la variación, en términos porcentuales, experimentada por el promedio de la volatilidad post-*split* con respecto a la media pre-*split*. Las siguientes columnas representan el estadístico *t* para el contraste de diferencia de medias, el test *F* de igualdad de varianzas, el contraste de Levene modificado (*W*₀) y el estadístico *Z* de proporcionalidad binomial. En el Panel A se muestran los resultados para una muestra de 15 *splits* subsiguientes. En el Panel B se muestran los resultados obtenidos para la muestra de 52 primeros *splits* dividida en función del factor de desdoblamiento; se calculan las volatilidades para 17 *splits* de factor 2, 18 de factor 3, 9 de factor 4, y 8 *splits* de factores de desdoblamiento superiores. En el Panel C se examinan las volatilidades tras los primeros *splits* en función del tamaño de la empresa. Para ello, se forman tres grupos, según la definición de tamaño para el cálculo de los factores de Fama y French (1993), calculando las volatilidades para 9 empresas pequeñas, 22 medianas y 21 grandes.

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

por el mercado como un mero trámite, y por tanto, el mismo no responde de igual manera que cuando el *split* es debido a otra motivación.

Por otra parte, como muestra el Panel C, al dividir la muestra en función del tamaño de la empresa, para las empresas pequeñas se detecta un aumento de la volatilidad significativo para un nivel de confianza del 99% según el contraste de diferencia de medias, mientras que se obtienen valores no significativos para el contraste de igualdad de varianzas, el test de Levene modificado y el estadístico de proporcionalidad binomial. Las empresas pequeñas muestran un mayor nivel de volatilidad antes del desdoblamiento, por lo que a pesar de incrementarse tras la operación, el aumento en la volatilidad puede no resultar significativo. Para la submuestra de empresas grandes, por otra parte, se observa un incremento significativo de la volatilidad a partir del test de diferencia de medias y el contraste binomial de proporciones, con niveles de confianza del 99% y 95% respectivamente. Sólo el incremento observado en la volatilidad para la muestra de empresas medianas resulta ser significativo para los cuatro contrastes considerados, si bien con distintos niveles de significatividad. Este incremento de la volatilidad para las empresas medianas podría indicar que se está incrementando la negociación de sus títulos y, con ello, se apoya la hipótesis de la atención en el sentido de que tras el *split* se logra atraer el interés de los inversores.

A la vista de los resultados, consideramos que el comportamiento del riesgo de los títulos tras el *split* se ve influido en gran medida por factores como el hecho de que se trate de la primera operación de desdoblamiento de la empresa o de otras posteriores, del factor de desdoblamiento y del tamaño de la compañía. Estos hallazgos son consistentes con las teorías de la atención y del atrincheramiento empresarial, si bien estas hipótesis no fueron apoyadas por los resultados obtenidos en el Capítulo I para el estudio de las motivaciones de los directivos para realizar un *split*.

II.3. ANÁLISIS DE LA LIQUIDEZ A CORTO PLAZO

■ II.3.1. INTRODUCCIÓN

Para el correcto funcionamiento de los mercados financieros es de gran importancia un adecuado nivel de liquidez. La evidencia empírica sobre los efectos de los *splits* sobre la liquidez de las acciones es confusa, en parte por las diversas medidas de liquidez empleadas. La dificultad estriba no sólo en el propio concepto de liquidez y su medida, sino también en la diversidad de tipos de mercados.

La liquidez o coste de inmediatez es un concepto multidimensional que caracteriza los activos financieros y que resulta difícil de medir. Podemos aceptar que la liquidez está

relacionada con la capacidad de vender de forma rápida un activo sin pérdidas significativas en su valor. Está generalmente aceptado que un mercado será líquido si se cumple que casi cualquier cantidad de un título puede ser comprada o vendida inmediatamente, y grandes cantidades de acciones pueden ser compradas o vendidas en largos periodos de tiempo a precios muy cercanos a los precios de mercado. En suma, un activo es líquido si es capaz de absorber una gran cantidad de volumen de acciones sin modificar su precio.

A la hora de medir la liquidez, se ha de tener en consideración la operativa del mercado. Los mercados de valores pueden ser clasificados básicamente en dos grandes grupos: mercados de contratación en subasta y mercados de contratación continua³⁴. A su vez, dentro de los mercados de contratación continua, existen diversas reglas y tipos de mercado. Fundamentalmente se distingue entre mercados dirigidos por órdenes y mercados dirigidos por precios, cuya principal diferencia radica en la existencia de la figura del creador de mercado en el caso de los mercados dirigidos por precios. Así, los mercados dirigidos por precios tienen agentes encargados de ofrecer precios de compra y de venta constantemente siempre que el mercado esté abierto, mientras que en los mercados dirigidos por órdenes³⁵ son los propios inversores los que, al introducir sus órdenes, dotan de liquidez al mercado.

Tradicionalmente se caracteriza la liquidez con dos variables: horquilla y profundidad, definidos como la diferencia entre el precio de compra y el precio de venta de un activo, y la cantidad de acciones que se está dispuesto a intercambiar a esos precios, respectivamente, de manera que se dice que la liquidez mejora si aumenta la profundidad y disminuye la horquilla [Rubio y Tapia (1996)]. Sin embargo, en la literatura se utilizan también como *proxies* de la liquidez otras variables relacionadas con los costes directos de transacción y la actividad negociadora, tales como el volumen de negociación, el número de transacciones diarias, el tamaño medio de las transacciones o el número de días sin negociación.

En la literatura se observa una reducción significativa de la horquilla absoluta tras el *split* [Conroy *et al.* (1990); Koski (1998); Lipson (1999); Kunz y Majhsensek (2002)], como cabría esperar teóricamente³⁶. Sin embargo, por lo que se refiere a la horquilla relativa, los resultados no son concluyentes. Mientras que Murray (1985) y Muscarella y Vetsuypens (1996) no observan cambios significativos en esta variable, la mayor parte de trabajos advierten un incremento significativo de la horquilla relativa tras el *split* [Copeland (1979); Conroy *et al.* (1990); Desai *et al.* (1998); Koski (1998); Easley *et al.* (2001); Michayluk y

³⁴ Los distintos tipos de mercados de valores se suelen combinar entre sí, como en la Bolsa de Nueva York, donde existen tres sistemas alternativos cuyo uso depende básicamente del tamaño de la transacción.

³⁵ Algunos ejemplos de este tipo de mercados son el Sistema de Interconexión Bursátil Español, la Bolsa de París o la de Tokio.

³⁶ Al desdoblar el valor nominal de los títulos, se reduce la cotización del título, y con ello, del precio de oferta y del precio de demanda, por lo que es de esperar que la horquilla absoluta se vea reducida en la misma proporción.

Kofman (2001); Bley (2002); Kunz y Majhsensek (2002); Gray *et al.* (2003)], lo que contradice la hipótesis de la liquidez, ya que supone un incremento de los costes de transacción tras la ejecución del *split*.

Para la profundidad, se observa un incremento significativo en términos absolutos, mientras que al corregir por el factor del *split* se obtienen reducciones significativas [Lipson (1999); Michayluk y Kofman (2001)]. El resultado obtenido para la profundidad corregida por el factor del *split* es interpretado como una caída de la liquidez tras la operación de desdoblamiento.

Por tanto, los resultados obtenidos para la horquilla y la profundidad no permiten apoyar la idea de que las empresas desdoblan sus títulos para ampliar la liquidez de los mismos.

Por lo que se refiere a las variables que miden la actividad negociadora, los resultados no son concluyentes: mientras que algunos trabajos señalan incrementos en el volumen de negociación [McNichols y Dravid (1990); Wulff (2002)], otros obtienen reducciones significativas [Copeland (1979); Murray (1985); Lakonishok y Lev (1987); Lamoureux y Poon (1987); Conroy *et al.* (1990); Defeo y Jain (1991); Maloney y Mulherin (1992); Ferris *et al.* (1995); Arnold y Lipson (1997); Desai *et al.* (1998); Koski (1998); Lipson (1999); Michayluk y Kofman (2001); Bley (2002)], mientras que para otros trabajos no varía de forma sustancial [Lipson (1999); Kunz y Majhsensek (2002); Angel *et al.* (2004)]. Al igual que antes, estos resultados no permiten apoyar la hipótesis de la liquidez.

Por otra parte, se ha constatado un incremento en el número de transacciones [Maloney y Mulherin (1992); Ferris *et al.* (1995); Kryzanowski y Zhang (1996); Muscarella y Vetsuypens (1996); Arnold y Lipson (1997); Desai *et al.* (1998); Lipson (1999); Michayluk y Kofman (2001); Gray *et al.* (2003)], una reducción en el tamaño medio de transacción [Jones *et al.* (1994); Koski (1998); Brito (1999); Lipson (1999); Michayluk y Kofman (2001)], un incremento en la frecuencia de las transacciones [Kryzanowski y Zhang (1996); Muscarella y Vetsuypens (1996); Desai *et al.* (1998)] y un aumento en el número medio de días con negociación [Wulff (2002)]. Estos resultados son consistentes con la teoría de que los directivos deciden realizar un *split* para incrementar el número de pequeños inversores y atrincherarse en sus posiciones de poder.

Por último, los costes directos de transacción han sido estudiados como medida de liquidez en la literatura sobre el tema. Brennan y Copeland (1988) consideran que los *splits* imponen costes directos (administrativos, de impresión, legales y otros) sobre los accionistas presentes y futuros: en un mercado competitivo, los costes futuros serán capitalizados en el precio del título y trasladados a los accionistas actuales. Entre los costes directos se incluyen el coste de las órdenes y las comisiones de intermediación.

Para las bolsas estadounidenses se ha estudiado la relación entre la realización del *split* y los costes de intermediación como medida de liquidez. Por una parte, el coste de las órdenes por negociar en lotes o en picos estuvo vigente en la bolsa estadounidense hasta

1991, por lo que hasta esa fecha el desdoblamiento de acciones suponía una mayor facilidad para negociar en lotes y, por consiguiente, una mejora en la liquidez de los títulos al hacerlos más asequibles al pequeño accionista. No sucede así en el caso español, donde el importe de las comisiones de intermediación no depende del número de títulos contratados. Por otra parte, las comisiones de intermediación basadas en precios incentivan en las Bolsas norteamericanas la promoción de los activos desdoblados por parte de los intermediarios, lo que conduce a que con frecuencia los precios tras el *split* queden por encima del rango óptimo de precios [Brennan y Copeland (1988)].

El mercado español, sin embargo, se dirige por órdenes y las comisiones se calculan por el valor de la operación con independencia del precio de la acción o del número de acciones negociadas³⁷, por lo que no es previsible que incidan sobre el factor de desdoblamiento elegido al fraccionar el nominal de los títulos de las Bolsas españolas [Gómez (1999)]. Por estos motivos, no se puede considerar los costes de intermediación para contrastar la teoría de la liquidez en el caso español.

Los resultados obtenidos para el caso español coinciden por lo general con los señalados por los trabajos realizados para otros mercados. Así, se observa una reducción significativa de la horquilla absoluta tras el *split* [Brito (1999)], un incremento significativo de la horquilla relativa [Brito (1999); Gómez (2001); Yagüe y Gómez (2002)], aumentos en la profundidad en términos absolutos [Brito (1999); Gómez (1999); Reboredo (2003)] y una reducción al ajustarla por el factor del *split* [Yagüe y Gómez (2002)], una caída significativa en el volumen de negociación ajustado por el factor de desdoblamiento [Brito (1999); Gómez (1999); Yagüe y Gómez (2000)], un incremento en el número de transacciones [Gómez (1999)] y una caída en el tamaño medio de las transacciones [Brito (1999)].

El objetivo del presente epígrafe es contrastar la existencia de diferencias significativas entre las medidas de liquidez en el periodo pre- y post-*split* para el caso español a corto plazo. De esta forma, se pretende comprobar si los directivos españoles ven cumplidas sus expectativas de aumentar la liquidez de los títulos de la compañía a través del *split*. Frente a trabajos anteriores, utilizamos distintos contrastes estadísticos con el fin de garantizar la robustez de los resultados.

■ II.3.2. MUESTRAS Y METODOLOGÍA

Para el contraste de la existencia de diferencias significativas entre las medidas de liquidez antes y después del *split*, se precisa disponer de datos para el cálculo de horquillas,

³⁷ Las comisiones de intermediación constan de una parte fija o mínimo por operación y de una parte variable o porcentual sobre el valor de la operación. Dichas comisiones son libres desde enero de 1992, reduciéndose las obligaciones de los intermediarios a hacer públicas sus tarifas y comunicarlas a la CNMV. A las comisiones de los intermediarios se añaden los cánones cobrados por la Bolsa y las tasas de la Sociedad de Compensación y Liquidación de Valores, que dependen del valor efectivo de la operación.

volumen negociado, profundidad, número de transacciones y días sin negociación. A partir de la información proporcionada por Sociedad de Bolsas S.A., se calcula la horquilla a partir del mejor precio para la oferta y para la demanda, y la profundidad se obtiene como suma del volumen de títulos que se ofertan para dichos precios. El número de transacciones diarias y el número de días sin negociación se obtienen de los datos proporcionados por Sociedad de Bolsas S.A.

Para medir el efecto de los *splits* sobre las variables de liquidez y actividad negociadora, a los 91 *splits* realizados por empresas del mercado continuo español, se aplican los mismos filtros considerados en el epígrafe II.1.3 para el estudio de las rentabilidades. Así, se han eliminado los títulos para los cuales faltan datos para los periodos pre- y post-*split* considerados, aquéllos que experimentan una fusión, absorción o realizan un *contrasplit* durante dichos periodos de estudio, y los segundos y terceros *splits*.

La muestra resultante y analizada consta de 55 *splits* realizados en la Bolsa española entre 1996 y 2003³⁸. Sobre esta muestra contrastaremos si existen diferencias significativas entre los valores de las distintas variables de liquidez y actividad negociadora previamente al anuncio y después de la ejecución de la operación de desdoblamiento. La contrastación estadística se realizará en base a diversos estadísticos paramétricos y no paramétricos.

Con carácter complementario a esta muestra de primeros *splits* depurada, se considera una muestra de *splits* subsiguientes que consta de 18 desdoblamientos.

Por lo que se refiere a la metodología, para medir la variable liquidez se utilizan diversos *proxies* y distintos contrastes estadísticos para contrastar la significatividad de los cambios en los valores de las variables. Por ello, en primer lugar definiremos las variables consideradas como *proxies* y en segundo lugar expondremos los contrastes estadísticos utilizados con mayor frecuencia en la literatura.

■ II.3.2.1. Definición de variables

Tradicionalmente se distingue entre dos tipos de medidas relacionadas con la liquidez: medidas con datos del libro de órdenes (como la horquilla relativa y la profundidad) y medidas con datos de transacciones realizadas (volumen de acciones negociadas, efectivo negociado, número de transacciones, tamaño medio de transacción, frecuencia de transacción, número de días con negociación). Las medidas tradicionales de liquidez, englobadas

³⁸ La muestra para el estudio de las rentabilidades, la liquidez y la actividad negociadora consta de 55 títulos, mientras que para el análisis de la volatilidad considerábamos una muestra de 52 *splits*. Esta divergencia es debida al diseño de la investigación sobre volatilidad, en el cual comparábamos la muestra de *splits* con un grupo de control. Ante la imposibilidad de encontrar empresas de control para tres de los títulos que desdoblan su nominal, la muestra para volatilidad se reducía a 52 *splits*, frente a los 55 casos estudiados en otros análisis a corto plazo.

dentro de estos grupos plantean el inconveniente de centrarse en determinados aspectos de la liquidez. Para poder afirmar la mejora o el empeoramiento de la liquidez, se debe estudiar de forma conjunta la evolución de ambos tipos de medidas.

■ *Medidas del libro de órdenes*

La horquilla y la profundidad son las medidas de liquidez basadas en el libro de órdenes. La horquilla absoluta (HA_{it}) se define como la diferencia entre el precio al que un agente vende un título (precio *ask*) y el precio al que lo compra (precio *bid*), como muestra la expresión [II.20].

$$HA_{it} = ask_{it} - bid_{it} \quad [II.20]$$

Sin embargo, resulta más apropiada como medida de liquidez la horquilla relativa, ya que, como precio de la contratación o coste de transacción, representa la mejor expresión de la liquidez instantánea de un valor [Brito (1999)]. Esta medida recoge los costes asociados a negociar inmediatamente con los inversores situados en el libro de órdenes a través de una orden de mercado en lugar de esperar a que otro inversor ocupe la posición opuesta en la transacción a través de una orden límite.

La horquilla relativa (HR_{it}), proporcional o porcentual se obtiene como ratio entre horquilla absoluta y el punto medio de la horquilla. En otras palabras, la horquilla relativa se calcula como la diferencia entre los precios *ask* y *bid*, estandarizada por su media aritmética, como muestra la expresión [II.21].

$$HR_{it} = \frac{ask_{it} - bid_{it}}{(ask_{it} + bid_{it})/2} \quad [II.21]$$

A pesar de los inconvenientes que plantea la horquilla relativa como medida de liquidez³⁹, es ampliamente utilizada en la literatura.

Por lo que respecta a la segunda de las medidas basadas en el libro de órdenes, definimos la profundidad como el número de acciones disponibles para comprar o vender a los mejores precios de demanda y oferta, corregida por el factor del *split*.

Si un aumento de la profundidad se acompaña de una reducción de la horquilla, se puede afirmar que la liquidez se ve incrementada. Por el contrario, una caída de la profundidad junto con una mayor amplitud de la horquilla supone una caída de la liquidez. Sin embargo, cuando ambas variables se mueven en la misma dirección no es posible hablar de cambios inequívocos en la liquidez.

³⁹ Véase Tapia (1998).

■ *Medidas relacionadas con la actividad negociadora*

Las variables que vamos a emplear como medida de la actividad negociadora son el volumen negociado, el número de transacciones, el tamaño medio de la transacción y el número medio de días sin negociación.

En primer lugar, el volumen se ha utilizado como medida de liquidez en diversos trabajos siguiendo distintas definiciones:

- volumen total de acciones negociadas dividido por número de acciones existentes [Wulff (2002)]. Amihud y Mendelson (1987) muestran teóricamente la idoneidad de esta medida como *proxy* para la liquidez, ya que resulta ser una función creciente de la liquidez;
- volumen de acciones negociadas por día, ajustadas por el *split* [Lakonishok y Lev (1987); Conroy *et al.* (1990); McNichols y Dravid (1990); Koski (1998); Brito (1999); Gómez (1999); Reboredo (2000 y 2003); Bley (2002); Wulff (2002)];
- valor negociado medio diario, medido por el producto del número de acciones negociadas y la cotización de las mismas [Brito (1999); Lipson (1999); Kunz y Majh-sensek (2002)].

En nuestro caso, consideramos el volumen de acciones negociadas por día, corregido por el factor del *split*, por tratarse de la medida empleada con más frecuencia en la literatura.

En segundo lugar, se ha considerado como indicador de liquidez el número de transacciones realizadas corregidas por el factor del *split* [Maloney y Mulherin (1992); Ferris *et al.* (1995); Kryzanowski y Zhang (1996); Muscarella y Vetsuypens (1996); Arnold y Lipson (1997); Desai *et al.* (1998); Gómez (1999); Lipson (1999); Gray *et al.* (2003)], de manera que cuanto mayor sea dicho número, mayor será la facilidad para comprar o vender acciones de la compañía.

En tercer lugar, se ha calculado como medida de liquidez el número de acciones negociadas por transacción, o tamaño medio de la transacción (TMT_{it}), definida como valor total de los títulos negociados en un día, dividido por el número de transacciones realizadas ese día [Copeland (1979); Murray (1985); Lamoureux y Poon (1987); Maloney y Mulherin (1992); Koski (1998); Desai *et al.* (1998); Brito (1999); Gómez (1999); Lipson (1999)]. Dado que tanto el volumen negociado como el número de transacciones han sido corregidas por el factor del *split*, el tamaño medio de transacción está también ajustado por el factor de desdoblamiento.

En cuarto lugar, se ha utilizado como medida de la liquidez la frecuencia de las transacciones [Kryzanowski y Zhang (1996); Muscarella y Vetsuypens (1996); Desai *et al.* (1998)] o el número de días con negociación [Wulff (2002)]. Cuanto mayor sea la frecuencia con que se negocian las acciones de un determinado título, más fácil será encontrar

contrapartida para una posible orden de venta y, por tanto, más fácil será convertir los títulos en dinero líquido. De forma alternativa, cuanto mayor es el número de días en que se negocia el título, más fácil será convertir los títulos en efectivo. Amihud y Mendelson (1987) muestran teóricamente la idoneidad de esta medida, ya que resulta ser una función creciente de la liquidez. En el caso que nos ocupa, utilizamos el número de días sin negociación dentro del horizonte considerado como medida de la actividad negociadora.

■ II.3.2.2. Contrastes estadísticos

A continuación se presentan los distintos contrastes empleados para contrastar la existencia de cambios significativos entre los niveles de liquidez pre-anuncio y post-*split*. Para una exposición más clara, dichos contrastes se clasifican en paramétricos y no paramétricos:

■ *Contrastes paramétricos*

Entre los contrastes paramétricos, en primer lugar, se utiliza el contraste t de diferencia de medias, que se expuso en la expresión [II.15] descrita en el epígrafe II.1.2 para el estudio de las rentabilidades. En esta ocasión, se calcula este estadístico con el fin de comparar las medias de los *proxies* de liquidez, calculados para 20, 60 y 100 días antes y para 20, 60 y 100 días después del *split* respectivamente, siendo la hipótesis nula a contrastar la igualdad de valores medios de los dos periodos.

En segundo lugar, se calcula el estadístico F de contraste de la igualdad de varianzas entre el periodo pre- y post-*split*, según la expresión [II.17] expuesta en el epígrafe II.2.2.

■ *Contrastes no paramétricos*

Los contrastes no paramétricos, a diferencia de los anteriores, no asumen la existencia de una determinada distribución para los datos. Para contrastar la significatividad de la variación de las distintas medidas de liquidez se aplican dos pruebas; a saber: el contraste binomial de proporciones (Z) y la prueba de los rangos con signo de Wilcoxon (W).

En primer lugar, se aplica el contraste binomial de proporciones, sugerido por Ohlson y Penman (1985), al contraste de las variaciones de la liquidez tras el *split*. Este contraste, que fue descrito en el epígrafe II.2.2 y se obtiene según la expresión [II.19], se ha aplicado por diversos autores [Dravid (1987), Dubofsky (1991), Koski (1998) y Reboredo (2000 y 2003)].

La hipótesis nula a contrastar es que sea equiprobable que x_1 sea mayor que x_2 y que x_2 sea mayor que x_1 , frente a la hipótesis alternativa de existencia de una superioridad significativa del valor de la variable en un periodo con respecto al otro. El periodo pre-*split* comprende los 20, 60 y 100 días anteriores al anuncio del *split*, para evitar los posibles efectos contaminantes en los días alrededor de esta noticia. El periodo post-*split* comprende asimismo 20, 60 y 100 días respectivamente, y comienza el día de ejecución.

En segundo lugar, se emplea la prueba W , aplicada por distintos autores al contraste de las variaciones en las medidas de liquidez [Gómez (1999); Lipson (1999); Easley *et al.* (2001)]. Para obtener el estadístico, se calculan las diferencias entre los dos grupos (pre- y post-*split*) y se ordenan en sentido creciente de su valor absoluto. A continuación, se le asigna a cada nuevo orden el signo que tenía en la diferencia. Se calcula la suma de los rangos de las diferencias positiva, $S(+)$, y negativa, $S(-)$. Si la diferencia entre $S(+)$ y $S(-)$ es pequeña y debida al azar, no se puede afirmar que haya efecto entre las variables relacionadas. Si dicha diferencia es grande, las dos variables difieren en gran medida o no proceden de la misma población [Martín (2001)].

Para muestras grandes, esto es, con más de 25 elementos, el estadístico W se puede aproximar a una distribución normal según la expresión [II.22].

$$W = \frac{D - \left[\frac{n(n+1)}{4} \right]}{\sqrt{\frac{n(n+1)(2n+1)}{24}}} \quad [\text{II.22}]$$

donde $D = \text{Mín} [S(+), S(-)]$.

A diferencia de otros contrastes no paramétricos, este test considera tanto el sentido como la magnitud de las diferencias entre dos grupos relacionados, por lo que constituye una buena alternativa a la t de Student para el caso paramétrico [Martín (2001)].

■ II.3.3. RESULTADOS

En el presente epígrafe se exponen los resultados obtenidos para el análisis de los efectos de los *splits* sobre la liquidez a corto plazo, tanto a partir de las medidas basadas en el libro de órdenes, como de aquéllas basadas en la actividad negociadora.

■ II.3.3.1. Medidas del libro de órdenes

Para acometer el estudio de los efectos de los *splits* sobre la liquidez, en primer lugar, se contrasta la existencia de variaciones significativas en la horquilla relativa tras el *split* en

comparación con los niveles en el periodo pre-anuncio. De acuerdo con la teoría que defiende la inexistencia de efectos reales de los *splits* en el mercado, no esperamos variaciones significativas en dicha variable. Una reducción de la horquilla relativa, por el contrario, sería coherente con la hipótesis de la liquidez, ya que la horquilla supone un coste de transacción para el inversor y con su reducción se facilitaría el incremento de la negociación con el título.

En segundo lugar, en ausencia de efectos reales, la profundidad corregida por el factor del *split* no debería variar tras la operación de desdoblamiento. Si, por el contrario, el número de acciones disponibles para comprar o vender a los mejores precios de demanda y oferta se viese incrementado tras la operación de desdoblamiento, sería coherente con la hipótesis de la liquidez, ya que supondría una mayor facilidad para comprar y vender los títulos en el mercado. En caso de observar un mejor comportamiento para la submuestra de empresas pequeñas, el resultado se podría interpretar en la línea de la hipótesis de la atención, que sostiene que los *splits* son realizados por las empresas en un intento de llamar la atención de los agentes sobre sus títulos, especialmente cuando se trata de empresas pequeñas.

Por lo que respecta a los resultados obtenidos para la horquilla, expuestos en el panel A cabe destacar, en primer lugar, la existencia de incrementos en la horquilla relativa tras el *split* del 8,92%, 7,59% y 8,97% para los tres periodos considerados (20, 60 y 100 días respectivamente), que resultan ser significativos a un nivel de confianza del 90% para el contraste de medias y para el test de Wilcoxon, y a un nivel del 99% para el contraste binomial de proporciones. Estos resultados se encuentran en la línea de la evidencia internacional [Copeland (1979); Conroy *et al.* (1990); Desai *et al.* (1998); Koski (1998); Easley *et al.* (2001); Bley (2002); Kunz y Majhsensek (2002)], y de la obtenida para el mercado español [Brito (1999); Gómez (2001); Yagüe y Gómez (2002)].

El incremento de la horquilla podría ser debido a un incremento de la volatilidad, o bien, siguiendo a Lipson y Mortal (2005), al aumento del número de inversores no informados.

Se observa, por otra parte, un incremento de la varianza de la horquilla tras la ejecución del *split* que, sin embargo, no resulta ser significativo para ninguno de los periodos considerados.

Por lo que respecta a la profundidad, los resultados obtenidos se muestran en el Panel B de la Tabla II.13. Como se puede comprobar, la profundidad corregida por el factor del *split* se ve reducida significativamente. En concreto, la profundidad cae un 37.08%, 34.44% y 37.39% para los periodos de 20, 60 y 100 días después del *split* respectivamente, siendo dichos valores significativos para un nivel de confianza del 95% a partir del contraste de medias y del test de Wilcoxon, y para un nivel de confianza del 99% a partir del contraste estadístico de proporcionalidad binomial. La varianza de la profundidad se reduce tras el

TABLA II.13

HORQUILLA Y PROFUNDIDAD TRAS LA EJECUCIÓN DEL *SPLIT* PARA DISTINTOS PERIODOS

INTERVALO	PRE-ANUNCIO	POST- <i>SPLIT</i>	VARIACIÓN (%)	<i>t</i>	<i>F</i>	<i>Z</i>	<i>W</i>
Panel A: Horquilla							
(-20, +20)	0,0157	0,0171	8,92	1,64 ^c	1,25	7,42 ^a	1,59
(-60, +60)	0,0158	0,0170	7,59	1,76 ^c	1,29	7,42 ^a	1,71 ^c
(-100, +100)	0,0156	0,0170	8,97	1,72 ^c	1,17	7,42 ^a	1,70 ^c
Panel B: Profundidad							
(-20, +20)	12.311,48	7.746,22	-37,08	-2,26 ^b	1,45	-7,42 ^a	-2,37 ^b
(-60, +60)	12.047,36	7.898,28	-34,44	-2,03 ^b	1,39	-7,14 ^a	-2,19 ^b
(-100, +100)	12.173,55	7.621,33	-37,39	-2,18 ^b	1,42 ^b	-6,07 ^a	-2,25 ^b

En la Tabla II.13 se compara la horquilla y la profundidad antes y después del *split* para una muestra de 55 títulos. Se compara la profundidad y la horquilla media diaria para los periodos de 20, 60 y 100 días antes del anuncio de *split* con la media diaria 20, 60 y 100 días después de la ejecución del mismo, respectivamente. Las dos primeras columnas de resultados de la tabla muestran los valores medios pre-anuncio y post-*split* de la horquilla relativa y la profundidad, según corresponda. La tercera columna muestra la variación, en términos porcentuales, experimentada por el valor promedio post-*split* con respecto al valor pre-anuncio. Las columnas siguientes representan el estadístico *t* para el contraste de diferencia de medias, el test de igualdad de varianzas (*F*), el estadístico *Z* para el contraste de proporcionalidad binomial y el test de Wilcoxon (*W*). En los paneles A y B se compara la horquilla y la profundidad, respectivamente, para una muestra de 55 primeros *splits*, a partir de datos diarios, para un periodo de 20, 60 y 100 días antes del anuncio de *split* y 20, 60 y 100 días después de la ejecución del mismo. Las dos primeras columnas de la tabla muestran los valores medios pre-anuncio y post *split* de la horquilla relativa y la profundidad, según corresponda. La tercera columna muestra la variación, en términos porcentuales, experimentada por el valor promedio post-*split* con respecto al valor pre-anuncio. Las columnas siguientes representan el estadístico *t* para el contraste de diferencia de medias, el test de igualdad de varianzas (*F*), el estadístico *Z* para el contraste de proporcionalidad binomial y el test de Wilcoxon (*W*).

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

split, sin que dicha variación resulte ser significativa. Estos resultados son consistentes con los obtenidos por Lipson (1999) y Yagüe y Gómez (2002).

Por tanto, el incremento de la horquilla al tiempo que se reduce la profundidad constituye una evidencia de la reducción de la liquidez tras el *split*, contrariamente a la hipótesis de la liquidez.

En la Tabla II.14 se muestran los resultados obtenidos al considerar el intervalo (-60, +60) para estudiar los cambios producidos en la horquilla y la profundidad tras el *split* en función de distintos factores; a saber: el hecho de que se trate del primer *split* que realiza la empresa o de otros posteriores, el factor de desdoblamiento y el tamaño de la empresa. Las dos primeras columnas de la tabla muestran los valores medios pre-anuncio y post *split* de la horquilla relativa y la profundidad, según corresponda. La tercera columna muestra la variación, en términos porcentuales, experimentada por el valor promedio post-*split* con

TABLA II.14

HORQUILLA Y PROFUNDIDAD TRAS LA EJECUCIÓN DEL *SPLIT* EN FUNCIÓN DE DISTINTOS FACTORES

	<i>N</i>	PRE-ANUNCIO	POST-SPLIT	VARIACIÓN (%)	<i>t</i>	<i>F</i>	<i>Z</i>	<i>W</i> ⁴⁰
Panel A.1: Horquilla y splits subsiguientes (–60, +60)								
<i>Splits</i> subsiguientes	18	0,0160	0,0171	6,88	2,37 ^b	1,89 ^a	3,46 ^a	2,25 ^b
Panel A.2: Horquilla y factor de desdoblamiento (–60, +60)								
Factor 2	18	0,0158	0,0174	10,13	1,59	1,32	4,24 ^a	1,42
Factor 3	20	0,0157	0,0168	7,01	1,73 ^c	1,07	4,47 ^a	1,69 ^c
Factor 4	9	0,0158	0,0177	12,03	1,88 ^c	1,02	3,00 ^a	1,87 ^c
Factor < 4	8	0,0155	0,0175	12,94	2,03 ^c	1,68 ^b	2,83 ^a	1,99 ^b
Panel A.3: Horquilla y tamaño de la empresa (–60, +60)								
Pequeña	10	0,0160	0,0174	8,75	1,82 ^c	1,62 ^b	3,16 ^a	1,75 ^c
Mediana	23	0,0158	0,0171	8,23	1,72 ^c	1,29	4,80 ^a	1,71 ^c
Grande	22	0,0158	0,0170	7,59	1,71 ^c	1,25	4,69 ^a	1,69 ^c
Panel B.1: Profundidad y splits subsiguientes (–60, +60)								
<i>Splits</i> subsiguientes	18	12.655,99	7.871,75	–37,80	–3,81 ^a	1,15	–2,82 ^a	–3,85 ^a
Panel B.2: Profundidad y factor de desdoblamiento (–60, +60)								
Factor 2	18	12.001,75	7.791,47	–35,08	–2,05 ^b	1,09	–4,24 ^a	–2,17 ^b
Factor 3	20	12.055,36	7.882,54	–34,61	–2,14 ^b	1,08	–4,47 ^a	–2,23 ^b
Factor 4	9	12.049,66	7.734,26	–35,81	–2,11 ^b	1,15	–2,33 ^b	–2,19 ^b
Factor < 4	8	12.118,33	7.259,48	–40,10	–2,63 ^a	1,34 ^c	–3,46 ^a	–2,79 ^a
Panel B.3: Profundidad y tamaño empresa (–60, +60)								
Pequeña	10	5.060,24	4.011,64	–20,72	–2,07 ^b	1,12	–3,16 ^a	–2,13 ^b
Mediana	23	10.159,33	7.892,33	–22,31	–2,15 ^b	1,05	–4,38 ^a	–2,27 ^b
Grande	22	17.299,58	9.569,43	–44,68	–3,54 ^a	1,38 ^c	–4,69 ^a	–3,59 ^a

Los paneles A y B muestran los resultados de la comparación de los promedios diarios 60 días antes del anuncio y 60 días después del *split* para la horquilla relativa y la profundidad, respectivamente. Las dos primeras columnas de la tabla muestran los valores medios pre-anuncio y post *split* de la horquilla relativa y la profundidad, según corresponda. La tercera columna muestra la variación, en términos porcentuales, experimentada por el valor promedio post-*split* con respecto al valor pre-anuncio. Las columnas siguientes representan el estadístico *t* para el contraste de diferencia de medias, el test de igualdad de varianzas (*F*), el estadístico *Z* para el contraste de proporcionalidad binomial y el test de Wilcoxon (*W*). En los paneles A.1 y B.1 se muestran los resultados para una muestra de 18 *splits* subsiguientes. En el Panel A.2 y B.2 se muestran los resultados obtenidos para la muestra dividida en función del factor de desdoblamiento, para 18 *splits* de factor 2, 20 *splits* de factor 3, 9 *splits* de factor 4 y 8 *splits* de factores de desdoblamiento superiores. Por último, en el Panel A.3 y B.3 se examinan las variables en función del tamaño de la empresa, dividiendo la muestra en tres grupos formados por 10 empresas pequeñas, 23 medianas y 22 grandes, según la definición de tamaño para el cálculo de los factores de Fama y French (1993).

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

⁴⁰ Dado que las submuestras incluidas en esta tabla no alcanzan el mínimo de 25 elementos, tamaño a partir del cual es apropiado el uso de la prueba de los rangos con signo de Wilcoxon, se recomienda interpretar con cautela los resultados.

respecto al valor pre-anuncio. Las columnas siguientes representan el estadístico t para el contraste de diferencia de medias, el test de igualdad de varianzas (F), el estadístico Z para el contraste de proporcionalidad binomial y el test de Wilcoxon (W). En los paneles A.1 y B.1 se muestran los resultados para una muestra de 18 *splits* subsiguientes. En el Panel A.2 y B.2 se muestran los resultados obtenidos para la muestra dividida en función del factor de desdoblamiento, para 18 *splits* de factor 2, 20 *splits* de factor 3, 9 *splits* de factor 4 y 8 *splits* de factores de desdoblamiento superiores. Por último, en el Panel A.3 y B.3 se examinan las variables en función del tamaño de la empresa, dividiendo la muestra en tres grupos formados por 10 empresas pequeñas, 23 medianas y 22 grandes, según la definición de tamaño para el cálculo de los factores de Fama y French (1993).

Por lo que se refiere al comportamiento de la horquilla tras el *split* en las distintas submuestras consideradas, se observa un incremento significativo para la muestra de *splits* subsiguientes, de magnitud similar al observado para la muestra de primeros *splits*, por lo que no parece existir un patrón de reacción sustancialmente diferente entre los primeros desdoblamientos y los subsiguientes.

El factor del *split* tampoco parece influir sobre los resultados obtenidos para la horquilla, si bien el mayor incremento observado se obtiene para los títulos que fraccionan su valor nominal por factores superiores a 4. Este resultado podría deberse a los ajustes en las cotizaciones derivados de la imperfecta divisibilidad de la cotización por el factor del *split*.

Por último, se obtienen incrementos significativos similares en la horquilla con independencia del tamaño de la empresa. Este resultado no permite apoyar la hipótesis de la atención, que sostiene que las empresas más pequeñas se verán favorecidas en mayor medida del incremento de la liquidez, al aumentar el interés de los agentes por sus títulos a través del *split*. Según los resultados obtenidos, los títulos de las empresas pequeñas experimentan incrementos en su horquilla de precios, lo que supone una reducción en la liquidez, siendo este efecto similar al experimentado por las empresas medianas y grandes.

En conjunto, se observan incrementos significativos en la horquilla y, por ser considerada como un coste de liquidez, este resultado no apoya la teoría de que las empresas desdoblen el nominal de sus títulos para aumentar la liquidez de los mismos.

Por lo que respecta a la profundidad, los resultados obtenidos se muestran en los paneles B.1, B.2 y B.3 de la Tabla II.14. En primer lugar, como se puede apreciar a partir del panel B.1, al considerar una muestra de desdoblamientos subsiguientes realizados por empresas que repitan *split*, se observa una disminución significativa de la profundidad para dichos títulos, si bien esta reacción es menor en los primeros desdoblamientos.

Por otra parte, al desglosar la muestra total en función del factor del *split*, se obtienen resultados similares para las distintas submuestras, por lo que el comportamiento de la profundidad no depende del tamaño del desdoblamiento.

Por último, la reducción en la profundidad resulta ser mayor en las empresas que repiten *split* y en las empresas de mayor tamaño, ya que en dichos casos la caída observada en la profundidad resulta ser significativa para un nivel de confianza del 99% para el contraste de medias, el test de proporcionalidad binomial y el contraste de Wilcoxon. El hecho de que las empresas de dimensión pequeña y mediana se vean afectadas en menor medida que las empresas grandes, y que la diferencia de los porcentajes de caída en la profundidad entre las empresas grandes y las de tamaño más reducido sea estadísticamente significativa para un 99% de confianza, podría apoyar la hipótesis de la atención. Este resultado se encuentra en la línea de Michayluk y Kofman (2001), quienes también observan una caída en la liquidez que resulta menor para las empresas más pequeñas, si bien las diferencias entre empresas pequeñas y grandes en cuanto a estas medidas desaparecen pronto.

A partir de los resultados obtenidos para las medidas del libro de órdenes, no se encuentra apoyo para la hipótesis de la liquidez. Bien al contrario, tras el *split* se observa una reducción significativa de la profundidad y un incremento de la horquilla. Este hallazgo es coherente con diversos estudios para distintas bolsas. Así, el incremento en la horquilla tras el *split* se encuentra en la línea de los hallazgos de Copeland (1979), Conroy *et al.* (1990), Desai *et al.* (1998), Koski (1998), Brito (1999), Easley *et al.* (2001), Gómez (2001), Bley (2002), Kunz y Majhsensek (2002) y Yagüe y Gómez (2002), en contradicción con la hipótesis de la liquidez, ya que supone un incremento de los costes de transacción tras la ejecución de la operación de desdoblamiento. La reducción en la profundidad corregida por el factor del *split* apoya, asimismo, la evidencia empírica previa [Lipson (1999); Yagüe y Gómez (2002)] y resulta contraria a la hipótesis de la liquidez.

■ II.3.3.2. Medidas relacionadas con la actividad negociadora

Entre las medidas de la actividad negociadora analizamos, en primer lugar, el volumen negociado ajustado por el factor del *split*. Al igual que para la profundidad y el resto de variables, en ausencia de efectos, el volumen negociado corregido por el factor de desdoblamiento no debería variar significativamente tras la ejecución. Si, por el contrario, el número de acciones negociadas se incrementase significativamente tras la operación de desdoblamiento, dicho resultado apoyaría la teoría de que los *splits* contribuyen a mejorar la liquidez de los mercados. Si aumentase significativamente el volumen negociado para la submuestra de empresas pequeñas, el resultado se podría interpretar en la línea de la hipótesis de la atención.

En segundo lugar, se analiza la significatividad de la variación del número de transacciones diarias corregido por el factor del *split* tras la ejecución de la operación. Un incremento significativo en esta variable tras el desdoblamiento sería coherente con la teoría de la liquidez, por una parte, ya que apoyaría la teoría de que los *splits* contribuyen a mejorar

la liquidez de los mercados. Por otra parte, un incremento en el número de transacciones podría indicar un aumento de las operaciones de pequeños inversores, quienes, con los títulos más baratos tras la realización del *split*, pueden acceder a la negociación de los mismos, según la hipótesis del atrincheramiento empresarial.

Por último, analizamos el efecto conjunto del *split* sobre el volumen negociado y el número de transacciones a través del tamaño medio de transacción. Una reducción significativa en el tamaño medio de transacción, medido como el cociente del volumen negociado entre el número de acciones, apoyaría la idea de que los *splits* llevan consigo un aumento de la participación de los pequeños inversores, en la línea de la hipótesis del atrincheramiento empresarial.

Los resultados obtenidos para el análisis del volumen negociado medio diario corregido por el factor del *split*, el número de transacciones medias diarias y el tamaño medio de transacción se muestran en la Tabla II.15, en los paneles A, B y C respectivamente. La presentación de los datos es análoga a la expuesta para la Tabla II.13.

Por lo que respecta al volumen negociado diario, a partir de los distintos tests se constata una reducción tras el *split* significativa para un nivel de confianza del 99%. En concreto, se observa una reducción del volumen en un 23,15%, 26,78% y 23,11% para los tres periodos considerados. Estos resultados confirman, además, la caída en el volumen observada para el mercado español por Gómez (1999), Yagüe y Gómez (2000) y están en la línea de la amplia evidencia empírica internacional [Copeland (1979); Murray (1985); Lakonishok y Lev (1987); Lamoureux y Poon (1987); Conroy *et al.* (1990); Defeo y Jain (1991); Maloney y Mulherin (1992); Ferris *et al.* (1995); Arnold y Lipson (1997); Desai *et al.* (1998); Koski (1998); Lipson (1999); Bley (2002); Angel *et al.* (2004)].

Por otra parte, como muestra la Tabla II.15, a partir de la razón de varianzas, la varianza del volumen resulta ser superior en el periodo pre-*split* con respecto al periodo post-*split*. Sin embargo, dicho resultado no es significativo.

En cuanto al número de transacciones medio diario corregido por el factor del *split*, se observa un aumento significativo tras la operación de desdoblamiento en un 70,57%, 71,08% y 71,19% para los periodos de 20, 60 y 100 días respectivamente. La varianza del número de transacciones experimenta, asimismo, incrementos significativos para los tres periodos considerados.

El incremento observado en el número de transacciones está en consonancia con los resultados obtenidos por otros trabajos [Maloney y Mulherin (1992); Ferris *et al.* (1995); Kryzanowski y Zhang (1996); Muscarella y Vetsuypens (1996); Arnold y Lipson (1997); Desai *et al.* (1998); Gómez (1999); Lipson (1999); Gray *et al.* (2003)] y resulta coherente con las teorías de la liquidez y del atrincheramiento empresarial.

En cuanto al tamaño medio de cada transacción, se observa una reducción significativa para los tres periodos considerados. En concreto, para la muestra total se observan re-

TABLA II.15

VOLUMEN NEGOCIADO, NÚMERO DE TRANSACCIONES Y TAMAÑO MEDIO DE TRANSACCIÓN TRAS LA EJECUCIÓN DEL *SPLIT* PARA DISTINTOS PERIODOS

INTERVALO	PRE-ANUNCIO	POST- <i>SPLIT</i>	VARIACIÓN (%)	<i>t</i>	<i>F</i>	<i>Z</i>	<i>W</i>
Panel A: Volumen negociado							
(-20, +20)	716.685,82	550.792,41	-23,15	-5,21 ^a	1,47	-7,41 ^a	-5,02 ^a
(-60, +60)	784.032,44	574.087,32	-26,78	-5,44 ^a	1,39	-7,41 ^a	-5,35 ^a
(-100, +100)	754.329,01	580.032,01	-23,11	-4,79 ^a	1,35 ^c	-7,41 ^a	-4,82 ^a
Panel B: Número de transacciones							
(-20, +20)	207,55	354,02	70,57	5,88 ^a	2,06 ^a	7,14 ^a	5,64 ^a
(-60, +60)	204,98	350,67	71,08	5,92 ^a	2,23 ^a	6,88 ^a	5,82 ^a
(-100, +100)	204,52	350,11	71,19	5,95 ^a	2,11 ^a	6,61 ^a	5,87 ^a
Panel C: Tamaño medio de transacción							
(-20, +20)	3.453,08	1.555,82	-54,94	-6,23 ^a	1,25	-7,41 ^a	-6,08 ^a
(-60, +60)	3.824,92	1.637,12	-57,20	-6,74 ^a	1,27	-6,88 ^a	-6,25 ^a
(-100, +100)	3.688,29	1.656,71	-55,08	-6,45 ^a	1,32 ^c	-7,14 ^a	-6,18 ^a

Los paneles A, B y C muestran los resultados para el análisis del volumen negociado, del número de transacciones y del tamaño medio de transacción, respectivamente. Las dos primeras columnas de resultados muestran los valores medios pre-anuncio y post *split* del volumen negociado, del número de transacciones y del tamaño medio de transacción, según corresponda. La tercera columna muestra la variación, en términos porcentuales, experimentada por el valor promedio post-*split* con respecto al valor pre-anuncio. Las columnas siguientes representan el estadístico *t* para el contraste de diferencia de medias, el test de igualdad de varianzas (*F*), el estadístico *Z* para el contraste de proporcionalidad binomial y el test de Wilcoxon (*W*). Se calculan los promedios diarios para cada una de las variables considerando una muestra constituida por 55 *splits*, para un periodo de 20, 60 y 100 días antes del anuncio de *split* y 20, 60 y 100 días después de la ejecución del mismo, respectivamente.

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

ducciones del 54,94%, 57,20% y 55,08% tras el *split* para los periodos de 20, 60 y 100 días respectivamente, que resultan ser significativas para un nivel de confianza del 99% para los estadísticos *t*, *Z* y *W*. Los resultados obtenidos son coherentes con la evidencia previa [Jones *et al.* (1994); Koski (1998); Brito (1999); Lipson (1999)].

Este hallazgo apunta a que los inversores introducen órdenes significativamente más pequeñas, en apoyo de la hipótesis del atrincheramiento empresarial, la cual sostiene que los *splits* permiten la negociación del título por parte de pequeños accionistas.

Por lo que respecta a la varianza de dicha variable, si bien se ve incrementada tras el desdoblamiento de títulos, dicha variación no resulta ser significativa para ninguno de los periodos considerados.

En la Tabla II.16 se muestran los resultados obtenidos al considerar el intervalo (−60, +60) para estudiar los cambios producidos en el volumen negociado medio diario corregido por el factor del *split*, el número de transacciones medias diarias y el tamaño medio de transacción tras el *split* en función de distintos factores; a saber: el hecho de que se trate del primer *split* que realiza la empresa o de otros posteriores, el factor de desdoblamiento y el tamaño de la empresa. Los resultados obtenidos para este análisis se muestran en la Tabla II.16, en los paneles A, B y C respectivamente. La presentación de los datos y las submuestras consideradas son análogas a las expuestas para la Tabla II.14.

TABLA II.16

VOLUMEN NEGOCIADO, NÚMERO DE TRANSACCIONES Y TAMAÑO MEDIO DE TRANSACCIÓN TRAS LA EJECUCIÓN DEL *SPLIT* EN FUNCIÓN DE DISTINTOS FACTORES

	N	PRE-ANUNCIO	POST-SPLIT	VARIACIÓN (%)	t	F	Z	W
Panel A.1: Volumen negociado y <i>splits</i> subsiguientes (−60, +60)								
<i>Splits</i> subsiguientes	18	999.503,78	654.805,62	−34,49	−7,34 ^a	1,52 ^c	−3,77 ^a	−5,77 ^a
Panel A.2: Volumen negociado y factor de desdoblamiento (−60, +60)								
Factor 2	18	776.905,22	570.229,21	−26,60	−5,32 ^a	1,41 ^c	−4,24 ^a	−5,14 ^a
Factor 3	20	792.396,53	578.932,53	−26,94	−5,51 ^a	1,42 ^c	−4,47 ^a	−5,37 ^a
Factor 4	9	780.753,65	572.583,03	−26,66	−5,41 ^a	1,34	−3,00 ^a	−4,89 ^a
Factor > 4	8	790.112,37	569.320,77	−27,94	−5,55 ^a	1,38	−2,82 ^a	−5,42 ^a
Panel A.3: Volumen negociado tamaño de la empresa (−60, +60)								
Pequeña	10	239.236,74	192.706,43	−19,45	−2,02 ^b	1,39	−3,16 ^a	−2,16 ^b
Mediana	23	266.932,34	176.971,41	−33,70	−6,03 ^a	1,41 ^c	−4,38 ^a	−5,92 ^a
Grande	22	1.541.212,44	1.075.326,27	−30,23	−5,37 ^a	1,38	−4,69 ^a	−5,11 ^a
Panel B.1: Número de transacciones y <i>splits</i> subsiguientes (−60, +60)								
<i>Splits</i> subsiguientes	18	182,39	326,01	78,74	6,22 ^a	2,34 ^a	2,82 ^a	5,81 ^a
Panel B.2: Número de transacciones y factor de desdoblamiento (−60, +60)								
Factor 2	18	198,01	322,45	62,85	5,27 ^a	1,27	3,77 ^a	5,02 ^a
Factor 3	20	204,87	350,55	71,11	6,32 ^a	1,44 ^c	4,02 ^a	5,67 ^a
Factor 4	9	207,23	352,34	70,02	6,15 ^a	1,22	3,00 ^a	5,53 ^a
Factor > 4	8	203,05	376,22	85,28	7,59 ^a	1,35	2,83 ^a	6,75 ^a

TABLA II.16 (conclusión)

VOLUMEN NEGOCIADO, NÚMERO DE TRANSACCIONES Y TAMAÑO MEDIO DE TRANSACCIÓN TRAS LA EJECUCIÓN DEL *SPLIT* EN FUNCIÓN DE DISTINTOS FACTORES

	<i>N</i>	PRE- ANUNCIO	POST- <i>SPLIT</i>	VARIACIÓN (%)	<i>t</i>	<i>F</i>	<i>Z</i>	<i>W</i>
Panel B.3: Número de transacciones y tamaño empresa (−60, +60)								
Pequeña	10	175,33	322,36	83,86	8,32 ^a	1,98 ^a	3,16 ^a	7,72 ^a
Mediana	23	197,62	327,45	65,70	5,14 ^a	1,37	4,38 ^a	4,82 ^a
Grande	22	222,06	382,06	72,05	6,93 ^a	1,24	4,26 ^a	6,61 ^a
Panel C.1: Tamaño medio de transacción y <i>splits</i> subsiguientes (−60, +60)								
<i>Splits</i> subsiguientes	18	5.480,04	2008,54	−63,35	−7,04	1,22	−3,30 ^a	−6,69 ^a
Panel C.2: Tamaño medio de transacción y factor de desdoblamiento (−60, +60)								
Factor 2	18	3.923,57	1.768,43	−54,93	−6,38 ^a	1,37	−4,24 ^a	−6,11 ^a
Factor 3	20	3.867,80	1.651,50	−57,30	−6,79 ^{aa}	1,14	−4,47 ^a	−6,49 ^a
Factor 4	9	3.767,57	1.625,09	−56,87	−6,59 ^a	1,26	−2,33 ^a	−6,62 ^a
Factor > 4	8	3.891,22	1.513,27	−61,11	−7,09 ^a	1,55 ^c	−2,12 ^a	−6,96 ^a
Panel C.3: Tamaño medio de transacción y tamaño de la empresa (−60, +60)								
Pequeña	10	1.364,49	597,80	−56,19	−6,49 ^a	1,23	−3,16 ^a	−6,37 ^a
Mediana	23	1.350,74	540,45	−59,99	−7,17 ^a	1,53 ^c	−4,38 ^a	−7,08 ^a
Grande	22	6.940,52	2.814,55	−59,45	−6,97 ^a	1,37	−4,26 ^a	−7,03 ^a

Los paneles A, B y C muestran los resultados para el análisis del volumen negociado, del número de transacciones y del tamaño medio de transacción, respectivamente. Las dos primeras columnas de resultados muestran los valores medios pre-anuncio y post *split* para el periodo (−60, +60) del volumen negociado, del número de transacciones y del tamaño medio de transacción, según corresponda. La tercera columna muestra la variación, en términos porcentuales, experimentada por el valor promedio post-*split* con respecto al valor pre-anuncio. Las columnas siguientes representan el estadístico *t* para el contraste de diferencia de medias, el test de igualdad de varianzas (*F*), el estadístico *Z* para el contraste de proporcionalidad binomial y el test de Wilcoxon (*W*). En los paneles A.1, B.1 y C.1 se muestran los resultados para una muestra de 18 *splits* subsiguientes. En los paneles A.2, B.2 y C.2 se muestran los resultados obtenidos para la muestra dividida en función del factor de desdoblamiento, para 18 *splits* de factor 2, 20 *splits* de factor 3, 9 *splits* de factor 4, y 8 *splits* de factores de desdoblamiento superiores. Por último, en los paneles A.3, B.3 y C.3 se examinan las variables en función del tamaño de la empresa, dividiendo la muestra en tres grupos formados por 10 empresas pequeñas, 23 medianas y 22 grandes, según la definición de tamaño para el cálculo de los factores de Fama y French (1993).

^{a, b, c} Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

En primer lugar, a partir del Panel A, se observa una reducción significativa del volumen negociado al comparar los periodos pre- y post-*split* con independencia del tamaño de la empresa, del factor de desdoblamiento o de si se trata de un primer *split* o de los subsiguientes.

Por lo que se refiere al número de transacciones medio diario corregido por el valor del *split*, se observan incrementos significativos para todas las submuestras, con independencia de si se trata de primer *split* o de operaciones subsiguientes, del factor del *split* o del tamaño de la empresa. Dichos incrementos son significativos para un nivel de confianza del 99% para el estadístico de contraste de medias, el contraste estadístico de proporcionalidad binomial y el test de Wilcoxon.

Por otra parte, se observan incrementos significativos en la varianza del número de transacciones tras el *split* para todas las submuestras consideradas.

En cuanto al tamaño medio de cada transacción, se observa una reducción significativa para todas las submuestras analizadas. Por lo que respecta a la varianza de dicha variable, no experimenta variaciones significativas para ninguna de las submuestras consideradas.

Los resultados obtenidos son consistentes con la evidencia empírica previa. Así, las reducciones significativas en el volumen de negociación corregido por el *split* son observadas por otros trabajos [Copeland (1979); Murray (1985); Lakonishok y Lev (1987); Lamoureux y Poon (1987); Conroy *et al.* (1990); Defeo y Jain (1991); Maloney y Mulherin (1992); Ferris *et al.* (1995); Arnold y Lipson (1997); Desai *et al.* (1998); Koski (1998); Brito (1999); Gómez (1999); Lipson (1999); Bley (2002); Angel *et al.* (2004)], así como el incremento significativo en el número de transacciones [Maloney y Mulherin (1992); Ferris *et al.* (1995); Kryzanowski y Zhang (1996); Muscarella y Vetsuypens (1996); Arnold y Lipson (1997); Desai *et al.* (1998); Gómez (1999); Lipson (1999); Gray *et al.* (2003)], y la reducción en el tamaño medio de transacción [Jones *et al.* (1994); Koski (1998); Brito (1999); Lipson (1999)]. Los hallazgos para estas tres variables se encuentran en la línea de la hipótesis del atrincheramiento empresarial, ya que apuntan hacia la entrada de pequeños accionistas en la negociación de los títulos para diversificar sus carteras.

Por último, se contrasta la significatividad de la variación en el número de días sin negociación tras la ejecución del *split*. Si, en la línea de la teoría de la liquidez, los *splits* contribuyen a mejorar la capacidad de convertir en líquido los títulos en el mercado, el número medio de días no negociados debería disminuir significativamente tras la operación de desdoblamiento.

En la Tabla II.17 se muestran los resultados obtenidos para el número de días sin negociación. La presentación de los resultados y las submuestras consideradas son análogas a las expuestas para las Tablas II.13 y II.14.

El número medio de días sin negociación experimenta, para la muestra en su conjunto, caídas del 44,68%, 48,21% y 37,50% para los periodos de 20, 60 y 100 días respectivamente, siendo significativos dichos valores para unos niveles de confianza del 95%, 99% y 95%, respectivamente, según el test de diferencia de medias, y para un nivel de confianza del 1% para los estadísticos Z y W. Las reducciones observadas son significativas para todas

TABLA II.17

NÚMERO DE DÍAS SIN NEGOCIACIÓN TRAS LA EJECUCIÓN DEL *SPLIT*

	<i>N</i>	PRE- ANUNCIO	POST- <i>SPLIT</i>	VARIACIÓN (%)	<i>t</i>	<i>F</i>	<i>Z</i>	<i>W</i> ⁴⁰
Panel A: Número de días sin negociación y primeros <i>splits</i>								
(-20, +20)	55	0,47	0,26	-44,68	-2,27 ^b	1,13	-6,88 ^a	-2,73 ^a
(-60, +60)	55	0,56	0,29	-48,21	-2,65 ^a	1,09	-6,61 ^a	-2,89 ^a
(-100, +100)	55	0,48	0,30	-37,50	-2,43 ^b	1,22	-7,14 ^a	-2,80 ^a
Panel B: Número de días sin negociación y <i>splits</i> subsiguientes (-60, +60)								
<i>Splits</i> subsiguientes	18	0,20	0,16	-20,00	-1,55	1,01	-3,30 ^a	-1,95 ^b
Panel C: Número de días sin negociación y factor de desdoblamiento (-60, +60)								
Factor 2	18	0,50	0,25	-50,00	-3,06 ^a	1,11	-3,30 ^a	-3,11 ^a
Factor 3	20	0,49	0,27	-44,90	-2,59 ^a	1,03	-4,47 ^a	-2,62 ^a
Factor 4	9	0,67	0,38	-43,28	-2,33 ^b	1,08	-2,33 ^b	-2,21 ^b
Factor > 4	8	0,74	0,34	-54,05	-2,82 ^a	1,09	-2,83 ^a	-2,65 ^a
Panel D: Número de días sin negociación y tamaño empresa (-60, +60)								
Pequeña	10	0,68	0,36	-47,06	-2,67 ^a	1,01	-3,16 ^a	-2,59 ^a
Mediana	23	0,62	0,34	-45,16	-2,16 ^a	1,06	-3,96 ^a	-2,25 ^a
Grande	22	0,46	0,22	-52,17	-3,09 ^a	1,19	-4,26 ^a	-3,17 ^a

La primera columna de datos indica el número de elementos de la muestra. Las dos columnas siguientes muestran los valores medios pre-anuncio y post *split* del número de días sin negociación. La cuarta columna muestra la variación, en términos porcentuales, experimentada por el valor promedio post-*split* con respecto al valor pre-anuncio. Las columnas siguientes representan el estadístico *t* para el contraste de diferencia de medias, el test de igualdad de varianzas (*F*), el estadístico *Z* para el contraste de proporcionalidad binomial y el test de Wilcoxon (*W*). En el Panel A se calculan los distintos estadísticos para la muestra total, constituida por 55 *splits*, calculados a partir de los datos diarios, para un periodo de 20, 60 y 100 días antes del anuncio de *split* y 20, 60 y 100 días después de la ejecución del mismo, respectivamente. En los paneles restantes se examinan distintas submuestras para el periodo (-60, +60). En el Panel B se muestran los resultados para una muestra de 18 *splits* subsiguientes. En el Panel C se muestran los resultados obtenidos para la muestra dividida en función del factor de desdoblamiento, para 18 *splits* de factor 2, 20 *splits* de factor 3, 9 *splits* de factor 4, y 8 *splits* de factores de desdoblamiento superiores. Por último, en el Panel D se examinan las variables en función del tamaño de la empresa, dividiendo la muestra en tres grupos formados por 10 empresas pequeñas, 23 medianas y 22 grandes, según la definición de tamaño para el cálculo de los factores de Fama y French (1993).

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

las submuestras consideradas, a excepción de la compuesta por desdoblamientos subsiguientes para la que, si bien se aprecia una reducción en el número de días de negociación, dicha variación no resulta ser significativamente distinta de cero. Este resultado es coherente con el obtenido por Wulff (2002) y, considerado de forma aislada, apoya las hipótesis de la liquidez y de la atención. Al incrementarse el número de días en que los ti-

tulos de la empresa son negociados, éstos parecen más líquidos y la empresa es más visible en el mercado, atrayendo así la atención de los inversores.

Sin embargo, a la vista de la reducción significativa del volumen de negociación diario negociado tras el *split*, se puede deducir que la negociación se reparte entre un mayor número de días.

Por tanto, a partir del estudio de los efectos de los *splits* a corto plazo sobre la liquidez y la actividad negociadora de los títulos desdoblados, se observa un empeoramiento de la liquidez, medida a partir de la horquilla y de la profundidad, y una reducción del volumen de negociación y del tamaño medio de transacción, al tiempo que aumenta el número de transacciones y el número de días con negociación.

Así, lejos de verse conseguido el objetivo de los directivos de aumentar la liquidez de los títulos, ésta se ve reducida. Por otra parte, la reducción en el tamaño medio de transacción y el incremento del número de transacciones se encuentran en la línea del incremento del número de pequeños accionistas que postula la hipótesis del atrincheramiento empresarial.

La caída observada en la liquidez puede venir explicada por diversas causas. En primer lugar, puede deberse a una percepción «ingenua» de liquidez por parte de los inversores, ya que la profundidad y el volumen negociado aumentan en términos absolutos, pero disminuyen al corregirlos por el factor del *split*. El número total de títulos negociados es superior, si bien al corregir por el factor de desdoblamiento, se observa una caída en la negociación. Este hallazgo es consistente con la hipótesis de la atención y con la teoría que sostiene la preferencia irracional de los inversores por los precios bajos.

Por otra parte, la caída en la liquidez puede venir explicada por diferentes comportamientos entre los distintos agentes, ya que, como observan Yagüe (2001) y Angel *et al.* (2004), aumenta el negocio pequeños inversores y disminuye el de los grandes, si bien el aumento de las órdenes de los pequeños inversores no logra compensar la caída de las órdenes de los grandes, siendo el efecto final una disminución en el volumen negociado corregido por el *split*.

II.4.

CONCLUSIONES SOBRE EL ANÁLISIS DE LOS EFECTOS DE LOS *SPLITS* A CORTO PLAZO

El presente capítulo tiene como objetivo analizar la existencia de efectos de los *splits* sobre rentabilidades, volatilidad, liquidez y actividad negociadora, así como contrastar la presencia de negociación informada alrededor de la fecha de anuncio del *split*. A partir de

los resultados obtenidos, se pretende verificar si se cumplen las motivaciones de los directivos para desdoblar el valor nominal de sus títulos que se estudiaron en el Capítulo I. Como se recordará, la evidencia obtenida en el Capítulo I apoyaba las hipótesis de la señalización y del rango óptimo.

Por lo que se refiere a las rentabilidades, se observa, por una parte, la presencia de rentabilidades anormales positivas en torno a la fecha del anuncio del *split*, dependiendo la magnitud de dicha rentabilidad positivamente del factor de desdoblamiento. Este hallazgo se puede interpretar como una acogida positiva del mercado a este tipo de operaciones, apoyando la teoría de la señalización, según la cual el *split* se puede interpretar como una señal de expectativas favorables para la empresa.

La magnitud de las rentabilidades observadas alrededor del anuncio de *split* es independiente del tamaño de la empresa y de su ratio VC/VM, así como del hecho de que el *split* se realice para adaptar el valor nominal al euro o con otra finalidad. La ausencia de relación entre la rentabilidad anormal y el tamaño de la empresa no permite afirmar que se verifique la teoría de la atención.

En cuanto a la ejecución del *split*, se observan rentabilidades anormales positivas en torno a la fecha del suceso. Estos resultados no son fácilmente explicables, ya que la fecha de ejecución se conoce con anterioridad. Una posible justificación de este fenómeno viene dada por la microestructura del mercado, como señalan Maloney y Mulherin (1992), ya que las rentabilidades anormales alrededor de la fecha de ejecución del *split* presentan una relación positiva con el hecho de que la cotización no sea perfectamente divisible por el factor del *split*. Por el contrario, las rentabilidades anormales alrededor de la fecha de ejecución no parecen guardar relación con el factor de desdoblamiento, el tamaño de la empresa, el efecto conjunto del tamaño de la empresa y el ratio VC/VM y la adaptación al euro como motivación para realizar el *split*.

Por lo que respecta a la comparación entre las rentabilidades en el primer *split* con respecto al comportamiento seguido en los realizados con posterioridad por la misma empresa, no se aprecia un comportamiento significativamente distinto entre las rentabilidades de los primeros *splits* y los posteriores en los días en torno al anuncio y la ejecución del *split*.

En cuanto al análisis de la volatilidad de las rentabilidades, se observa un incremento significativo para los tres periodos de estudio, 20, 60 y 100 días, que resultan superiores a las variaciones obtenidas para la muestra de control. Estos resultados son coherentes con la entrada de pequeños accionistas en la negociación del título desdoblado, de acuerdo con la hipótesis del atrincheramiento empresarial.

Por último, se contrasta la existencia de variaciones significativas en distintas medidas de liquidez tras el *split* en el corto plazo. Los resultados obtenidos no permiten apoyar la hipótesis de la liquidez, ya que, si bien se observa un incremento en el número de trans-

acciones y una reducción en el número de días sin negociación, los títulos desdoblados experimentan, asimismo, un incremento de la horquilla relativa, una caída de la profundidad y del volumen y una reducción del tamaño medio de transacción.

Los resultados obtenidos, observados en su conjunto, apoyan la evidencia previa y son consistentes con la hipótesis de la señalización, y el incremento de la participación de los pequeños inversores en la negociación de los títulos desdoblados, como sostiene la teoría del atrincheramiento empresarial. Así, si bien en el Capítulo I se señalaban como factores determinantes de la decisión de realizar un *split* la señalización de futuros resultados positivos y la liquidez, a partir de los efectos observados en el mercado no se encuentra apoyo a la hipótesis de la liquidez.



ANÁLISIS DE LOS EFECTOS DE LOS *SPLITS* A LARGO PLAZO

La literatura se ha centrado fundamentalmente en el estudio de los efectos a corto plazo de los *splits*. Sin embargo, algunos trabajos han tratado de contrastar la existencia de efectos permanentes tras este tipo de operación. En concreto, se ha analizado el efecto de los *splits* a largo plazo sobre la distribución de las rentabilidades, la liquidez y diversas medidas de la actividad negociadora para distintas bolsas internacionales.

Por lo que se refiere al estudio de las rentabilidades a largo plazo tras un *split*, algunos trabajos han detectado la presencia de rentabilidades anormales positivas en los años siguientes a la ejecución del desdoblamiento [Lakonishok y Lev (1987); Asquith *et al.* (1989); Akhigbe *et al.* (1995); Ikenberry *et al.* (1996); Desai y Jain (1997); Ikenberry y Ramnath (2002)], lo que ha sido interpretado como evidencia contraria a la eficiencia del mercado. De forma alternativa, Fama (1998) considera que la presencia de variaciones anormales en distintas variables no se debe a la existencia de ineficiencia en el mercado, sino a una infrarreacción o sobreerreacción ante el evento.

Frente a estos estudios, otros trabajos no observan rentabilidades anormales significativas en los meses siguientes al desdoblamiento del título [Fama *et al.* (1969); Boehme *et al.* (2002); Kunz y Mahjsebek (2002); Byun y Rozeff (2003)], por lo que la evidencia empírica existente en cuanto a rentabilidades a largo plazo no ofrece resultados concluyentes.

En el caso de la volatilidad de las rentabilidades, se han observado incrementos significativamente superiores a la variación de la volatilidad del mercado en el año siguiente al *split* [Ohlson y Penman (1985); Desai *et al.* (1998); Wulff (2002); Chen *et al.* (2004)], que desaparecen después del primer año [Chen *et al.* (2004)].

En cuanto a la liquidez y la actividad negociadora, distintos trabajos utilizan como *proxies* diversas medidas para estudiar su comportamiento a largo plazo, con el fin de contrastar si los *splits* permiten incrementar la liquidez de los títulos en el mercado de forma permanente. Los resultados obtenidos, sin embargo, no son concluyentes. Mientras que algunos autores observan una reducción en el volumen negociado un año después del *split* [Copeland (1979); Wulff (2002)], otros concluyen que no existen efectos permanentes [Murray (1985); Lakonishok y Lev (1987); Desai *et al.* (1998)] e incluso existen trabajos que observan un incremento en dicha variable [Elfakhani y Lung (2003)]. Se detecta, por otra parte, un aumento del número de transacciones diarias [Elfakhani y Lung (2003)], una reducción en el número de acciones intercambiadas diariamente [Defeo y Jain (1991)] y

una caída significativa en la horquilla absoluta [Elfakhani y Lung (2003)] en los dos años siguientes al *split*.

Dado el carácter relativamente novedoso de este tipo de operación en el mercado bursátil español, y hasta donde nosotros tenemos conocimiento, éste es el primer trabajo que analiza los efectos de los *splits* considerando un horizonte de largo plazo.

El objetivo del presente capítulo es contrastar la existencia de rendimientos anormales y variaciones significativas en la volatilidad, la liquidez y la actividad negociadora para los títulos desdoblados en los tres años siguientes al *split*, con respecto a los niveles previos a la operación.

Así, en primer lugar, analizamos los efectos de los *splits* sobre las rentabilidades de los títulos desdoblados en los tres años siguientes a la operación de cara a contrastar la existencia en el mercado español de las anomalías detectadas por algunos trabajos para las bolsas internacionales. Para garantizar la robustez de los resultados, se emplean distintos métodos; a saber: los rendimientos compuestos, las rentabilidades acumuladas, los rendimientos mensuales medios y la regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993). Como resultado del estudio de los rendimientos a largo plazo, no se detectan rentabilidades anormales significativas en los tres años siguientes a la realización del *split*.

En segundo lugar, se contrasta la existencia de niveles de volatilidad significativamente superiores en el primer, segundo y tercer año después del *split* con respecto a los niveles previos a la operación de desdoblamiento y con respecto a un grupo de control. A partir del contraste de la existencia de variaciones en la volatilidad histórica a través de diversos estadísticos y de la estimación de los parámetros de un modelo GARCH(1,1), se concluye que no se observan incrementos significativos en esta variable para los tres años siguientes al *split*, si bien se obtienen ciertas diferencias en los resultados en función del tamaño de la empresa que vienen explicadas por la tendencia general del mercado.

Por último, se contrasta la existencia de diferencias significativas entre los valores que muestran diversas medidas de la liquidez y de la actividad negociadora de los títulos desdoblados en los tres años siguientes a la operación de desdoblamiento con respecto a los que muestran en el periodo previo al *split*. Para ello, se consideran como medidas de liquidez la horquilla absoluta, la horquilla relativa y la profundidad corregida por el factor de desdoblamiento. En cuanto a las medidas de la actividad negociadora, se calcula el volumen negociado corregido por el factor del *split*, el número de transacciones, el tamaño medio de transacción y el número medio de días sin negociación. Como resultado del análisis del comportamiento de la liquidez y de la actividad negociadora de los títulos desdoblados, se obtiene que la única variable que se ve afectada en los tres años siguientes al *split* es la horquilla absoluta, resultado éste en absoluto sorprendente por la propia naturaleza de la medida.

El presente capítulo se estructura de la siguiente forma. En el primer epígrafe se contrasta la existencia de rentabilidades anormales en los tres años siguientes a la realización del *split*. Con el fin de completar el análisis de la distribución de las rentabilidades, en el segundo epígrafe se contrasta la existencia de incrementos significativos en la volatilidad de las rentabilidades en los tres años siguientes al desdoble. En el tercer epígrafe, se analiza la existencia de variaciones significativas en la liquidez y la actividad negociadora de los títulos desdoblados. Por último, se extraen las principales conclusiones del análisis de los efectos de los *splits* a largo plazo.

III.1. ANÁLISIS DE LAS RENTABILIDADES A LARGO PLAZO

■ III.1.1. INTRODUCCIÓN

Si bien la literatura se ha centrado fundamentalmente en el estudio de los efectos a corto plazo de los *splits*, existen también diversos trabajos empíricos realizados para los mercados estadounidense y suizo que tratan de contrastar la existencia de rentabilidades anormales a largo plazo para los títulos que dividen su valor nominal.

Diversos estudios para la bolsa estadounidense detectan la existencia de rentabilidades anormales positivas significativas en los meses posteriores a la realización del *split*. Así, Lakonishok y Lev (1987), Akhigbe *et al.* (1995) y Ikenberry y Ramnath (2002) observan rentabilidades anormales un año después del *split*, Ikenberry *et al.* (1996) y Desai y Jain (1997) detectan rendimientos anormales durante los tres años siguientes a la ejecución de esta operación, mientras que Asquith *et al.* (1989) observan rentabilidades anormales significativas incluso cuatro años después. Estos resultados difieren de los obtenidos por Fama *et al.* (1969), Boehme *et al.* (2002) y Byun y Rozeff (2003) para la Bolsa estadounidense, y Kunz y Majhsensek (2002) para el mercado suizo, quienes no detectan comportamiento anómalo de las rentabilidades en los meses posteriores al *split*.

La existencia de rendimientos anormales a largo plazo tras la realización de un *split* se enmarca dentro de uno de los tópicos más controvertidos en la literatura financiera de las últimas décadas como es el aparente lento ajuste del precio tras importantes decisiones empresariales como fusiones [Rau y Vermaelen (1998)], omisiones de dividendos [Michaely *et al.* (1995)], recompra de acciones [Ikenberry *et al.* (1995)], emisión de deuda [Spiess y Affleck-Graves (1999)], emisión de acciones [Loughran y Ritter (1995)], etc. La evidencia que presentan éstos y otros trabajos se enfrenta con la visión clásica de la incorporación rápida y completa de la información pública por parte de los mercados, sugiriendo que los mercados no son eficientes. En el caso que nos ocupa, Ikenberry *et al.* (1996),

Desai y Jain (1997) y Ikenberry y Ramnath (2002) argumentan que los rendimientos anormales positivos y significativos a largo plazo encontrados tras la ejecución del *split* son atribuibles a una infrarreacción del mercado a la señal positiva transmitida por el *split*⁴¹.

No obstante, el hecho de que distintos trabajos acerca del comportamiento bursátil a largo plazo de las empresas que realizan un *split* aporten resultados contradictorios ha puesto en duda la posibilidad de una infrarreacción del mercado al anuncio del *split*. Como posibles causas de esta divergencia en los resultados se señalan la muestra y la metodología empleada [Fama (1998), Byun y Rozeff (2003)].

En cuanto a la muestra, Byun y Rozeff (2003) sólo encuentran evidencia contraria a la eficiencia del mercado para el periodo comprendido entre 1975 y 1990 y para *splits* 2×1, apoyando los resultados obtenidos por Ikenberry *et al.* (1996) y Desai y Jain (1997) para ese mismo periodo, mientras que considerando otros periodos no detectan rentabilidades anormales significativas.

Por lo que se refiere a la metodología, Fama (1998) considera que los resultados obtenidos por Ikenberry *et al.* (1996) y Desai y Jain (1997) se deben a la utilización del método de los rendimientos compuestos (*BHAR*) para el cálculo de las rentabilidades anormales⁴². Fama (1998) sugiere como alternativa emplear los *CAR*, que suma las rentabilidades en lugar de componerlas.

Por lo que respecta a nuestro mercado, dado que el desdoblamiento del valor nominal de los títulos es un fenómeno relativamente reciente, no existe hasta el momento evidencia acerca del comportamiento a largo plazo del rendimiento de las empresas que lleven a cabo un *split*. Por este motivo, nuestro objetivo es el de contrastar si la realización de un *split* permite a los inversores obtener rentabilidades anormales a largo plazo. Para ello, consideramos tres horizontes temporales tras el suceso de 12, 24 y 36 meses. Por otra parte, con el objeto de salvar la problemática que plantea la correcta estimación y contrastación del rendimiento anormal a largo plazo⁴³, hemos procedido a su estimación tanto en fecha de suceso a través del método de rendimientos compuestos y de rendimientos acumulados, como en fecha de calendario mediante el método del rendimiento anormal medio mensual y la regresión en serie temporal del modelo de Fama y French (1993). Adicio-

⁴¹ Esta interpretación es consistente con el modelo conductivista propuesto por Daniel *et al.* (1998), el cual predice de forma general que los rendimientos anormales tras el suceso tendrán el mismo signo que los rendimientos anormales alrededor del anuncio del suceso como consecuencia de que la respuesta del precio en el periodo del anuncio es incompleta. Como se desprende de la evidencia comentada, en el caso de los *splits* se observa este *momentum*.

⁴² Mitchell y Stafford (2000) señalan que los *BHAR* tienden a crecer conforme se amplía el horizonte de estudio, incluso en el caso de que únicamente se detectaran rentabilidades anormales más que en el primer periodo tras el suceso (problema de la magnificación del rendimiento anormal).

⁴³ Farinós *et al.* (2002b) realizan una exhaustiva revisión de los problemas que rodean a los estudios de rendimientos a largo plazo, así como de las propuestas de solución planteadas en la literatura.

nalmente, hemos profundizado en el análisis estudiando diferentes submuestras en función del tamaño de empresa.

El resto del epígrafe se estructura de la siguiente forma. En primer lugar, se expone la metodología utilizada para abordar nuestro objetivo. En segundo lugar, se describe la muestra y las bases de datos utilizadas, así como los resultados obtenidos para la muestra completa y para las diferentes submuestras en función del tamaño de empresa, el motivo de la operación y la repetición del *split*.

■ III.1.2. MUESTRAS Y METODOLOGÍA

Para contrastar la existencia de rentabilidades anormales a largo plazo se parte de la muestra inicial, que, como se comentó anteriormente, consta de 91 *splits* realizados para empresas que cotizan en el mercado continuo español entre enero de 1996 y diciembre de 2003. Para realizar el estudio se precisa disponer de tres fuentes de información: datos sobre los *splits* realizados, información bursátil e información contable. Las fuentes de obtención de datos sobre *splits* e información bursátil relativa a los títulos y al IGBM son las citadas para el estudio de rentabilidades a corto plazo. A partir de los datos bursátiles disponibles se ha elaborado la serie histórica de rentabilidades mensuales, calculadas como diferencia relativa del precio el último día del mes con respecto al precio del último día del mes anterior, corregidas por dividendos, derechos de suscripción y *splits*.

Adicionalmente a los datos anteriores, se precisa información contable. Para obtener el valor contable de las empresas pertenecientes a la muestra se ha utilizado las bases de datos SABI e Intertell, y las páginas *web* de la Comisión Nacional del Mercado de Valores y de Bolsa de Madrid. Las cotizaciones y el número de títulos en circulación, necesarios para calcular el valor de mercado, se obtienen a partir de los datos proporcionados por Sociedad de Bolsas S.A.

De cara a depurar la muestra de posibles efectos que pudieren contaminar los resultados, se aplican una serie de filtros. En primer lugar, de los 91 *splits* localizados, se eliminan aquéllos pertenecientes a empresas que experimentan fusiones durante el periodo post-*split*, ya que el estudio se puede ver contaminado por los efectos resultantes de la operación de fusión (cuatro títulos). En segundo lugar, se eliminan aquellos casos para los cuales se solapa el periodo pre-anuncio o post-*split* con el anuncio o ejecución de otro desdoblamiento (10 *splits*). Asimismo, se elimina una empresa que realiza un *contrasplit* con posterioridad al desdoblamiento. En tercer lugar, se eliminan de la muestra aquellas empresas que no disponen de rentabilidades mensuales para todos los meses del periodo considerado, por lo que el tamaño de la muestra se va reduciendo cuanto más amplio es el periodo considerado. Así, la muestra inicial de 91 *splits* se ve reducida a 65 títulos para el análisis de los efectos durante el primer año, 62 para los dos años siguientes al suceso y 54

para los tres años siguientes al *split*. Con objeto de hacer comparables los resultados, se tomará la misma muestra para los tres métodos de cálculo de las rentabilidades.

Por lo que respecta a la metodología, según Fama (1998) y Mitchell y Stafford (2000), las rentabilidades a largo plazo son sensibles a la metodología utilizada, por lo que se hace necesario comprobar la robustez de los resultados obtenidos a partir de distintos métodos. Esta sensibilidad de los resultados al método se deriva (i) de la existencia de diferentes tipos de sesgos que afectan al correcto contraste del rendimiento anormal a largo plazo [Barber y Lyon (1997); Kothari y Warner (1997)], (ii) del problema que introduce en los contrastes la dependencia en sección cruzada de los rendimientos anormales a largo plazo como consecuencia del solapamiento que se produce en el cálculo de los rendimientos anormales de las empresas individuales [Mitchell y Stafford (2000)], y (iii) del problema de la mala especificación del modelo, el cual se agrava a medida que la amplitud del horizonte estudiado se extiende dado que los errores en los rendimientos esperados inducidos por la mala especificación del modelo crecen más rápidamente que la volatilidad de los mismos, pudiendo producir rendimientos anormales estadísticamente significativos [Fama (1998)].

En este trabajo analizamos el comportamiento anormal del rendimiento de las empresas que realizan un *split* mediante las sofisticaciones y mejoras propuestas por la literatura de las metodologías habituales. En concreto, el rendimiento anormal a largo plazo es estimado tanto en fecha de suceso como en fecha de calendario⁴⁴. En el primer caso la métrica del rendimiento anormal a largo plazo se aborda mediante la composición (*BHAR*) y la adición de los rendimientos anormales a corto plazo (*CAR*), mientras que en el segundo se obtiene un rendimiento anormal medio correspondiente al horizonte de estudio. Esta distinción es relevante pues determina de forma crucial el tratamiento de uno de los problemas más importantes que afectan a este tipo de estudios como es el de la correlación en sección cruzada de los rendimientos anormales estimados⁴⁵.

En un análisis realizado por Farinós *et al.* (2002a) para el SIBE en el periodo 1991-2000, se observa que el problema de dependencia es más severo en la medida en que los sucesos se concentren por sectores de actividad y en determinados periodos, lo que llevaría a que el estadístico *t* estuviese sesgado al alza, conduciendo a un error de tipo I (rechazo de la hipótesis nula cuando en realidad debería aceptarse). En el caso de los *splits*, la fuerte concentración de este fenómeno en el sector bancario y el elevado número de *splits* realizados en un periodo relativamente corto podrían llevar consigo la aparición del problema de dependencia en sección cruzada. Este hecho es relevante, ya que pese a los esfuerzos realizados en la literatura, los métodos que realizan el análisis en fecha de suceso no son capaces de corregir completamente este problema.

⁴⁴ Véase Farinós *et al.* (2002b) para una detallada exposición de los distintos métodos de estimación del rendimiento anormal a largo plazo.

⁴⁵ Este problema surge como consecuencia del solapamiento temporal de las series de rendimientos al extender su cálculo a lo largo de amplios horizontes temporales.

El análisis en fecha de calendario consiste en la construcción de una cartera compuesta cada mes natural por todas aquellas empresas que en los τ meses anteriores hubieran protagonizado un determinado suceso (un *split* en nuestro caso), donde τ hace referencia a la amplitud de la ventana de estudio tras el suceso (12, 24 o 36 meses). Con la formación de esta cartera, la correlación en sección cruzada de los rendimientos individuales de las empresas del suceso es tomada en cuenta de forma automática en la varianza de la cartera en cada uno de los periodos. Las dos variantes de este enfoque que utilizamos son las más comunes de la literatura, a saber: la estimación del rendimiento anormal mensual promedio de la serie de rendimientos anormales mensuales respecto de alguna referencia o control ($\overline{MAR}$) y la regresión en serie temporal de una cartera compuesta por las empresas protagonistas del suceso con el modelo de tres factores desarrollado por Fama y French (1993).

Como es habitual en la literatura, en este trabajo hemos empleado varias referencias o controles para estimar el comportamiento anormal a largo plazo de las empresas que realizan un *split*. La razón de emplear una variedad de controles viene dada, por un lado, por la discusión acerca del verdadero modelo generador de rendimientos esperados; y, por otro lado, por los problemas que afectan al poder y a la correcta especificación de los contrastes estadísticos para la detección del mal comportamiento a largo plazo. En concreto, empleamos el IGBM como índice representativo del mercado; una cartera representativa del sector de actividad debidamente purgada mediante la exclusión durante tres años de aquellas empresas que hubieran realizado un *split*⁴⁶; una cartera de empresas del mismo tamaño que la empresa que realiza el *split*; y, finalmente, una empresa de control de tamaño y cociente valor contable/valor de mercado (cociente VC/VM, en adelante) similar^{47,48}.

■ III.1.2.1. Método de rendimientos compuestos

Este método de cálculo del rendimiento anormal a largo plazo consiste en componer los rendimientos a corto plazo (mensuales, en el caso que nos ocupa) para obtener el rendimiento correspondiente a la ventana que se desea estudiar, siguiendo una estrategia de comprar y mantener durante dicho periodo (*buy and hold returns*). Para ello, se calcula, en

⁴⁶ Este control presenta el problema de que, al encontrarse el fenómeno *split* muy concentrado en determinados sectores, como banca y construcción, la muestra de control integrada por las empresas pertenecientes al sector que no han realizado un *split* se ha visto sensiblemente reducida, por lo que los resultados deben tomarse como meramente orientativos.

⁴⁷ El cociente VC/VM se ha calculado como el cociente del valor contable de los fondos propios a la fecha del cierre del balance entre el valor de mercado de las acciones en circulación a 31 de diciembre. Hemos excluido aquellas empresas cuyos fondos propios tenían valor negativo.

⁴⁸ El valor contable del cociente VC/VM de las empresas pertenecientes a la muestra se ha obtenido de las bases de datos SABI e Intertell, y las páginas *web* de la Comisión Nacional del Mercado de Valores y de Bolsa de Madrid.

primer lugar, el rendimiento compuesto para cada empresa i de la muestra en la ventana de τ meses ($BHR_{i\tau}$), desde el mes natural siguiente al *split* (s) hasta el final de la ventana considerada ($s + \tau$), según la expresión [III.1].

$$BHR_{i\tau} = \left[\prod_{t=s}^{s+\tau} (1 + R_{it}) \right] - 1, \quad [\text{III.1}]$$

donde R_{it} es el rendimiento mensual de la empresa i de la muestra en el mes t ⁴⁹.

A continuación, se obtiene la rentabilidad anormal en la ventana de τ meses posteriores al suceso para cada una de las empresas de la muestra como diferencia entre la rentabilidad obtenida por el título de la muestra y el rendimiento esperado para ese mismo periodo aproximado a través de una determinada referencia, según la expresión [III.2].

$$BHAR_{i\tau} = BHR_{i\tau} - E(BHR_{\text{CONTROL}, \tau}), \quad [\text{III.2}]$$

donde $BHAR_{i\tau}$ es la rentabilidad anormal para la empresa i en el periodo de t meses posterior al suceso, y $BHR_{\text{CONTROL}, \tau}$ es el rendimiento compuesto de la muestra de control o referencia en el periodo τ .

El estimador empleado para medir el comportamiento anormal que se pudiere registrar en el periodo τ tras el suceso es el rendimiento anormal medio de la cartera de títulos de la muestra ($\overline{BHAR}_{\tau}$), que, como muestra la expresión [III.3], se obtiene como media ponderada en sección cruzada de los $BHAR$ individuales.

$$\overline{BHAR}_{\tau} = \sum_{i=1}^N w_i \cdot BHAR_{i\tau}, \quad [\text{III.3}]$$

donde N es el tamaño de la muestra y w_i es la ponderación asignada a la empresa i . Si el rendimiento es equiponderado, w_i toma valor 1. Cuando se calculan rendimientos ponderados, w_i es igual al valor de mercado de la empresa en el mes de julio/diciembre (el más próximo) anterior al *split* dividido por el valor total de las empresas de la muestra⁵⁰. Siguiendo a Mitchell y Stafford (2000), antes del cálculo de los pesos en el cómputo de los rendimientos ponderados, estandarizamos el valor de mercado de la empresa dividiéndolo por el nivel del IGBM en dicho mes. De esta forma se evita el problema de utilizar para la ponderación el valor de mercado sin estandarizar, ya que esta práctica sobrepondera con mayor intensidad las observaciones recientes frente a las iniciales.

Para contrastar la hipótesis nula de que el rendimiento anormal compuesto medio en sección cruzada de las empresas de la muestra ($\overline{BHAR}_{\tau}$) es igual a cero en la ventana de τ meses, se utiliza el estadístico t convencional que se presenta en la expresión [III.4].

⁴⁹ El rendimiento a largo plazo correspondiente a las referencias se ha calculado de forma análoga a la expresión [III.1].

⁵⁰ Las cotizaciones y el número de títulos en circulación necesarios para calcular el valor de mercado se han obtenido de Sociedad de Bolsas S.A.

$$t = \frac{\overline{BHAR}_\tau}{\sigma(BHAR_\tau)/\sqrt{N}}, \quad [\text{III.4}]$$

donde $\sigma(BHAR_\tau)$ es la desviación típica en sección cruzada de los rendimientos anormales de la muestra. Si bien los rendimientos anormales compuestos no se ajustan a una distribución t de Student [Barber y Lyon (1997)], por el Teorema Central del Límite si los rendimientos anormales son independientes y se encuentran idénticamente distribuidos con varianza finita, entonces la distribución del rendimiento anormal medio converge a una normal, siempre que el número de casos que componen la muestra sea suficientemente grande.

El método de los rendimientos compuestos está sujeto a diversos sesgos. En primer lugar, Barber y Lyon (1997) señalan la aparición de sesgos como consecuencia de la asimetría de los rendimientos anormales multiperiodales. Según estos autores, los activos individuales presentan una significativa asimetría positiva, ya que las observaciones de $BHR_{i\tau}$ extremas positivas son mayores que las observaciones extremas negativas. Por otra parte, los rendimientos de las carteras de referencia, al ser promedios, presentan una menor asimetría. Todo ello se traduce en un sesgo negativo de los contratos como consecuencia de la correlación positiva entre la media y la desviación típica de la muestra en distribuciones con asimetría positiva. En segundo lugar, se ignora mediante esta técnica la dependencia en sección cruzada que se produce entre los rendimientos anormales de las empresas de la muestra que se solapan en el tiempo, en particular, entre aquellas empresas que pertenecen al mismo sector [Fama (1998)]. Por último, la utilización del método de los rendimientos compuestos puede conllevar la aparición de sesgos por el listado de nuevos títulos y por el reajuste de la cartera de referencia.

A pesar de los sesgos comentados, Barber y Lyon (1997) prefieren la estimación del rendimiento mediante los $BHAR$ frente al método de las rentabilidades acumuladas (i) porque, como demuestran analíticamente los autores, el rendimiento anormal acumulado es un estimador sesgado de los $BHAR$, y (ii) porque los rendimientos compuestos miden con precisión la experiencia del inversor.

En la literatura se sugieren distintas soluciones para paliar los sesgos que presenta esta metodología. Por un lado, para corregir el sesgo debido a la asimetría en la distribución de los rendimientos anormales, Lyon *et al.* (1999) proponen el empleo del estadístico t ajustado por asimetría recogido en la expresión [III.5].

$$t_{\text{asim}} = \sqrt{N} \left(S + \frac{1}{3} \hat{\gamma} S^2 + \frac{1}{6N} \hat{\gamma} \right), \quad [\text{III.5}]$$

donde $S = \frac{\overline{BHAR}_\tau}{\sigma(BHAR_\tau)}$ y $\hat{\gamma} = \frac{\sum_{i=1}^N (BHAR_{i\tau} - \overline{BHAR}_\tau)^3}{N\sigma^3(BHAR)}$, siendo $\sqrt{N} \cdot S$ el estadístico t con-

vencional y $\hat{\gamma}$ un estimador del coeficiente de asimetría. De acuerdo con Lyon *et al.* (1999), únicamente la aplicación *bootstrapped* de este estadístico ajustado por asimetría produce contrastes bien especificados. Siguiendo a estos autores, el proceso *bootstrap* que hemos llevado a cabo ha consistido en la extracción aleatoria de 1.000 submuestras de 17 elementos de tamaño de la muestra original⁵¹; el cálculo del estadístico ajustado por asimetría recogido en [III.5] en cada una de las submuestras aleatorias, y el cálculo de los valores críticos del estadístico transformado a partir de los valores obtenidos del mismo en el proceso de remuestreo.

Por otra parte, Cowan y Sergeant (2001) proponen limitar el valor extremo de los rendimientos anormales a tres veces su desviación típica (*winsorización*) y emplear un contraste de diferencia de medias de dos grupos como el que se recoge en [III.6].

$$Z = \frac{\overline{BHAR}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{\text{MUESTRA}}^2}{N} + \frac{\hat{\sigma}_{\text{CONTROL}}^2}{N}}} \quad [\text{III.6}]$$

■ III.1.2.2. Método de rentabilidades acumuladas

Este método consiste en el cálculo de los excesos de rentabilidad con respecto a una referencia determinada (AR) y la adición de los rendimientos medios anormales calculados en el corto plazo (mensuales) para obtener los rendimientos anormales acumulados en la ventana de τ meses (CAR_τ). Para la obtención del rendimiento acumulado anormal se procede a calcular, en primer lugar, el rendimiento anormal medio en sección cruzada en cada mes t tras el *split* ($\overline{AR}_t$) según la expresión [III.7].

$$\overline{AR}_t = \sum_{i=1}^N w_i \cdot AR_{it} \quad [\text{III.7}]$$

donde AR_{it} es el rendimiento anormal de la empresa muestral i , t meses después de la ejecución del *split*, calculado como diferencia entre el rendimiento de la empresa muestral y el rendimiento de una determinada referencia, y w_i es el peso asignado a la empresa i ⁵². A continuación, se acumula el rendimiento anormal medio en el periodo τ según la expresión [III.8].

$$CAR_\tau = \sum_{t=1}^{\tau} \overline{AR}_t \quad [\text{III.8}]$$

⁵¹ Lyon *et al.* (1999) recomiendan un tamaño para las submuestras de $N/4$, justificando su elección según sus análisis empíricos.

⁵² Al igual que en con el método de los rendimientos compuestos, estandarizamos el valor de mercado de la empresa dividiéndolo por el nivel del IGBM en dicho mes.

Para contrastar si el rendimiento anormal acumulado hasta el periodo τ es significativamente distinto de cero empleamos el siguiente estadístico propuesto por Espenlaub *et al.* (2000) a partir de Brown y Warner (1980) –expresión [III.9]–, el cual permite corregir el problema de correlación en sección cruzada.

$$t = \frac{CAR_{\tau}}{\sqrt{\tau \left(\sum_{i=1}^{\tau} \left(\overline{AR}_t - \frac{1}{\tau} \sum \overline{AR}_t \right)^2 \right) / (\tau - 1)}}. \quad [\text{III.9}]$$

Fama (1998) aconseja calcular las rentabilidades a largo plazo a partir de la acumulación de las rentabilidades anormales a corto plazo, en lugar de utilizar el método de los rendimientos compuestos. Frente a éstos, los rendimientos acumulados resultan ser menos asimétricos, de manera que incluso el estadístico t convencional proporciona contrastes bien especificados siempre que las carteras de referencia estén libres del sesgo de nuevos listados y del reajuste de la cartera de referencia [Lyon *et al.* (1999)].

Sin embargo, el método de las rentabilidades acumuladas ha sido criticado (i) porque las rentabilidades anormales acumuladas no representan, frente a los $BHAR$, una estrategia de inversión realista, y por ello los CAR deberían ser considerados como resultados meramente descriptivos [Ikenberry *et al.* (1996)]; y (ii) porque, como demuestran Barber y Lyon (1997), los rendimientos acumulados son un estimador sesgado de los $BHAR$.

No obstante, Byun y Rozeff (2003) obtienen diferencias poco significativas entre CAR y $BHAR$ al analizar los efectos de los *splits* sobre las rentabilidades a largo plazo.

■ III.1.2.3. Método del rendimiento anormal mensual medio

El cálculo del rendimiento anormal en el mes natural t para la empresa i (AR_{it}) que ha realizado un *split* en los t meses naturales anteriores se calcula como la diferencia entre el rendimiento de la empresa muestral y el rendimiento esperado de una determinada referencia.

En cada mes natural t se calcula el rendimiento anormal medio (MAR_t) de las empresas de la muestra, según la expresión [III.10].

$$MAR_t = \sum_{i=1}^N w_i \cdot AR_{it} \quad [\text{III.10}]$$

donde w_i es la ponderación de acuerdo con el valor de mercado de la empresa i . A continuación, se calcula la media en serie temporal de los rendimientos anormales medios mensuales ($\overline{MAR}_{\tau}$) en el periodo que abarca desde el 1 de enero de 1996 hasta el 31 de diciembre de 2002.

Para llevar a cabo la inferencia estadística realizamos el siguiente refinamiento. Siguiendo a Fama (1998) y Mitchell y Stafford (2000) en cada mes natural dividimos el rendimiento anormal medio mensual (MAR_t) entre una estimación de su desviación típica. Con la estandarización logramos un doble propósito. Por un lado, al estandarizar los rendimientos anormales corregimos la posible existencia de heteroscedasticidad. Por otro lado, la estandarización da un mayor peso a los periodos con un elevado número de desdoblamientos frente a los periodos con un bajo volumen de *splits*. En consecuencia, el estadístico t convencional se calcula a partir de la serie temporal de rendimientos anormales medios mensuales estandarizados.

■ III.1.2.4. Método de la regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993)

Este método consiste en la regresión en serie temporal de una cartera compuesta por las empresas de la muestra con el modelo de tres factores de Fama y French (1993), tal y como se muestra en la expresión [III.11].

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_p (R_{mt} - R_{ft}) + s_p \text{SMB}_t + h_p \text{HML}_t + e_{pt}, \quad [\text{III.11}]$$

donde R_{pt} es el rendimiento en el mes natural t de la cartera de *splits* realizados en los τ meses anteriores; R_{ft} es el rendimiento en el mes t de las Letras del Tesoro; R_{mt} es el rendimiento en el mes t del IGBM; SMB_t es la diferencia entre los rendimientos de carteras construidas con empresas pequeñas y grandes; y HML_t es la diferencia entre rentabilidades de carteras formadas por empresas con altos y bajos cocientes VC/VM⁵³. Las rentabilidades mensuales de la cartera de *splits* se calculan tanto equiponderadas como ponderadas en función del valor de mercado de la empresa en el mes de julio/diciembre anterior al mes natural en curso (el que sea más cercano).

La estimación del término independiente del modelo de regresión [III.11] representa una medida del rendimiento anormal mensual promedio de la cartera. Si el comportamiento anormal de las empresas que realizan un *split* se debe a diferencias en riesgo, en tamaño y en cociente VC/VM, entonces la estimación de la constante (a_p) del modelo no debería ser económica ni estadísticamente distinta de cero.

Como hemos señalado anteriormente, el método de regresión en serie temporal resuelve el problema de la dependencia en sección cruzada, ya que con la construcción de esta cartera la varianza en cada uno de los periodos incorpora automáticamente la correlación en sección cruzada de los rendimientos individuales de las empresas de la muestra. Sin embargo, puede presentar diversos inconvenientes. En primer lugar, se considera que los parámetros estimados en las regresiones no varían a lo largo del tiempo, supuesto

⁵³ La construcción de los factores SMB y HML se explica detalladamente en Fama y French (1992 y 1993).

poco sostenible, ya que la composición de la cartera varía todos los meses. En segundo lugar, el hecho de que distintos sectores presenten estimaciones distintas de los parámetros [Fama y French (1997)] lleva a estimaciones sesgadas de los parámetros si la composición de la cartera muestral pasa de concentrarse en un sector a concentrarse en otro. En tercer lugar, debido al cambio en la composición de la cartera a lo largo del tiempo, los rendimientos anormales podrían ser heteroscedásticos, lo que llevaría a estimadores ineficientes, aunque no sesgados, al estimar por el método de los mínimos cuadrados ordinarios. Por último, al ponderar todos los meses por igual, la regresión en serie temporal del horizonte muestral completo tendrá un bajo poder para detectar un comportamiento anormal en los periodos en los que el suceso se produzca con gran frecuencia frente a periodos con bajo nivel de frecuencia del suceso [Loughran y Ritter (2000)].

Pese a los inconvenientes planteados, esta metodología es defendida por Fama (1998) y Mitchell y Stafford (2000) frente al método de los rendimientos compuestos y acumulados.

■ III.1.3. RESULTADOS

Nuestro objetivo se centra en contrastar la existencia de rendimientos anormales a largo plazo de empresas del mercado continuo español que realizan *splits*. Para ello se analizan los posibles efectos a largo plazo de la división del valor nominal de las acciones a partir de 3 horizontes temporales: 12, 24 y 36 meses. Dada la especial sensibilidad de las rentabilidades a largo plazo a la metodología, se utilizarán distintos modelos generadores de rentabilidades y diversos controles.

Por tanto, no es nuestro objetivo contrastar la eficiencia de mercado, ya que como menciona Fama (1998), la hipótesis alternativa (la ineficiencia de mercado) es demasiado vaga. Según Loughran y Ritter (2000), al utilizar un modelo positivo, esto es, construido empíricamente, no se contrasta la eficiencia del mercado, sino si determinado patrón de rendimiento es independiente de otros patrones previamente documentados. Si realmente el mercado no valora de forma adecuada los títulos, entonces los rendimientos anormales no deberían ser robustos a metodologías alternativas. No todos los métodos tienen el mismo poder para detectar la incorrecta valoración por parte del mercado.

■ III.1.3.1. Métodos basados en fecha de suceso

Dentro de los métodos basados en la fecha de suceso se incluyen el método de los rendimientos compuestos y el método de las rentabilidades acumuladas. En primer lugar, la Tabla III.1 muestra los resultados obtenidos a partir del método de los rendimientos compuestos.

TABLA III.1

RENDIMIENTOS ANORMALES COMPUESTOS (BHAR) EQUIPONDERADOS Y PONDERADOS SEGÚN EL VALOR DE MERCADO PARA 12, 24 Y 36 MESES POSTERIORES A LA EJECUCIÓN DE UN *SPLIT*

	RENDIMIENTOS EQUIPONDERADOS (%)				RENDIMIENTOS PONDERADOS (%)			
	$\overline{BHAR}_t$ (%)	t	t^*	Z	$\overline{BHAR}_t$ (%)	t	t^*	Z
Panel A: 12 meses (N = 65)								
IGBM	-8,29	-2,29 ^b	-2,10 ^a	-2,05 ^b	-1,51	-0,41	-0,75	-0,37
Sector	-10,38	-2,26 ^b	-2,07 ^a	-2,00 ^b	-1,84	-0,50	-0,73	-0,41
Cartera tamaño	-11,14	-3,07 ^a	-2,52 ^a	-2,39 ^b	-14,13	-4,03 ^a	-3,22 ^a	-3,04 ^a
Empresa control	4,00	1,10	0,91	0,86	6,91	1,90 ^c	1,51	1,48
Panel B: 24 meses (N = 62)								
IGBM	-6,18	-1,02	-0,10	-0,83	-1,06	-0,17	-0,10	-0,01
Sector	-11,87	-1,45	-0,10	-1,12	-1,97	-0,32	-0,09	-0,01
Cartera tamaño	-21,93	-3,77 ^a	-3,56 ^a	-3,48 ^a	-22,99	-4,07 ^a	-3,68 ^a	-3,65 ^a
Empresa control	3,93	0,81	0,72	0,68	3,10	0,63	0,58	0,49
Panel C: 36 meses (N = 54)								
IGBM	8,37	1,28 ^c	0,06	1,00	1,25	0,19	-0,06	0,08
Sector	-7,56	-0,71	-0,08	-0,53	-1,13	-0,17	-0,06	-0,12
Cartera tamaño	-24,39	-3,69 ^a	-3,42 ^a	-3,61 ^a	-32,92	-5,03 ^a	-4,95 ^a	-4,87 ^a
Empresa control	10,61	1,66 ^c	1,59	1,48	9,59	-1,54	-1,46	-1,42

El rendimiento anormal compuesto (BHAR) para el periodo considerado se calcula como diferencia entre el rendimiento compuesto (BHR) de la muestra de *splits* y el BHR calculado a partir de cuatro controles: IGBM, una cartera sectorial purgada de *splits*, una cartera de control según el tamaño de la empresa y una empresa de control según tamaño y ratio VC/VM. La muestra para el periodo de 12 meses está compuesta por 65 títulos, para el periodo de 24 meses por 62 y para el periodo de 36 meses por 54 empresas, ya que se han excluido los *splits* que no abarcan la totalidad de un periodo. En la primera columna aparecen los controles considerados para estudiar el comportamiento de las rentabilidades a largo plazo tras un *split*. En las columnas siguientes se muestran los rendimientos anormales medios en sección cruzada ($\overline{BHAR}_t$), equiponderados y ponderados según el valor de mercado, y los valores del estadístico t convencional, el estadístico t corregido por asimetría (t^*) según el procedimiento de *bootstrapping* propuesto por Lyon *et al.* (1999), y el estadístico Z propuesto por Cowan y Sergeant (2001).

^{a, b, c} Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente

Cuando los rendimientos se calculan equiponderados, se observan rentabilidades anormales negativas significativas durante el primer año tras la ejecución del *split* (panel A) excepto al emplear como referencia la empresa de control, lo que permite afirmar que las rentabilidades obtenidas por los títulos que desdoblan el nominal de sus títulos son in-

feriores, no sólo a la media del mercado, sino también a la media de su sector, si bien dicha diferencia sólo es significativa el primer año tras la operación. Este resultado es contrario a los obtenidos por Ikenberry *et al.* (1996) y Desai y Jain (1997) para la bolsa estadounidense, ya que observan rentabilidades positivas significativas en el año posterior al *split* de 7,93% y 7,05% respectivamente, así como en los dos y tres años posteriores al suceso.

Al ponderar las rentabilidades por el valor de mercado, las rentabilidades anormales obtenidas por el método de comprar y mantener no resultan ser significativas para ninguno de los periodos de estudio ni para ninguna de las referencias empleadas, a excepción de la cartera según tamaño, que sigue ofreciendo rentabilidades negativas y significativas para los tres horizontes considerados. Los resultados obtenidos para los rendimientos ponderados por el valor de mercado, a excepción de la cartera de control según tamaño, coinciden con los obtenidos por Boehme *et al.* (2002) y Byun y Rozeff (2003) aplicando este mismo método.

Por lo que respecta al método de las rentabilidades acumuladas, como se puede observar en la Tabla III.2, considerando el IGBM como referencia, la rentabilidad equiponderada obtenida el primer año tras el *split* (panel A) resulta ser negativa y estadísticamente significativa, mientras que la rentabilidad acumulada a los tres años del suceso resulta ser positiva y significativa (panel C). Si se toma como referencia un índice del sector, sólo la rentabilidad anormal acumulada durante el primer año resulta ser significativa (panel A), resultado que coincide con el obtenido a partir del método de los rendimientos compuestos. Considerando la cartera de control formada por empresas de tamaño similar, se obtienen rentabilidades anormales negativas los dos primeros años después del *split*. Por último, las rentabilidades anormales acumuladas obtenidas utilizando la empresa de control no resultan ser significativas para ninguno de los tres periodos considerados.

Cuando se calculan los rendimientos de forma ponderada por el valor de mercado de los títulos no se detectan rentabilidades anormales significativas para ninguno de los tres horizontes temporales considerados, a excepción del control por tamaño y sector, que ofrece una rentabilidad acumulada negativa y significativa para el año posterior al *split* (panel A). En general, se aprecia que las rentabilidades anormales significativas obtenidas con rentabilidades equiponderadas se debían a empresas de menor tamaño.

Los resultados para las rentabilidades acumuladas tanto equiponderadas como ponderadas por el valor de mercado para el mercado español son similares a los de Kunz y Majhsensek (2002) obtenidos mediante este método para el caso suizo, ya que detectan rentabilidades anormales negativas en el primer año tras el *split*, que no resultan ser significativas. Boehme *et al.* (2002) obtienen rentabilidades acumuladas positivas que dejan de ser significativas al corregir por el *momentum* del sector, y Byun y Rozeff (2003) sólo detectan rentabilidades positivas para un periodo concreto, por lo que concluyen la ausencia de rentabilidades anormales acumuladas tras el *split*. Sin embargo, los resultados difieren

TABLA III.2

RENDIMIENTOS ANORMALES ACUMULADOS EQUIPONDERADOS Y PONDERADOS POR EL VALOR DE MERCADO PARA 12, 24 Y 36 MESES POSTERIORES A LA EJECUCIÓN DE UN *SPLIT*

	RENDIMIENTOS EQUIPONDERADOS		RENDIMIENTOS PONDERADOS	
	CAR (%)	<i>t</i>	CAR (%)	<i>t</i>
Panel A: 12 meses (<i>N</i> = 65)				
IGBM	-8,73	-2,34 ^b	-0,34	-0,05
Sector	-7,29	-1,64 ^c	-1,32	-1,66 ^c
Cartera tamaño	-15,13	-4,43 ^a	-15,00	-2,01 ^b
Empresa control	-6,13	-1,40	-7,95	-1,23
Panel B: 24 meses (<i>N</i> = 62)				
IGBM	2,25	0,36	5,93	0,67
Sector	1,65	0,27	0,31	0,28
Cartera tamaño	-12,71	-2,36 ^b	-11,10	-1,08
Empresa control	-4,32	-0,64	-4,43	-0,27
Panel C: 36 meses (<i>N</i> = 54)				
IGBM	19,15	2,17 ^b	-0,84	-0,06
Sector	7,93	1,05	1,28	0,99
Cartera tamaño	1,72	0,22	-13,77	0,95
Empresa control	5,92	0,67	14,16	0,62

El rendimiento anormal acumulado se calcula acumulando el rendimiento anormal medio de cada mes obtenido utilizando una determinada referencia: IGBM, una cartera sectorial purgada de *splits*, una cartera de control según el tamaño de la empresa y una empresa de control según tamaño y ratio VC/VM. La primera columna muestra los controles considerados para estudiar el comportamiento de las rentabilidades a largo plazo tras un *split*. Las columnas siguientes muestran las rentabilidades anormales acumuladas para los distintos horizontes temporales expresadas en porcentajes, tanto equiponderadas como ponderadas por el valor de mercado, y utilizando cada uno de los controles considerados. En las columnas contiguas a las rentabilidades acumuladas se muestra el estadístico *t* correspondiente calculado según Espenlaub *et al.* (2000).

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

de los obtenidos por Lakonishok y Lev (1987) y Asquith *et al.* (1989), que detectan rentabilidades acumuladas positivas y significativas 12 y 48 meses después del *split*, respectivamente.

III.1.3.2. Métodos basados en fecha de calendario

En cuanto a los métodos basados en fecha de calendario se consideran el método del rendimiento anormal mensual medio y la regresión en serie temporal del modelo de Fama y French (1993).

Por lo que respecta al primero, en la Tabla III.3 se muestran los resultados para el rendimiento anormal equiponderado como ponderado por el valor de mercado de los títu-

TABLA III.3

RENDIMIENTOS ANORMALES MENSUALES MEDIOS EQUIPONDERADOS Y PONDERADOS POR EL VALOR DE MERCADO

	RENDIMIENTOS EQUIPONDERADOS		RENDIMIENTOS PONDERADOS	
	$\overline{MAR}_t$ (%)	t	$\overline{MAR}_t$ (%)	t
Panel A: 12 meses ($N = 65$)				
IGBM	0,43	-0,15	0,85	-0,17
Sector	-0,99	-0,14	0,20	-0,15
Cartera tamaño	0,25	-0,16	0,58	-0,17
Empresa control	-0,17	-0,27	0,57	-0,23
Panel B: 24 meses ($N = 62$)				
IGBM	0,85	-0,12	0,72	-0,13
Sector	-0,85	-0,15	0,21	-0,13
Cartera tamaño	0,07	-0,17	0,58	-0,15
Empresa control	0,19	-0,18	0,47	-0,11
Panel C: 36 meses ($N = 54$)				
IGBM	0,90	-0,11	0,44	-0,14
Sector	-0,81	-0,13	0,07	-0,13
Cartera tamaño	0,03	-0,17	0,36	-0,15
Empresa control	0,35	-0,13	0,24	-0,19

El rendimiento anormal mensual medio se calcula como media de los excesos de rendimiento de las carteras formadas en cada mes natural por las empresas que han realizado un *split* en los t meses anteriores. Las rentabilidades anormales se calculan para cada empresa y mes natural del periodo considerado utilizando como referencias el IGBM, el índice sectorial, una cartera compuesta por empresas de tamaño similar que no han realizado un *split* y una empresa de control. La primera columna muestra los controles considerados para estudiar el comportamiento de las rentabilidades a largo plazo tras un *split*. Las columnas siguientes muestran la rentabilidad anormal media mensual para los distintos horizontes temporales expresada en porcentajes, tanto equiponderadas como ponderadas por el valor de mercado, y utilizando cada uno de los controles considerados. En las columnas contiguas a las rentabilidades se muestra el valor del estadístico t convencional. Dado que dicho estadístico se calcula a partir del promedio de rendimientos anormales mensuales estandarizados, en algunos casos no coincide el signo de las rentabilidades anormales mensuales medias con el signo del estadístico t .

los. Como puede apreciarse, el rendimiento anormal mensual medio no resulta ser significativo para ninguno de los tres horizontes considerados ni para ninguno de los cuatro controles utilizados⁵⁴.

En cuanto a los resultados obtenidos para el método de la regresión en serie temporal del modelo de Fama y French (1993), la Tabla III.4 muestra la constante, su estadístico t asociado y el coeficiente de determinación de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios del modelo de Fama y French (1993) –recogido en la expresión [III.11]–, donde la variable dependiente es el exceso de rendimiento mensual de la cartera formada con las empresas de la muestra de *splits*.

TABLA III.4

REGRESIONES DEL MODELO DE FAMA Y FRENCH (1993) PARA CARTERAS EQUIPONDERADAS Y PONDERADAS POR EL VALOR DE MERCADO DE *SPLITS* PARA 12, 24 Y 36 MESES

	RENTABILIDADES EQUIPONDERADAS	RENTABILIDADES PONDERADAS
Panel A: 12 meses		
Constante (%)	0,6683	0,7384
Estadístico t	0,61	0,64
R^2 ajustado (%)	40,25	36,39
Panel B: 24 meses		
Constante (%)	1,0440	0,7474
Estadístico t	0,97	0,66
R^2 ajustado (%)	39,69	40,23
Panel C: 36 meses		
Constante (%)	1,0154	0,4635
Estadístico t	0,96	0,40
R^2 ajustado (%)	37,95	37,43

La variable dependiente es el exceso de rentabilidad mensual de una cartera formada con las empresas que hubiesen realizado un *split* en los t meses anteriores. Cada mes de calendario la cartera se reajusta eliminando las empresas para las que finaliza el periodo de estudio e incorporando a las que realizaron un *split* en el mes anterior. Se analizan las ventanas de 12, 24 y 36 meses tras el suceso. La muestra, al igual que en los dos métodos anteriores, consta de 65, 62 y 54 empresas para los horizontes temporales antes citados. Todas las regresiones abarcan desde noviembre de 1996 hasta agosto de 2002. Los parámetros se han estimado mediante mínimos cuadrados ordinarios. El estadístico t está corregido por heteroscedasticidad por White.

⁵⁴ Dado que el estadístico t se calcula a partir del promedio de rendimientos anormales mensuales estandarizados, en algunos casos no coincide el signo de las rentabilidades anormales mensuales medias con el del estadístico t .

Como se puede comprobar, para los tres horizontes temporales considerados, 12, 24 y 36 meses, las rentabilidades anormales, tanto equiponderadas como ponderadas por el valor de mercado, no resultan ser significativas, ya que el término independiente de la regresión no es significativamente distinto de cero. Estos resultados coinciden con los obtenidos por Boehme *et al.* (2002) y Byun y Rozeff (2003) para el mercado estadounidense.

■ III.1.3.3. Análisis por tamaño de la empresa

Frente a los resultados obtenidos para la muestra completa, cabe plantearse la posible incidencia del tamaño de la empresa sobre los mismos, ya que los resultados en este tipo de análisis son sensibles a este parámetro, como así lo pone de manifiesto tanto la literatura [Brav y Gompers (1997), Loughran y Ritter (2000), Brav *et al.* (2000)] como nuestros propios resultados. La obtención de rentabilidades anormales positivas en el largo plazo para las empresas pequeñas se podría interpretar como evidencia de que éstas se encontraban infravaloradas antes del anuncio del *split*, y esta operación les ha permitido llamar la atención de los inversores y ajustar el precio de sus títulos a lo largo del tiempo. En el presente apartado se segmentará la muestra original para analizar la posible influencia sobre los resultados obtenidos del tamaño de la empresa.

El método que empleamos en la estimación del rendimiento anormal a largo plazo es el de las carteras de fecha de calendario, por ser éste el que nos ofrece una mayor confiabilidad. En concreto, utilizamos el método de la regresión en serie temporal del modelo de tres factores de Fama y French (1993).

Con el objeto de comprobar la influencia que puede ejercer el tamaño de la empresa sobre las rentabilidades a largo plazo, se divide la totalidad de títulos que se negocian en el SIBE en tres grupos en función de su tamaño, entendido como el número de acciones de la empresa multiplicado por el precio de cierre a 30 de junio. Se forman así tres grupos de empresas: pequeñas (constituido por el 30% de las empresas que presentan tamaño más reducido), mediano (40% de empresas) y grande (aquel 30% de las empresas que presentan mayor tamaño). Para el presente estudio, el grupo de empresas pequeñas está constituido por 14, 12 y 11 desdoblamientos para los periodos de 12, 24 y 36 meses respectivamente; la muestra de empresas medianas consta de 28, 27 y 24 títulos, y la muestra de empresas grandes contiene 23, 23 y 19 títulos respectivamente. Los resultados se muestran en la Tabla III.5.

La constante del modelo no resulta ser significativa para ninguna de las tres submuestras creadas en función del tamaño de la empresa en ninguno de los tres horizontes temporales considerados.

A la vista de los resultados obtenidos, no se encuentra evidencia, por tanto, de la existencia de comportamientos diferenciales de la rentabilidad en función del tamaño de la empresa, según postula la teoría de la atención.

TABLA III.5

**REGRESIONES DEL MODELO DE FAMA Y FRENCH (1993)
PARA CARTERAS EQUIPONDERADAS FORMADAS POR EMPRESAS
PEQUEÑAS, MEDIANAS Y GRANDES, CONSIDERANDO LOS
HORIZONTES TEMPORALES DE 12, 24 Y 36 MESES**

	EMPRESAS PEQUEÑAS	EMPRESAS MEDIANAS	EMPRESAS GRANDES
Panel A: 12 meses			
Constante (%)	-0,2806	-0,1795	-0,3805
Estadístico <i>t</i>	-0,41	-0,13	-0,66
<i>R</i> ² ajustado (%)	71,04	39,62	76,02
Panel B: 24 meses			
Constante (%)	0,6052	0,3033	0,3957
Estadístico <i>t</i>	1,07	0,23	0,72
<i>R</i> ² ajustado (%)	72,54	38,34	69,11
Panel C: 36 meses			
Constante (%)	0,4060	1,3255	-0,2666
Estadístico <i>t</i>	0,89	1,20	-0,56
<i>R</i> ² ajustado (%)	64,67	32,56	71,23

La variable dependiente es el exceso de rentabilidad mensual de una cartera formada con las empresas que hubiesen realizado un *split* en los *t* meses anteriores. Cada mes de calendario la cartera se reajusta eliminando las empresas para las que finaliza el periodo de estudio e incorporando a las que realizaron un *split* en el mes anterior. Se analizan las ventanas de 12, 24 y 36 meses tras el suceso. La muestra de empresas pequeñas consta de 14, 12 y 11 títulos para los horizontes temporales antes citados; la muestra de empresas medianas consta de 28, 27 y 24; y la muestra de empresas grandes consta de 23, 23 y 19 títulos, respectivamente. Todas las regresiones abarcan desde noviembre de 1996 hasta agosto de 2002. Los parámetros se han estimado mediante mínimos cuadrados ordinarios. El estadístico *t* está corregido por heteroscedasticidad por White.

III.2. ANÁLISIS DE LA VOLATILIDAD A LARGO PLAZO

III.2.1. INTRODUCCIÓN

A la vista de los incrementos de las volatilidades a corto plazo tras el *split*, cabe plantearse si dichos incrementos se mantienen a lo largo del tiempo. Si bien un gran número de trabajos estudian el efecto de los *splits* sobre las volatilidades a corto plazo, se ha dedicado escasa atención al análisis de los efectos de los *splits* en un horizonte temporal superior al año.

En la literatura sobre *splits* el incremento en la volatilidad tras este tipo de operación ha sido interpretado como una evidencia en apoyo de diversas teorías explicativas sobre la realización de *splits*, en concreto, la hipótesis del atrincheramiento empresarial y la teoría de la atención. Incrementos de la volatilidad han sido asociados a un aumento en la negociación no informada, lo que a su vez se relaciona con una mayor visibilidad de la empresa en el mercado, que permite atraer la atención de un mayor número de inversores hacia el título. Es por ello que consideramos importante el contraste de los efectos de los *splits* sobre la volatilidad de los títulos desdoblados.

La existencia de incrementos significativos de las volatilidades de los títulos que realizan un desdoblamiento de su valor nominal ampliamente constatada por la literatura en el corto plazo no resulta tan evidente con horizontes temporales superiores a 12 meses. Así, mientras que algunos autores sostienen que los incrementos de las volatilidades persisten en el año siguiente al *split* [Ohlson y Penman (1985); Desai *et al.* (1998); Wulff (2002)] y resultan ser significativamente superiores a la tendencia del mercado, Chen *et al.* (2004) no observan incrementos en el riesgo de los títulos desdoblados después del primer año.

A la vista de la escasa evidencia empírica acerca de las volatilidades a largo plazo en los títulos desdoblados, el propósito de este epígrafe es contrastar los efectos de los *splits* sobre las volatilidades a largo plazo para el caso español. Para ello, comparamos el nivel de volatilidad en el año previo al *split* con el promedio de dicha variable en el primer, el segundo y el tercer año tras la ejecución de la operación.

A la hora de medir la volatilidad e interpretar sus resultados, se tiene en cuenta la posible influencia de diversos factores sobre la magnitud de la varianza de las rentabilidades. En concreto, los resultados obtenidos para la volatilidad pueden verse afectados por la forma de modelizar la volatilidad y el efecto empresa pequeña.

En primer lugar, con el fin de evitar la influencia de la modelización de la volatilidad y garantizar la robustez de los resultados, se analiza la existencia de variaciones significativas en la volatilidad a partir de una medida simple y de un modelo GARCH(1,1). Por lo que se refiere al contraste de los cambios en la volatilidad a través de la volatilidad histórica como medida simple de volatilidad, se utilizan cuatro estadísticos, a saber: el contraste de igualdad de medias, el contraste de la razón de varianzas, el estadístico de Levene modificado y el test de proporcionalidad binomial. De forma alternativa, se estiman los parámetros de una regresión GARCH(1,1) que incluye una variable ficticia que toma valor 1 para las observaciones del periodo post-*split* y 0 para el periodo pre-*split*.

En segundo lugar, la literatura ha destacado el llamado «efecto empresa pequeña». Al estudiar la volatilidad es importante diferenciar entre empresas pequeñas y grandes porque las pequeñas muestran por lo general mayor volatilidad en sus rentabilidades que las empresas grandes [Banz (1981); Reinganum (1981)]. Para aislar la posible influencia

de este factor, se divide la muestra total en tres submuestras en función del tamaño de la empresa, pequeña, mediana o grande.

El presente estudio plantea diversas novedades frente a la literatura existente. En primer lugar, nuestro estudio trata de cubrir una importante laguna en el estudio de los *splits*, ya que si bien se han localizado numerosos estudios de los efectos de este tipo de operación sobre las volatilidades en el corto plazo, la evidencia existente para sus efectos a más de un año se reduce al trabajo de Chen *et al.* (2004). En segundo lugar, frente a estudios anteriores, el presente trabajo basa los contrastes de la existencia de volatilidades a largo plazo en diversos estadísticos y en la estimación de un modelo GARCH(1,1), que resulta adecuado teniendo en cuenta el comportamiento de las volatilidades resultante de nuestro análisis previo. Por último, dado el carácter novedoso de este tipo de operación en el mercado español, hasta la fecha no se contaba con un horizonte temporal suficiente amplio para abordar el análisis de los efectos de los *splits* a largo plazo en la Bolsa española. Por ello, no nos consta que se haya realizado hasta la fecha ningún estudio sobre los efectos de este tipo de operación en el largo plazo para el caso español y pensamos que resulta interesante contrastar si los incrementos en las volatilidades observados a corto plazo persisten cuando se consideran horizontes temporales más amplios.

El resto del epígrafe se estructura de la siguiente forma. A continuación, se describe la muestra y la metodología utilizadas. Seguidamente, se exponen los resultados obtenidos para la muestra completa y para las diferentes submuestras en función del tamaño de la empresa.

■ III.2.2. MUESTRA Y METODOLOGÍA

El objetivo del presente epígrafe es el análisis de los efectos de los *splits* sobre las volatilidades a 1, 2 y 3 años después del *split*. Con el fin de poder interpretar los resultados del estudio de la persistencia del incremento en las volatilidades a largo plazo de forma global junto con los resultados obtenidos para el estudio de las rentabilidades, la liquidez y la actividad negociadora, se utilizan la muestra descrita en el epígrafe III.1.2 para el cálculo de los rendimientos a largo plazo.

Los resultados obtenidos para las empresas de la muestra de *splits* se comparan con las volatilidades para una muestra de control. Al igual que en apartados anteriores, para construir esta muestra de control se casa cada empresa de la muestra de *splits* con una compañía que no haya desdoblado el nominal de sus títulos y que presente tamaño y ratio VC/VM similar.

Dada la amplitud del horizonte temporal considerado para este estudio, la elección de la medida de volatilidad puede ser especialmente importante para evitar la sensibilidad de los resultados a la metodología utilizada.

Para medir la volatilidad se utilizan tradicionalmente las medidas simples, entre las que se encuentra la volatilidad histórica, y las medidas estructuradas, entre las que destacan los modelos tipo GARCH. Para garantizar la robustez de los resultados obtenidos, contrastamos la existencia de variaciones significativas en la volatilidad tras la ejecución de un *split* a partir de ambos tipos de medidas.

En primer lugar, medimos la volatilidad como cuadrado de la rentabilidad diaria, calculada a partir de los precios de cierre diarios. La principal ventaja de esta medida de volatilidad histórica es su sencillez de cómputo. Sin embargo, la ausencia de término independiente en esta medida puede dar lugar a una infravaloración del riesgo. Por otra parte, al atribuir el mismo peso a todas las observaciones, se pueden observar variaciones anormales debidas a rentabilidades atípicas.

En segundo lugar, y por lo que se refiere a las medidas estructuradas de volatilidad, a diferencia de las medidas simples, incluyen un término constante que les permite incorporar la información necesaria para determinar la evolución de la varianza en el largo plazo y contener el concepto de reversión a la media. Es por ello que estas medidas resultan más adecuadas que las medidas simples para los horizontes temporales amplios.

Dentro de las medidas estructuradas de la volatilidad, se plantean los modelos tipo GARCH, ARCH generalizado o modelos de heteroscedasticidad condicional autorregresiva, sugeridos en Bollerslev (1986). En este tipo de medidas se plantean dos ecuaciones, a través de las que se modeliza, por una parte, el precio del título y por otra, el comportamiento de su volatilidad. De esta forma, la propia historia de la serie determina el valor de los parámetros relevantes, siendo los propios valores pasados de la varianza condicional los que determinan la varianza condicional de los residuos. Siguiendo a Bollerslev (1986), el modelo GARCH(p, q) se estima según la expresión [III.12].

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^p \alpha_j \varepsilon_{t-j}^2 + \sum_{k=1}^q \beta_k \sigma_{t-k}^2; \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \quad [\text{III.12}]$$

donde ω , α_j y β_k son los parámetros del modelo, ε_{t-j}^2 es el cuadrado de los residuos de períodos anteriores (término ARCH) y σ_{t-k}^2 representa las predicciones de la varianza para los períodos anteriores a t , conocidas como término GARCH. Con el fin de eliminar la posibilidad de que la varianza condicional sea negativa, se exige la condición de que ω , α_j y $\beta_k > 0$.

Frente a los modelos simples, los modelos estructurados tipo GARCH permiten captar más regularidades empíricas y proporcionan una descripción más detallada del comportamiento de la volatilidad [Robles (2002)]. Esta expresión de la varianza incorpora, al igual que los modelos ARCH, la tendencia a la agrupación de la volatilidad, que es tan evidente en las series de rendimientos financieros.

Siguiendo a Mandelbrot (1963), cambios grandes de precios en los mercados financieros suelen ir seguidos de cambios grandes y lo mismo ocurre con cambios pequeños; sin embargo, el signo de estos cambios es impredecible [Granger *et al.* (2000)].

Las variables financieras, en particular, a menudo exhiben períodos de tranquilidad seguidos por períodos de alta volatilidad, es decir, la volatilidad es variable en el tiempo.

La varianza representada por un modelo GARCH proporciona mayores ponderaciones a las observaciones más recientes, y es por ello que los procesos GARCH son especialmente interesantes para la modelización de los momentos de segundo orden de las series de datos cuando éstos presentan dependencia no lineal multiplicativa.

Para analizar el efecto del *split* sobre las volatilidades de los títulos, se comparan las rentabilidades al cuadrado en el año previo al *split* y en el primer, segundo y tercer año tras la ejecución de la operación. El periodo previo al desdoblamiento finaliza 20 días antes del anuncio del *split*, para evitar el posible efecto contaminante de tal suceso, mientras que el periodo post-*split* comienza el día en que tiene lugar el desdoblamiento del título. Por último, y para examinar la relación entre efectos de medida y cambios en la volatilidad histórica de los títulos desdoblados, se utilizan cuatro tipos de contraste: el test de diferencia de medias, el contraste *F* de la razón de varianzas, el estadístico de Levene modificado y el contraste de proporcionalidad binomial, que fueron descritos en el epígrafe II.2.2.

A pesar del gran número de trabajos que defienden la utilización de modelos GARCH, Kroner *et al.* (1995) indican que la mayor o menor adecuación de las medidas simples o estructuradas de volatilidad depende en gran medida del mercado analizado y de las características de la serie en cuestión. Por otra parte, Nelson (1991) considera que la modelización GARCH puede presentar inconvenientes en cuanto a la interpretación de la persistencia de los shocks de la varianza condicional. Así, existen trabajos que defienden la conveniencia de la volatilidad histórica [McMillan *et al.* (2000); Robles (2002)]. Por este motivo, los modelos que se van a utilizar son la volatilidad histórica y un GARCH(1,1).

En el caso que nos ocupa, estimamos el modelo GARCH(1,1) al que se le añade una variable *dummy* D_t que toma valor 0 para el periodo pre-anuncio y 1 para el periodo post-*split*, quedando la ecuación a estimar según la expresión [III.13].

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \lambda D_t \quad [\text{III.13}]$$

donde ω , α , β y λ son los parámetros a estimar, ε_{t-1}^2 es el cuadrado de los residuos del período anterior, σ_{t-1}^2 representa la predicción de la varianza para el período anterior a t , y D_t es una variable *dummy* que toma valor 1 para el periodo post-*split* y 0 para el período previo al anuncio de *split*.

Si el parámetro asociado a la variable ficticia no resulta ser significativo, no existen diferencias sustanciales entre el nivel de volatilidad previo y posterior al *split*, mientras que un parámetro λ significativo positivo supondría un incremento de la volatilidad tras el *split*.

III.2.3. RESULTADOS

En primer lugar, los resultados del análisis de las volatilidades, medidas como cuadrado de las rentabilidades diarias, para la muestra total se exponen en la Tabla III.6. La primera columna muestra el periodo considerado, expresado en meses. El periodo pre-*split* finaliza 20 días antes del anuncio de desdoblamiento, mientras que el periodo post-*split* comienza el día de la ejecución. Las columnas segunda y tercera muestran las volatilidades medias pre- y post *split* respectivamente, calculadas como cuadrado de las rentabilidades diarias obtenidas a partir de los precios de cierre. La cuarta columna muestra la variación, en términos porcentuales, experimentada por el promedio de la volatilidad post-*split* con

TABLA III.6

CAMBIO DE LA VOLATILIDAD TRAS LA EJECUCIÓN DEL SPLIT PARA LOS AÑOS 1, 2 Y 3. MEDIDA SIMPLE

AÑO	N	MEDIA PRE-SPLIT	MEDIA POST-SPLIT	VARIACIÓN (%)	t	F	W ₀	Z
Panel A: Muestra de <i>splits</i>								
1	65	0,000592 (0,000161)	0,000615 (0,000175)	3,89 (8,69)	0,59	1,01 ^a	0,93	0,89
2	62	0,000587 (0,000157)	0,000638 (0,000241)	8,69 (53,50)	0,93	1,16 ^a	1,43	1,52
3	54	0,000581 (0,000149)	0,000647 (0,000226)	11,36 (51,68)	1,22	1,23 ^a	1,57	1,36
Panel B: Muestra de control								
1	65	0,000506 (0,000128)	0,000528 (0,000180)	4,34 (40,72)	0,57	1,08 ^a	1,10	1,12
2	62	0,000483 (0,000119)	0,000512 (0,000146)	6,00 (22,69)	0,58	1,25 ^a	1,29	1,36
3	54	0,000501 (0,000124)	0,000580 (0,000278)	15,77 (124,19)	1,39	1,08 ^a	0,92	1,36

La primera columna muestra el periodo considerado, expresado en meses. El periodo pre-*split* finaliza 20 días antes del anuncio de desdoblamiento, mientras que el periodo post-*split* comienza el día de la ejecución. Las columnas segunda y tercera muestran las volatilidades medias pre- y post *split* respectivamente, calculadas como cuadrado de las rentabilidades diarias obtenidas a partir de los precios de cierre. Los valores bajo las volatilidades medias, entre paréntesis, son las medianas. La cuarta columna muestra la variación, en términos porcentuales, experimentada por el promedio de la volatilidad post-*split* con respecto a la media pre-*split*. La quinta columna representa el estadístico *t*, para el contraste de diferencia de medias. La sexta columna muestra el test *F* de igualdad de varianzas y la séptima muestra el test de Levene modificado (*W*₀). La última columna muestra el valor del estadístico *Z*, para el contraste estadístico de proporcionalidad binomial. El Panel A presenta los resultados para la muestra de *splits* y el Panel B para una muestra de control formada por empresas que no realizan *splits* y que presentan tamaño y ratio VC/VM a las empresas cuyos títulos han sido desdoblados. Las muestras de *splits* y de control están constituidas por 65 títulos para el año 1, 62 para el año 2, y 54 para el año 3.

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

respecto a la media *pre-split*. Las columnas siguientes representan los valores del estadístico t para el contraste de diferencia de medias, el test F de igualdad de varianzas, el test de Levene modificado (W_0) y el estadístico Z para el contraste estadístico de proporcionalidad binomial. El Panel A presenta los resultados para la muestra de *splits* y el Panel B para una muestra de control formada por empresas que no realizan *splits* y que presentan tamaño y ratio VC/VM a las empresas cuyos títulos han sido desdoblados.

Como se puede observar a partir de la Tabla III.6, no se detectan variaciones significativas de la volatilidad en los tres horizontes considerados con respecto al nivel medio existente en el año anterior al *split*, tanto para la muestra de títulos desdoblados como para la muestra de control. Así, los incrementos observados en las volatilidades a corto plazo resultan ser un fenómeno pasajero.

Por otra parte, con el fin de garantizar la robustez de los anteriores resultados, se estiman los parámetros del modelo GARCH(1,1) con una variable ficticia que toma valor cero para el periodo *pre-split* y uno para el periodo posterior al desdoblamiento. Como paso previo a la estimación del modelo, hemos comprobado que se cumple la condición necesaria de estacionariedad de las rentabilidades⁵⁵.

La Tabla III.7 muestra los valores estimados para los parámetros de la regresión del modelo GARCH(1,1) con variable ficticia para la diferencia logarítmica del promedio de las cotizaciones de los títulos, según la expresión [III.13]. El Panel A presenta los resultados para la muestra de *splits* y el Panel B para una muestra de control formada por empresas que no desdoblan sus títulos y que presentan tamaño y ratio VC/VM similar a las empresas cuyos títulos han sido desdoblados. Al igual que para los contrastes realizados anteriormente, las muestras de *splits* y de control están constituidas por 65 títulos para el periodo de 12 meses, 62 para el periodo de 24 meses, y 54 para el periodo de 36 meses.

Como se puede observar en la Tabla III.7, la variable *dummy*, que representa el sub-periodo (*pre-/post-split*) no resulta ser significativamente distinta de cero a un nivel de confianza del 90% para ninguno de los tres periodos considerados ni en la muestra de *splits* ni en la de control. Este resultado apoya el obtenido para los contrastes utilizados anteriormente.

Con el fin de analizar con más detalle los resultados obtenidos para la muestra completa, cabe plantearse la posible incidencia del tamaño de la empresa en la volatilidad a largo plazo, ya que, basándose en el «efecto empresa pequeña», dos teorías explicativas de la realización de *splits*, en concreto, las hipótesis del atrincheramiento empresarial y de la atención, postulan que incrementos en las volatilidades significativamente superiores para los títulos de empresas pequeñas apoyarían la entrada de pequeños accionistas atraídos por la mayor «visibilidad» de la empresa en el mercado tras el *split*.

⁵⁵ Ver análisis previo de las series de rentabilidades en Anexo A.2.

TABLA III.7

CAMBIO DE LA VOLATILIDAD TRAS LA EJECUCIÓN DEL *SPLIT* PARA LOS AÑOS 1, 2 Y 3. GARCH(1,1)

AÑO 1	AÑO 2	AÑO 3	
Panel A: Muestra de <i>splits</i>			
C	0,0011 (0,0493)	0,0001 (0,8246)	0,0013 (0,3428)
DLOGPROMEDIO(-1)	0,1504 (0,0010)	0,0461 (0,1986)	0,1782 (0,0000)
C	7,46E-06 (0,0751)	4,86E-05 (0,1664)	0,0001 (0,0553)
ARCH(1)	0,0526 (0,0112)	-0,0022 (0,4536)	-0,0062 (0,0005)
GARCH(1)	0,9071 (0,0000)	0,9149 (0,0000)	0,6522 (0,0000)
Dummy	-1,48E-06 (0,3309)	-3,57E-05 (0,1807)	8,25E-05 (0,1916)
Log verosimilitud	1.483,68	1.257,76	1.399,73
Panel B: Muestra de control			
C	0,0006 (0,0424)	0,0010 (0,3183)	-0,0023 (0,0013)
DLOGPROMEDIO(-1)	0,1446 (0,0039)	0,0063 (0,9037)	0,0208 (0,7014)
C	1,34-E05 (0,0221)	0,0002 (0,0032)	0,0004 (0,0000)
ARCH(1)	0,1708 (0,0004)	0,1671 (0,0031)	0,1595 (0,0000)
GARCH(1)	0,7782 (0,0000)	0,5041 (0,0008)	0,5741 (0,0009)
Dummy	1,59E-05 (0,1095)	1,27E-05 (0,6237)	3,52E-05 (0,5178)
Log verosimilitud	1.187,38	1.174,08	1.009,18

Parámetros del modelo GARCH (1,1) con variable *dummy* para las diferencias logarítmicas del promedio de los precios de los títulos desdoblados ponderados por el valor de mercado. Entre paréntesis, bajo los valores de los parámetros, se muestran los p-valores asociados a los mismos. La variable *dummy* toma valor 0 para el periodo pre-*split* y 1 para el periodo post-*split*.

Para contrastar la influencia del «efecto empresa pequeña», se dividen las empresas de la muestra de *splits* en tres grupos en función de su tamaño, medido a partir de su volumen de activos. Las empresas medianas son aquellas cuyo valor contable del activo se

encuentra entre el 70% y el 130% del valor contable del activo medio del SIBE. Las empresas pequeñas son aquellas cuyo volumen de activos es inferior al 70% y las grandes son aquellas cuyo volumen de activos es superior al 130%. A partir de este criterio, la muestra de empresas pequeñas consta de 14, 12 y 11 títulos para los años 1, 2 y 3, respectivamente; la muestra de empresas medianas consta de 28, 27 y 24; y la muestra de empresas grandes consta de 23, 23 y 19 títulos, respectivamente.

Las muestras de control están formadas por empresas que no realizan *splits* y que presentan tamaño y ratio VC/VM similar a las empresas cuyos títulos han sido desdoblados. Al asignar a cada empresa de la muestra de *splits* una compañía de control, el grupo de control consta del mismo número de títulos que los subgrupos de *splits* correspondientes.

Siguiendo la metodología aplicada anteriormente, se calculan diversos estadísticos para contrastar la existencia de variaciones significativas en la volatilidad tras el *split*. El panel A de la Tabla III.8 muestra los resultados obtenidos.

TABLA III.8

CAMBIO DE LA VOLATILIDAD TRAS LA EJECUCIÓN DE *SPLIT* EN FUNCIÓN DEL TAMAÑO DE LA EMPRESA. MEDIDA SIMPLE

PERIODO	SUBMUESTRA	N	MEDIA PRE-SPLIT	MEDIA POST-SPLIT	VARIACIÓN (%)	t	F	W ₀	Z
Panel A: Muestra de <i>splits</i>									
Año 1	Pequeña	14	0,000734 (0,000289)	0,000713 (0,000257)	-2,86 (-11,07)	-1,28	0,98 ^a	1,28	-1,07
	Mediana	28	0,000749 (0,000302)	0,000699 (0,000243)	-6,67 (-19,54)	-1,42	0,93 ^a	1,57	-1,51
	Grande	23	0,000312 (0,000146)	0,000415 (0,000189)	33,01 (29,45)	2,77 ^a	1,46 ^a	2,78 ^c	1,88 ^c
Año 2	Pequeña	12	0,000725 (0,000286)	0,000812 (0,000405)	12,00 (41,61)	1,59	1,37 ^a	1,21	1,15
	Mediana	27	0,000739 (0,000314)	0,000732 (0,000305)	-0,95 (-2,87)	-0,15	1,02 ^a	1,13	-0,58
	Grande	23	0,000326 (0,000145)	0,000397 (0,000172)	21,79 (18,62)	3,04 ^a	1,54 ^a	1,52	3,54 ^a
Año 3	Pequeña	11	0,000727 (0,000289)	0,000862 (0,000457)	18,57 (58,13)	4,18 ^a	1,65 ^a	1,55	3,32 ^a
	Mediana	24	0,000721 (0,000272)	0,000702 (0,000259)	-2,63 (-4,78)	-1,42	1,08 ^a	1,04	-1,63
	Grande	19	0,000343 (0,000157)	0,000377 (0,000168)	9,91 (7,01)	2,34 ^a	1,32 ^a	1,42	2,06 ^a

TABLA III.8 (conclusión)

CAMBIO DE LA VOLATILIDAD TRAS LA EJECUCIÓN DE *SPLIT* EN FUNCIÓN DEL TAMAÑO DE LA EMPRESA. MEDIDA SIMPLE

PERIODO	SUBMUESTRA	N	MEDIA PRE- <i>SPLIT</i>	MEDIA POST- <i>SPLIT</i>	VARIACIÓN (%)	t	F	W ₀	Z
Panel B: Muestra de control									
Año 1	Pequeña	14	0,000684 (0,000324)	0,000716 (0,000368)	4,68 (13,58)	1,35	1,18 ^a	1,28	1,07
	Mediana	28	0,000582 (0,000205)	0,000585 (0,000212)	0,52 (3,41)	0,12	1,08 ^a	1,57	0,38
	Grande	23	0,000312 (0,000136)	0,000355 (0,000162)	13,78 (19,12)	1,65 ^c	1,42 ^a	2,43	1,46
Año 2	Pequeña	12	0,000655 (0,000317)	0,000702 (0,000355)	7,18 (11,99)	1,41	1,34 ^a	2,21	1,15
	Mediana	27	0,000589 (0,000217)	0,000572 (0,000199)	-2,89 (-8,29)	-1,04	1,04 ^a	1,13	-1,35
	Grande	23	0,000309 (0,000135)	0,000359 (0,000168)	16,18 (24,44)	2,03 ^b	1,58 ^a	3,52 ^c	2,29 ^a
Año 3	Pequeña	11	0,000646 (0,000308)	0,000632 (0,000293)	-2,17 (-4,87)	-1,27	1,09 ^a	1,05	-0,90
	Mediana	24	0,000572 (0,000271)	0,000609 (0,000290)	6,47 (7,01)	1,60	1,13 ^a	1,04	1,22
	Grande	19	0,000324 (0,000166)	0,000475 (0,000192)	47,22 (15,66)	4,27 ^a	2,59 ^a	3,42 ^c	3,90 ^a

Cambio de la volatilidad tras la ejecución de *split* en función del tamaño de la empresa. Medida simple. Las dos primeras columnas de resultados de la tabla muestran las volatilidades medias pre- y post *split*, calculadas como cuadrado de las rentabilidades diarias, para los distintos horizontes considerados. La tercera columna muestra la variación, en términos porcentuales, experimentada por el promedio de la volatilidad post-*split* con respecto a la media pre-*split*. La cuarta columna representa el estadístico *t*, para el contraste de diferencia de medias. La quinta columna muestra el test *F* de igualdad de varianzas y la séptima muestra el test de Levene modificado (*W*₀). Las dos últimas columnas muestran la probabilidad de que la volatilidad post *split* sea superior a la pre *split* y el estadístico *Z*, para el contraste estadístico de proporcionalidad binomial. Para examinar las volatilidades en función del tamaño de la empresa, se forman tres grupos: empresas pequeñas, medianas y grandes, siendo las empresas medianas las que presentan un volumen de activos entre el 70% y 130% del valor contable del activo medio del SIBE, y las empresas pequeñas y grandes aquellas cuyos activos se encuentran por debajo y por encima de ese intervalo, respectivamente. La muestra de empresas pequeñas consta de 14, 12 y 11 títulos para los años 1, 2 y 3, respectivamente; la muestra de empresas medianas consta de 28, 27 y 24; y la muestra de empresas grandes consta de 23, 23 y 19 títulos, respectivamente.

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

Como se puede observar a partir de la tabla, para el año siguiente al *split* sólo se observan incrementos en la volatilidad de las empresas grandes, tanto en la muestra de *splits* como en el grupo de control, para niveles de confianza del 99% y 90% respectivamente.

Para el año 2, se observan, asimismo, aumentos en las volatilidades de las empresas grandes, tanto en la muestra de *splits* como en el grupo de control, para niveles de confianza del contraste de la *t* del 99% y del 90%, respectivamente.

Por último, en el tercer año después del *split* se observan aumentos de las volatilidades para las empresas pequeñas y grandes para un nivel de confianza del 99%, mientras que para la muestra de control sólo se observa un incremento de la volatilidad para las empresas de mayor tamaño para un nivel de confianza del 99%.

Por tanto, la volatilidad de las empresas que desdoblan sus títulos sigue en gran medida las pautas de la volatilidad del resto de empresas del mercado. Sólo se obtienen diferencias con respecto a la tendencia observada en el mercado para las empresas pequeñas en el año 3. Sin embargo, consideramos que este comportamiento no es suficientemente relevante como para apoyar la existencia de variaciones anormales en la volatilidad de los títulos desdoblados a largo plazo.

Los incrementos significativos observados en el comportamiento de la volatilidad de los títulos desdoblados de las empresas grandes no resultan coherentes con la hipótesis de la atención, puesto que esta teoría sostiene que son las empresas pequeñas y medianas, menos visibles en el mercado, las más proclives a desdoblar el nominal de sus títulos con el fin de llamar la atención de los agentes del mercado. Por otra parte, también en la muestra de control se observan incrementos significativos en la volatilidad de las empresas de mayor tamaño, por lo que los resultados obtenidos para la muestra parecen obedecer a la tendencia general del mercado.

Sólo se encuentra evidencia en apoyo de la teoría de la atención para el tercer año después del *split* al obtenerse un incremento significativo en la volatilidad no observado para la muestra de control.

Como en el caso de la muestra total, se complementan los resultados obtenidos con la estimación de los parámetros de un modelo GARCH(1,1) que incorpora una variable ficticia relativa al periodo considerado, anterior o posterior al suceso. Los resultados para las distintas submuestras consideradas se exponen en la Tabla III.9.

Por un lado, como se puede observar en el Panel A de la Tabla III.9, no se observan cambios significativos en las volatilidades para el año siguiente al *split* para ninguna de las tres submuestras consideradas en función del tamaño de la empresa. En la muestra de control (Panel B) tampoco se observan variaciones significativas.

Para el segundo año después del *split* se observa un incremento significativo de la volatilidad para el grupo de empresas grandes, tanto en la muestra de *splits* como en la muestra de control, para niveles de confianza del 99% y 95%, respectivamente.

Por último, para el tercer año después del *split* se incrementa significativamente la volatilidad para las empresas pequeñas y grandes que desdoblan sus títulos. Para la mues-

TABLA III.9

CAMBIO DE LA VOLATILIDAD TRAS LA EJECUCIÓN DEL *SPLIT* EN FUNCIÓN DE TAMAÑO EMPRESA. GARCH(1,1)

	AÑO 1			AÑO 2			AÑO 3		
	P	M	G	P	M	G	P	M	G
Panel A: Muestra de <i>splits</i>									
C	-0,0005 (0,7381)	-0,0004 (0,7137)	0,0013 (0,0941)	-0,0012 (0,0588)	0,0048 (0,5742)	0,0037 (0,0955)	0,0001 (0,8548)	-0,0008 (0,5337)	0,0018 (0,0986)
DLOGPROMEDIO(-1)	-0,2243 (0,0002)	0,1645 (0,0006)	0,0636 (0,1400)	-0,0275 (0,4070)	0,0937 (0,0010)	0,0872 (0,3541)	-0,0666 (0,0316)	0,1651 (0,0013)	0,0783 (0,1206)
C	0,0002 (0,0000)	4,39E-05 (0,0195)	9,05E-06 (0,0026)	5,49E-05 (0,0000)	4,08E-05 (0,1374)	6,55E-06 (0,0052)	7,65E-05 (0,0000)	7,05E-05 (0,0023)	9,58E-06 (0,0039)
ARCH(1)	0,1468 (0,0000)	0,1112 (0,0010)	0,0411 (0,0000)	0,4498 (0,0000)	0,1006 (0,0000)	0,0476 (0,0000)	0,1950 (0,0000)	0,1636 (0,0012)	0,0139 (0,0083)
GARCH(1)	0,5624 (0,0000)	0,8395 (0,0000)	0,9400 (0,0000)	0,5529 (0,0000)	0,7939 (0,0000)	0,8502 (0,0000)	0,6578 (0,0000)	0,6817 (0,0000)	0,9032 (0,0000)
Dummy	-2,04E-05 (0,2311)	-1,52E-05 (0,1993)	-6,75E-07 (0,7483)	3,47E-05 (0,1109)	-9,08E-06 (0,2073)	8,24E-05 (0,0001)	4,99E-05 (0,0000)	-1,94E-05 (0,1955)	6,58E-05 (0,0001)
Log verosimilitud	1526,14	1509,33	1389,03	1286,47	1321,52	1390,75	1295,48	1345,59	1173,25
Panel B: Muestra de control									
C	0,0010 (0,6203)	0,0205 (0,0982)	-1,83E-05 (0,9786)	0,0004 (0,5653)	-0,0013 (0,3302)	0,0019 (0,1360)	0,0003 (0,4509)	0,0007 (0,0903)	0,0014 (0,0040)
DLOGPROMEDIO(-1)	0,1466 (0,0001)	0,1953 (0,0107)	-0,0111 (0,8563)	0,1102 (0,0008)	0,0516 (0,3300)	0,1334 (0,0051)	-0,0945 (0,0003)	-0,06541 (0,0283)	0,1393 (0,0000)
C	0,0017 (0,0000)	6,13E-05 (0,0001)	7,17E-05 (0,0000)	3,66E-05 (0,0001)	2,99E-05 (0,0067)	4,49E-05 (0,0986)	7,40E-05 (0,0000)	3,04E-05 (0,0000)	1,85E-06 (0,0336)
ARCH(1)	0,1842 (0,0000)	0,1305 (0,0003)	0,3371 (0,0000)	0,1018 (0,0000)	0,0506 (0,0011)	0,0420 (0,0314)	0,3283 (0,0000)	0,1481 (0,0000)	0,0540 (0,0000)
GARCH(1)	0,5811 (0,0000)	0,6504 (0,0000)	0,4045 (0,0000)	0,8467 (0,0000)	0,9055 (0,0000)	0,9124 (0,0000)	0,4302 (0,0000)	0,7510 (0,0000)	0,9439 (0,0000)
Dummy	5,78E-06 (0,5837)	2,35E-05 (0,1893)	2,88E-06 (0,7340)	6,73E-06 (0,2301)	-5,17E-08 (0,9897)	5,37E-05 (0,0160)	-4,13E-05 (0,1768)	1,04E-06 (0,7275)	4,10E-05 (0,0204)
Log verosimilitud	1490,24	1217,39	1003,66	1283,72	1152,87	1283,54	1298,20	1174,86	1257,46

Parámetros del modelo GARCH (1,1) con variable *dummy* para las diferencias logarítmicas del promedio de los precios de los títulos desdoblados ponderados por el valor de mercado. Entre paréntesis, bajo los valores de los parámetros, se muestran los p-valores asociados a los mismos. En los Paneles A y B se muestran los resultados para las submuestras de empresas pequeñas (P), medianas (M) y grandes (G) en la muestra de *splits* y de control, respectivamente. La variable *dummy* toma valor 0 para el periodo pre-*split* (año anterior al anuncio del *split*) y 1 para el periodo post-*split* (años 1, 2 y 3 tras el desdoblamiento).

tra de control (Panel B), sólo se observan variaciones significativas para las empresas grandes para un nivel de confianza del 95%.

Por tanto, al igual que en el caso anterior, las variaciones observadas en la muestra de *splits* parecen obedecer a una tendencia observada también en las empresas del grupo de control y, por tanto, no relacionada con la realización del *split*, resultado de comparar el nivel de volatilidad medio en el año previo al anuncio de *split*, con los niveles en el primer, segundo y tercer año tras la operación.

Sólo en el tercer año se observa un incremento significativo de la volatilidad de las empresas pequeñas de la muestra de *splits*, por lo que no se encuentra apoyo suficiente a la hipótesis de la atención.

Por otra parte, la inexistencia de variaciones significativas en la volatilidad para la muestra total de *splits* no permite apoyar la hipótesis del atrincheramiento empresarial.

III.3. ANÁLISIS DE LA LIQUIDEZ A LARGO PLAZO

■ III.3.1. INTRODUCCIÓN

La principal motivación para realizar *splits* declarada por los directivos en las encuestas es mejorar la liquidez de los títulos de la empresa [Baker y Gallagher (1980); Baker y Powell (1993); Yagüe (2002b)]. Desde la teoría de la liquidez, se supone que lo que los directivos buscan al desdoblar el nominal de los títulos es incrementar la liquidez de los mismos de forma permanente con el fin de que éstos resulten más atractivos y aumente su negociación. La hipótesis del atrincheramiento empresarial, por otra parte, sostiene que los directivos de las empresas que desdoblan el nominal de sus acciones pretenden incrementar la participación del pequeño accionista que puede verse atraído, entre otras razones, por la mayor facilidad para convertir el título en efectivo en el momento deseado.

En el sentido en que apuntan estas teorías, la elevada liquidez se presentaría como un factor a tener en cuenta en la valoración de los títulos y debería tratarse de una ventaja estable a lo largo del tiempo. Las empresas pueden decidir desdoblar el valor nominal de sus títulos, según estas teorías, con el fin de mejorar la liquidez y la actividad negociadora de los mismos. Sin embargo, los resultados obtenidos en el análisis de los efectos de los *splits* sobre la liquidez a corto plazo, realizado en el epígrafe II.3, no permiten apoyar esta teoría. Cabe analizar si la reducción de la liquidez observada para los periodos inferiores a 100 días es pasajera o, por el contrario, persiste a largo plazo.

Los escasos trabajos que analizan los efectos de los *splits* sobre la liquidez a largo plazo arrojan resultados contradictorios. Así, Wulff (2002) y Copeland (1979) observan una reducción significativa en el volumen negociado en el año siguiente al desdoblamiento, y Defeo y Jain (1991) concluyen que se produce una caída permanente en el número de acciones intercambiadas diariamente, como mínimo, durante los dos años posteriores al *split*. Por el contrario, otros autores, como Murray (1985), Lakonishok y Lev (1987), Desai *et al.* (1998) y Goyenko *et al.* (2005), afirman que esta operación no tiene ningún efecto permanente sobre el volumen negociado, mientras que el estudio de Elfakhani y Lung (2003) para la bolsa canadiense muestra un incremento del volumen negociado corregido por el factor del *split* y un aumento del número de transacciones diarias incluso dos años después de la ejecución del mismo. Por otra parte, Elfakhani y Lung (2003) encuentran una caída significativa en la horquilla absoluta en los dos años siguientes al *split*.

El objetivo del presente epígrafe es contrastar la existencia de diferencias significativas entre los niveles pre- y post-*split* de la liquidez y de la actividad negociadora de los títulos desdoblados en los tres años siguientes al desdoblamiento. Para ello se consideran como medidas de liquidez la horquilla absoluta, la horquilla relativa y la profundidad, mientras que se mide la actividad negociadora a través del volumen negociado, el número de transacciones diarias, el tamaño medio de transacción y el porcentaje de días sin negociación.

El resto del epígrafe se estructura de la siguiente forma. En primer lugar, se expone la metodología utilizada para el contraste de la significatividad de las variaciones en la liquidez. En segundo lugar, se describe la muestra utilizada, así como los resultados obtenidos para la muestra completa y para las diferentes submuestras en función del tamaño de empresa.

■ III.3.2. MUESTRAS Y METODOLOGÍA

Con objeto de hacer comparables los resultados, se tomará la misma muestra considerada para el análisis de la distribución de las rentabilidades a largo plazo, descrita en el epígrafe III.1.2.

Al igual que en los análisis anteriores, con el fin de garantizar que los cambios significativos en las variables, si los hubiere, se deben al desdoblamiento del título y no a una tendencia general del mercado, se considera una muestra de control que es resultado de casar cada empresa de la muestra con una compañía de tamaño y ratio VC/VM similar.

Por lo que respecta a la metodología utilizada, al igual que en el análisis de los efectos a corto plazo sobre la liquidez, realizado en el epígrafe II.3, para medir la variable liquidez utilizaremos las variables horquilla y profundidad corregidas por el factor del *split*. Ahora bien, a diferencia del análisis a corto plazo, en este análisis a largo plazo merece la pena

detenerse a estudiar el comportamiento de la horquilla absoluta, calculada según la expresión [II.17], ya que si bien en el corto plazo se reduce significativamente al desdoblar el valor del título, si es cierta la teoría que sostiene que las empresas realizan un *split* para dejar un mayor margen de revalorización futura en el título, en el largo plazo podrían aumentar las cotizaciones de los títulos y con ello, la diferencia entre los precios *bid* y *ask*.

Por lo que se refiere a las variables de medida de la actividad negociadora, se calcula el volumen negociado corregido por el factor del *split*, el número de transacciones, el tamaño medio de la transacción y el número medio de días sin negociación.

Al igual que en casos anteriores, analizamos el efecto del *split* sobre las variables de liquidez y actividad negociadora a través de la comparación entre los niveles previos y posteriores a dicho suceso. Se emplea el estadístico *t* de contraste de medias, con el fin de contrastar la significatividad de las diferencias entre los valores medios de las distintas variables, calculados comparando el promedio para el año anterior al *split* con el promedio del primer, segundo y tercer año después del *split* respectivamente, siendo la hipótesis nula a contrastar la igualdad de medias de los dos periodos, expuesta en la expresión [II.15]. Como en el caso del estudio de la volatilidad, el promedio para el año anterior al *split* se calcula con los mismos títulos que forman la muestra de *splits*, que consta de 65 títulos para el primer año después del suceso, 62 títulos para el segundo año y 54 para el tercero.

■ III.3.3. RESULTADOS

Con el objetivo de contrastar la existencia de variaciones significativas a largo plazo tras el *split*, se analizan distintas variables de liquidez y actividad negociadora. Así, en la Tabla III.10 se muestra la media diaria de las distintas variables empleadas para la muestra de *splits* y para el grupo de control. Los Paneles A, B y C muestran los valores medios diarios para la horquilla efectiva absoluta (*HA*), la horquilla relativa (*HR*), la profundidad (*Prof*), el tamaño medio de las órdenes (*TMT*), el volumen negociado (*V*), el número de transacciones (*NT*) y el número medio de días sin negociación (*DNN*) para la muestra de *splits* y una muestra de control para la comparación del nivel existente en el año anterior al *split* y los observados en el primer, segundo y tercer año después de la operación, respectivamente. Se muestra el valor de la media y de la mediana en el periodo anterior y posterior al desdoblamiento y el test *t* de diferencia de medias entre el valor pre- y post- *split* para cada variable y para la muestra de *splits* y la de control.

Como se puede comprobar en la tabla III.10, por lo que se refiere a la muestra de *splits*, sólo la reducción de la horquilla absoluta resulta ser estadísticamente significativa a un 95% de confianza en los tres años siguientes al *split*, lo que concuerda con lo esperable teóricamente, ya que tras el *split* el precio del título se ha reducido de forma importante.

TABLA III. 10

CONTRASTE DE DIFERENCIA DE MEDIAS ENTRE MEDIDAS DE LIQUIDEZ Y DE ACTIVIDAD NEGOCIADORA PRE- Y POST-SPLIT

	HA	HR	PROF	V	NT	TMT	DNN
Panel A: Año 1							
Media pre-(muestra)	0,2854 (0,2783)	0,0156 (0,0096)	11.037,36 (10.985,92)	716.615,82 (702.301,22)	204,98 (196,52)	3.496,03 (3.225,63)	0,4123 (0,3527)
Media post-(muestra)	0,1705 (0,1692)	0,0167 (0,0139)	9.798,28 (9.785,24)	639.823,85 (618.253,19)	279,11 (267,43)	2.292,37 (2.069,35)	0,3722 (0,2986)
<i>t</i> muestra	-2,23 ^b	1,49	-1,57	-1,89 ^c	2,25 ^b	-2,87 ^a	-0,95
Media pre-(control)	0,2655 (0,2631)	0,0178 (0,0139)	2.356,33 (2.342,87)	199.548,24 (178.098,17)	213,75 (202,81)	933,56 (902,47)	0,4133 (0,3549)
Media post-(control)	0,2715 (0,2688)	0,0183 (0,0142)	2.572,14 (2.538,05)	208.446,21 (183.982,06)	237,55 (217,06)	877,48 (841,39)	0,3935 (0,3301)
<i>t</i> control	0,92	0,57	1,26	0,77	0,87	-1,62	-0,36
Panel B: Año 2							
Media pre-(muestra)	0,2849 (0,2879)	0,0157 (0,0099)	11.043,86 (10.987,51)	714.657,55 (692.387,96)	208,49 (197,46)	3.427,77 (3.196,52)	0,4131 (0,3539)
Media post-(muestra)	0,1868 (0,1832)	0,0163 (0,0137)	11.186,49 (11.152,07)	689.128,03 (663.478,59)	231,58 (214,92)	2.975,76 (2.795,05)	0,3692 (0,2768)
<i>t</i> muestra	-1,99 ^b	1,07	-0,89	-1,24	1,48	-1,61	-1,56
Media pre-(control)	0,2672 (0,2628)	0,0179 (0,0139)	2.347,36 (2.285,39)	201.368,21 (189.056,30)	209,07 (198,94)	963,16 (936,11)	0,4142 (0,3582)
Media post-(control)	0,2719 (0,2702)	0,0189 (0,0153)	2.586,03 (2.509,67)	210.453,92 (196.867,36)	229,85 (210,35)	915,61 (886,04)	0,3894 (0,3287)
<i>t</i> control	1,12	0,75	1,59	1,35	1,37	-1,53	-0,84
Panel B: Año 3							
Media pre-(muestra)	0,2837 (0,2814)	0,0158 (0,0102)	11.049,53 (10.989,36)	713.859,31 (689.472,55)	206,50 (195,07)	3.456,95 (3.207,28)	0,4127 (0,3529)
Media post-(muestra)	0,2096 (0,2059)	0,0161 (0,0132)	11.198,34 (11.158,26)	711.743,08 (682.593,41)	213,47 (201,69)	3.334,16 (3.176,83)	0,3892 (0,3018)
<i>t</i> muestra	-1,97 ^b	0,22	0,43	0,29	1,28	-1,46	-1,37
Media pre-(control)	0,2659 (0,2647)	0,0179 (0,0138)	2.345,28 (2.282,31)	203.571,82 (192.586,77)	211,53 (200,08)	962,38 (935,19)	0,4098 (0,3502)
Media post-(control)	0,2718 (0,2701)	0,0192 (0,0162)	2.542,71 (2.496,08)	209.425,08 (196.682,38)	235,80 (215,04)	888,15 (842,67)	0,3971 (0,3418)
<i>t</i> control	0,82	0,89	1,52	1,48	1,57	-1,58	-0,55

Los Paneles A, B y C muestran los valores medios diarios para horquilla efectiva absoluta (HA), horquilla relativa (HR) y profundidad (Prof), tamaño medio de las órdenes (TMT), volumen negociado (V), número de transacciones (NT) y número medio de días sin negociación (DNN) para la muestra de *splits* y una muestra de control para la comparación entre el año anterior al anuncio y el primer, segundo y tercer año posteriores al *split*, respectivamente. Bajo los valores medios, entre paréntesis, se muestran las medianas. La muestra de control se ha construido casando cada empresa de la muestra con una compañía de tamaño y ratio VC/VM similar, a ser posible de su propio sector, que no ha desdoblado el nominal de sus títulos en el periodo considerado. Se muestra el valor de la media en el periodo anterior y posterior al desdoblamiento y el test *t* de diferencia de medias entre el valor pre- y post- *split* para cada variable y para la muestra de *splits* y la de control. Las muestras de *splits* y de control están constituidas por 65 títulos para el año 1, 62 para el año 2, y 54 para el año 3.

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

En el año siguiente al *split*, aparte de la horquilla absoluta, muestran variaciones significativamente distintas a los niveles previos al desdoblamiento las variables relativas al volumen negociado, el número de transacciones y el tamaño medio de transacción. En concreto, el volumen negociado corregido por el factor del *split* muestra una reducción significativa al 90% de confianza mientras que el número de transacciones experimenta un incremento significativo al 95%; con ello, el tamaño medio de cada transacción muestra una reducción significativa al 99% para dicho periodo. Ello podría deberse al aumento de las compras realizadas por pequeños accionistas, a los que les resulta más fácil adquirir los títulos tras el desdoblamiento con el fin de diversificar sus carteras. Este resultado puede apoyar las hipótesis de la atención y del atrincheramiento empresarial, según las cuales las empresas realizan *splits* para llamar la atención de los agentes del mercado y para aumentar la participación de los pequeños accionistas, respectivamente.

En los dos años siguientes al *split*, sólo la horquilla absoluta y el tamaño medio de transacción muestran reducciones significativas al 90% y al 95% de confianza, respectivamente, en comparación con sus niveles anteriores a la operación de desdoble.

Por último, en los tres años siguientes al *split*, la única variable que muestra una reducción significativa es la horquilla absoluta. No se observan efectos persistentes de los *splits* en el resto de medidas de liquidez y de actividad negociadora, lo que permite afirmar que tras los efectos observados en el corto plazo las distintas variables retoman valores medios similares a los existentes antes del anuncio de la operación de desdoblamiento.

Por lo que respecta a la muestra de control, no se aprecian variaciones significativas en ninguna de las variables consideradas. Por tanto, las variaciones significativas observadas para la muestra de *splits* son imputables a la operación de desdoblamiento y no a una tendencia general del mercado.

Los resultados obtenidos para la muestra total se encuentran en la línea de Wulff (2002), que observa una reducción del volumen negociado en el año siguiente al *split* para la bolsa alemana, y de los trabajos que afirman que esta operación no tiene ningún efecto permanente sobre el volumen negociado [Murray (1985); Lakonishok y Lev (1987); Desai *et al.* (1998)]. La reducción significativa observada en la horquilla absoluta apoya el resultado obtenido por Elfakhani y Lung (2003).

Por tanto, tampoco en el largo plazo se observa mejoría de la liquidez de los títulos desdoblados. Si bien en el Capítulo I se obtuvo evidencia parcial en apoyo de la teoría de la liquidez, en concreto, a favor de la hipótesis del rango óptimo, no se observa que el mayor margen concedido a la cotización del título tras alejarla de sus máximos históricos sea aprovechada en ese sentido, dado que la horquilla absoluta sigue permaneciendo en niveles significativamente inferiores a los registrados antes de la operación de desdoblamiento.

Si bien para la muestra total sólo la horquilla absoluta presenta cierta persistencia en su comportamiento tres años después del *split*, cabe analizar si pueden existir diferencias

TABLA III. 11

CONTRASTE DE DIFERENCIA DE MEDIAS ENTRE MEDIDAS DE LIQUIDEZ PRE- Y POST-SPLIT

	<i>N</i>	<i>HA</i>	<i>HR</i>	<i>PROF</i>	<i>V</i>	<i>NT</i>	<i>TMT</i>	<i>DNN</i>
Panel A: Muestra de <i>splits</i>								
<i>Año 1</i>								
<i>t_p</i>	14	-2,19 ^b	1,47	-0,99	-1,85 ^c	2,58 ^a	-2,79 ^a	-1,58
<i>t_M</i>	28	-3,02 ^a	1,50	-1,75 ^c	-1,72 ^c	2,04 ^b	-2,14 ^b	-0,88
<i>t_G</i>	23	-2,11 ^b	1,33	-1,48	-2,05 ^b	2,35 ^b	-3,26 ^a	-0,59
<i>Año 2</i>								
<i>t_p</i>	12	-1,84 ^b	1,52	-0,57	-0,67	1,69 ^c	-1,86 ^c	-1,58
<i>t_M</i>	27	-2,32 ^b	0,63	-1,08	-0,98	1,11	-1,53	-1,51
<i>t_G</i>	23	-2,07 ^b	0,81	-0,35	-0,71	1,35	-1,63	-1,37
<i>Año 3</i>								
<i>t_p</i>	11	-1,87 ^c	0,53	0,49	-0,39	1,22	-1,67 ^c	-1,48
<i>t_M</i>	24	-1,99 ^b	-0,29	-0,47	0,42	1,50	-1,33	-1,47
<i>t_G</i>	19	-1,87 ^c	0,46	0,24	0,23	1,48	-1,26	-1,44
Panel B: Muestra de control								
<i>Año 1</i>								
<i>t_p</i>	14	-0,12	0,08	1,42	1,18	1,47	-1,63	-0,89
<i>t_M</i>	28	1,32	1,23	0,93	-0,55	-0,52	-1,45	-0,14
<i>t_G</i>	23	0,65	0,52	-0,18	0,35	0,36	-0,96	0,35
<i>Año 2</i>								
<i>t_p</i>	12	1,48	-0,16	0,98	-0,37	1,33	-1,62	-1,52
<i>t_M</i>	27	-0,71	1,56	1,43	1,48	1,06	0,53	-0,73
<i>t_G</i>	23	0,25	1,62	1,54	1,52	1,42	0,46	0,23
<i>Año 3</i>								
<i>t_p</i>	11	1,22	0,43	-0,13	-0,22	1,52	-1,61	-0,68
<i>t_M</i>	24	-0,14	-0,15	1,42	1,35	1,16	0,43	-1,05
<i>t_G</i>	19	0,95	0,54	1,60	-0,12	0,24	-0,64	1,21

Los Paneles A, B y C muestran el valor del estadístico *t* de contraste de diferencia de medias para horquilla efectiva absoluta (*HA*), horquilla relativa (*HR*) y profundidad (*Prof*), tamaño medio de las órdenes (*TMT*), volumen negociado (*V*), número de transacciones (*NT*) y número medio de días sin negociación (*DNN*) para la muestra de *splits*. Los paneles A, B y C muestran el estadístico *t* de contraste de diferencia de medias entre el promedio en el año anterior al anuncio de *split* y el promedio para el primer, segundo y tercer año tras el *split*, respectivamente. Dentro de cada panel, la muestra de *splits* ha sido subdividida según el tamaño de la empresa. La muestra de empresas pequeñas consta de 14, 12 y 11 títulos para los horizontes temporales antes citados; la muestra de empresas medianas consta de 28, 27 y 24; y la muestra de empresas grandes consta de 23, 23 y 19 títulos, respectivamente.

a, b, c Significativamente distinto de cero para un nivel de confianza del 99%, 95% y 90%, respectivamente.

en este comportamiento en función del tamaño de la empresa. Según la hipótesis de la atención, debería observarse una reducción del número medio de días sin negociación e incrementos en la liquidez, en el volumen negociado y el número de transacciones para las empresas pequeñas, que tratan de aumentar su «visibilidad» en el mercado a través de este tipo de transacción.

La Tabla III.11 muestra los resultados obtenidos. Los Paneles A, B y C muestran el valor del estadístico t de contraste de diferencia de medias para horquilla efectiva absoluta (HA), horquilla relativa (HR) y profundidad ($Prof$), tamaño medio de las órdenes (TMT), volumen negociado (V), número de transacciones (NT) y número medio de días sin negociación (DNN) para la muestra de *splits* considerando el primer, segundo y tercer año, respectivamente. Dividiendo la muestra de *splits* según el tamaño, la submuestra de empresas pequeñas consta de 14, 12 y 11 títulos para el primer, el segundo y el tercer año, respectivamente; la submuestra de empresas medianas consta de 28, 27 y 24; y la submuestra de empresas grandes consta de 23, 23 y 19 títulos, respectivamente.

A partir de los resultados expuestos en la Tabla III.11 se observa, en primer lugar, que la única variable que muestra una reducción significativa para todos los subgrupos considerados es la horquilla absoluta, si bien los niveles de significatividad difieren entre subgrupos.

Para los 12 meses posteriores al *split*, aparte de la reducción de la horquilla absoluta, se observa una caída significativa en el volumen negociado y un aumento en el número de transacciones, lo que explica la reducción significativa del tamaño medio de transacción para todos los subgrupos considerados. Se observa, asimismo una caída significativa en la profundidad para las empresas de tamaño medio.

Para el segundo año, se observa un aumento significativo al 90% de confianza en el número de transacciones y una reducción del tamaño medio de transacción con un nivel de confianza del 95% para el caso de las empresas pequeñas.

Por último, para el tercer año, aparte de la caída en la horquilla absoluta antes comentada, se observan reducciones significativas al 90% de confianza para el tamaño de transacción.

Frente a los resultados obtenidos para la muestra de *splits*, en la muestra de control no se observan variaciones significativas para ninguna de las variables ni periodos analizados. Así, los efectos observados para la muestra de títulos desdoblados son coherentes con las hipótesis del atrincheramiento empresarial y de la atención, ya que se observa una reducción significativa en el tamaño medio de transacción (en el caso de las empresas pequeñas, para los tres horizontes estudiados) y son las empresas de menor tamaño aquellas en las que se observan aumentos más duraderos en el número de transacciones que, sin embargo, se van diluyendo en el tiempo.

III.4.

CONCLUSIONES SOBRE EL ANÁLISIS DE LOS EFECTOS DE LOS *SPLITS* A LARGO PLAZO

La evidencia internacional acerca la persistencia de los efectos de los *splits* a largo plazo es bastante escasa y no resulta concluyente. Por lo que respecta a nuestro mercado, los efectos a largo plazo de los *splits* no habían sido estudiados hasta este trabajo, dado el carácter novedoso de este tipo de operación en la bolsa española, lo que imposibilitaba hasta hace poco analizar un horizonte temporal suficientemente amplio.

El objetivo de este capítulo ha sido el estudio de la incidencia de los *splits* sobre las rentabilidades, la volatilidad, la liquidez y la actividad negociadora de los títulos a medio y largo plazo, con el fin de contrastar la persistencia de los efectos de los *splits* en el mercado y explicar las motivaciones de los directivos para desdoblar el nominal de sus títulos.

En primer lugar, el análisis de las rentabilidades nos permite contrastar si el mercado infrarreacciona o sobrerreacciona ante las operaciones de desdoblamiento de acciones. En segundo lugar, incrementos significativos en la volatilidad tras el *split* serían coherentes con una mayor negociación no informada, propia de los pequeños accionistas, y apoyaría las hipótesis del atrincheramiento empresarial, de la atención y de la preferencia irracional por los precios bajos. En tercer lugar, si, como declaran los directivos, su propósito al desdoblar el nominal del título es mejorar la liquidez y la actividad negociadora para el mismo, deberían observarse incrementos significativos en la profundidad, el volumen negociado, el número de transacciones y reducciones en la horquilla y en el número de días sin negociación con respecto a los niveles previos al *split*. Por otra parte, una reducción en el tamaño medio de transacción apoyaría la idea de que los *splits* incrementan la participación de los pequeños inversores en la negociación del título, de acuerdo con la hipótesis del atrincheramiento empresarial.

Con el fin de contrastar estas hipótesis para el mercado español, en primer lugar, se contrasta la existencia de rendimientos anormales a largo plazo en los 12, 24 y 36 meses posteriores al *split*.

Por lo que respecta al método de los rendimientos compuestos, se obtienen rentabilidades anormales negativas significativas durante el primer año, tanto utilizando como control el IGBM como el índice sectorial. Sin embargo, al ponderar las rentabilidades por su valor de mercado, no se aprecian rentabilidades significativas para ninguno de los horizontes temporales considerados. El hecho de que la decisión de realizar un *split* se concentre en determinados sectores y en el tiempo implica que la correlación en sección cruzada de los rendimientos puede desvirtuar los resultados obtenidos a partir de la metodología *BHAR*, ya que ésta supone la independencia de todas las observaciones.

Para el método de las rentabilidades anormales acumuladas se han observado, por lo general, resultados consistentes con los obtenidos mediante el método de los rendimientos compuestos. Como diferencia más relevante cabe citar que, si se consideran rentabilidades equiponderadas y tomando como referencia el IGBM, se observan rendimientos positivos significativos para el tercer año, que desaparecen al ponderar por el valor de mercado.

Por último, el método de las carteras de fecha de calendario, en las dos variantes empleadas, muestra la no significatividad de las rentabilidades anormales obtenidas tras la ejecución de un *split* para los tres horizontes temporales considerados.

La disparidad en los resultados obtenidos entre los métodos que realizan el análisis en fecha de suceso frente a los métodos que realizan el análisis en fecha de calendario ponen de manifiesto que la elección de la métrica y la estimación del rendimiento anormal condiciona de forma determinante las conclusiones acerca de comportamiento anormal del rendimiento a largo plazo. En este sentido, los métodos de los rendimientos compuestos y acumulados –los cuales implican un análisis en fecha de suceso– parten con desventaja frente a los que realizan el análisis en fecha de calendario, que son los que calculan el rendimiento anormal a largo plazo como una media en serie temporal, ya que no sólo se ven afectados por el problema de magnificación del rendimiento sino que, además, no permiten resolver de forma satisfactoria problemas estadísticos importantes como el de la dependencia en sección cruzada de los rendimientos anormales. Dado que las series de rendimientos de las distintas empresas que conforman las muestras se solapan durante amplios periodos de tiempo, éste parece ser un problema no despreciable a la hora de confiar en las inferencias estadísticas. Por tanto, pensamos que son los resultados de los métodos relacionados con el análisis en fecha de calendario los que inspiran una mayor confianza.

Además de analizar la muestra completa de *splits*, hemos investigado la posible influencia del tamaño de la empresa sobre los resultados antes expuestos, no obteniéndose variaciones significativamente distintas en las rentabilidades de las empresas pequeñas, medianas y grandes.

Por tanto, la evidencia empírica para el caso español no parece apoyar la existencia de rendimientos anormales significativos durante ninguno de los tres primeros años que siguen a la realización de un *split*. Estos resultados se encuentran en la línea de los obtenidos por Kunz y Majhsensek (2002) para la bolsa suiza, y por Fama *et al.* (1969), Boehme *et al.* (2002) y Byun y Rozeff (2003) para el mercado norteamericano, los cuales ponen de manifiesto que los inversores no sobrereaccionan o infrarreaccionan sistemáticamente ante este tipo de suceso.

Por lo que se refiere al estudio de la volatilidad a largo plazo, se pretende contrastar la persistencia de los incrementos de la volatilidad observados a corto plazo en el largo

plazo. De esta forma se pretende comprobar si la evidencia para el caso español apoya los postulados de las teorías del atrincheramiento empresarial y de la atención.

Como resultado del estudio, tanto a partir de la medida simple de volatilidad como a través de un modelo GARCH, no se observa la existencia de variaciones significativas en la volatilidad de los títulos desdoblados en el primer, segundo y tercer año tras el *split*, en comparación con el nivel de volatilidad previo.

Si bien de forma global no se observan variaciones significativas en la volatilidad de las rentabilidades de los títulos desdoblados a largo plazo, cabe destacar la presencia de comportamientos diferenciales en función del tamaño de la empresa, que, sin embargo, parecen venir explicados por la tendencia general del mercado, ya que se observan asimismo en la muestra de control.

En cuanto al análisis de la liquidez y la actividad negociadora a largo plazo, el objetivo es contrastar la existencia de diferencias significativas en los niveles posteriores al *split* frente a los niveles observados antes de la operación de desdoblamiento, con el fin de contrastar las hipótesis de la liquidez y del atrincheramiento empresarial. Para ello, se ha contrastado la significatividad de las diferencias entre los niveles previos al *split* y los observados en el primer, segundo y tercer año tras la ejecución de la operación. Como resultado se obtiene que en el año siguiente al *split* se reduce significativamente la horquilla absoluta y aumentan el volumen negociado y el número de transacciones, al tiempo que se reduce significativamente el tamaño medio de cada transacción. Las empresas de la muestra de control no experimentan variaciones significativas, lo que permite afirmar que las variaciones observadas se encuentran relacionadas con el *split* y no son debidas a una tendencia general del mercado. Este resultado apoya las hipótesis de la atención y del atrincheramiento empresarial, por las cuales las empresas realizan *splits* para llamar la atención de los agentes del mercado y para aumentar la participación de los pequeños accionistas, respectivamente.

En el segundo y tercer año posteriores al *split*, sin embargo, la única variable que muestra valores significativamente diferentes a los niveles previos a la operación de desdoblamiento es la horquilla absoluta. En concreto, la horquilla absoluta muestra una reducción significativa con respecto al nivel pre-*split*, lo que supone que, incluso tres años después, el precio del título continúa siendo muy inferior al precio previo al desdoblamiento, en contradicción de la teoría que explica el *split* como una forma de alejar la cotización del título de sus máximos históricos para ampliar su margen de revalorización.

A excepción de la horquilla absoluta, no se observa persistencia en las variaciones experimentadas por el resto de las variables de liquidez y actividad negociadora consideradas, tanto en la muestra de *splits* como en el grupo de control. Estos resultados se observan, en general, con independencia del tamaño de la empresa.

Nuestros resultados son consistentes con los obtenidos por Murray (1985), Lakonishok y Lev (1987) y Desai *et al.* (1998), por lo que aquellas empresas que realizan un *split*

con el fin de incrementar la liquidez y la actividad negociadora de sus títulos de forma permanente no encuentran fundamento empírico para su decisión. Ello podría explicar que algunas compañías hayan decidido deshacer sus operaciones de desdoblamiento a través de *contrasplits*, al no haber obtenido los resultados esperados.

En general, no se observan cambios significativos en los títulos que desdoblan su nominal en el largo plazo, por lo que las variaciones detectadas en el corto plazo son un fenómeno transitorio.



CONSIDERACIONES FINALES



El *split* es un tipo de operación relativamente novedoso en el mercado de valores español y ha empezado a despertar el interés de los investigadores como objeto de estudio, no sólo por su elevada frecuencia, sino también por tratarse de un fenómeno particularmente curioso.

Dado que un *split* consiste simplemente en el fraccionamiento del valor nominal de un título en la misma proporción que aumenta su número, se podría pensar, desde un punto de vista puramente teórico, que esta operación carece de efectos reales. En tal caso, cabría preguntarse por qué las empresas deciden realizar *splits* sobre sus títulos, si su ejecución obliga a soportar toda una serie de costes.

El objetivo del presente trabajo ha sido, en primer lugar, identificar los factores determinantes de la realización de *splits* y, en segundo lugar, examinar sus efectos sobre las rentabilidades, las volatilidades y la liquidez de los títulos desdoblados tanto en el corto como en el largo plazo partiendo de una muestra y un periodo de estudio más amplios que los considerados en trabajos previos para el caso español. De esta forma, se trata de arrojar luz sobre las motivaciones de los directivos para realizar *splits* y los efectos de esta operación sobre diversas variables, habida cuenta de la falta de consenso entre distintos trabajos que examinan estas cuestiones.

Por lo que respecta al primer objetivo, llegamos a la conclusión de que las principales motivaciones para la realización de *splits* en el caso de las empresas españolas son señalar beneficios futuros y alejar las cotizaciones de los títulos de sus máximos históricos acercándolas a la media del sector, según postulan las teorías de la señalización y del rango óptimo, respectivamente. En concreto, las empresas candidatas con mayor probabilidad a realizar un *split* son aquellas cuyos precios han alcanzado un máximo histórico en el año anterior, sus cotizaciones se encuentran por encima de la media de su sector, incrementan sus dividendos en el año siguiente al anuncio del *split* y presentan una mayor horquilla.

En cuanto al segundo objetivo propuesto, se analiza la existencia de una reacción anormal en las rentabilidades, volatilidades y medidas de liquidez de los títulos desdoblados, con el fin de contrastar si se obtienen resultados acordes con las motivaciones de los directivos al realizar este tipo de operación.

En el corto plazo, la presencia de rentabilidades anormales positivas en torno a la fecha del anuncio se puede interpretar como una acogida positiva del mercado a este tipo de operaciones, apoyando la teoría de la señalización.

Por otra parte, se observan incrementos en las volatilidades y en el número de transacciones, al tiempo que se reduce el tamaño medio de transacción tras el *split*. Estos hallazgos son coherentes con un incremento de la actividad negociadora no informada y, por ello, con la hipótesis del atrincheramiento empresarial.

Sin embargo, el incremento de la horquilla y las reducciones en el volumen negociado y la profundidad no permiten apoyar la teoría de la liquidez.

Por tanto, la reacción del mercado ante el anuncio y la ejecución de *splits* permite apoyar las hipótesis de la señalización, de la atención y del atrincheramiento empresarial. Esta evidencia refuerza parcialmente los resultados obtenidos en el estudio de los factores determinantes de la realización de *splits*, desarrollado en el primer capítulo. En concreto, los resultados apoyan la teoría de la señalización pero no la explicación del *split* como forma de devolver la cotización del título a un rango de precios óptimo.

En el largo plazo, no se observan variaciones significativas en las medidas de rentabilidad, volatilidad, liquidez y actividad negociadora. Por tanto, los efectos observados en el corto plazo y las distintas variables se diluyen con el transcurso del tiempo, a excepción la horquilla absoluta, única variable para la que se observa una caída significativa y consistente en el largo plazo. Así, tras alejar las cotizaciones de los máximos históricos a través de la operación de desdoblamiento, los precios no consiguen acercarse a aquellas cotas, sino que se mantienen a los nuevos niveles marcados tras el *split*.

En resumen, la evidencia obtenida en este trabajo para el mercado español sólo apoya, por un lado, la teoría de la señalización, entendiendo el *split* como una señal de incrementos en los dividendos futuros, y no de un comportamiento excepcional de las futuras cotizaciones al alejarlas de su máximo histórico, ya que los precios no logran, al menos en los tres años siguientes a la operación, alcanzar de nuevo valores próximos a sus máximos históricos, ni presentan rentabilidades anormalmente superiores al resto del mercado o de su sector. Por otro lado, en la línea de la hipótesis de la atención, aumenta el interés de los pequeños accionistas en la negociación de los títulos desdoblados, si bien este efecto, al igual que los observados en el resto de las variables estudiadas, es meramente transitorio y no persiste en el largo plazo.

Si bien en los estudios previos sobre el tema ponen de manifiesto que los directivos declaran a través de diversas encuestas que utilizan los desdoblamientos del valor nominal para reducir el precio de sus títulos, y favorecer así la entrada de pequeños inversores y ampliar el margen de revalorización de la acción y su liquidez, a la vista de los resultados obtenidos en el presente trabajo, las expectativas de los directivos no se ven satisfechas, careciendo esta operación de efectos reales a largo plazo.

Los resultados de nuestro estudio se encuentran limitados por el tamaño de la muestra de *splits* para el caso español y de la concentración temporal de este fenómeno en los años recientes. El primero de estos factores ha supuesto que ciertos análisis realizados

para submuestras de *splits* en función de determinado criterio deban ser considerados con cierta cautela, ya que las submuestras resultantes, tras la aplicación de los filtros pertinentes, pueden llevar a resultados poco representativos. En segundo lugar, el hecho de que los primeros *splits* hayan tenido lugar en España hace apenas una década han condicionado el análisis de los efectos de este fenómeno en el largo plazo.

Sin perjuicio de las limitaciones del presente estudio, en grandes líneas, se puede afirmar que la mayoría de las teorías enunciadas para explicar las motivaciones de los directivos a la hora de decidir la realización de un *split* se basan en la idea de mejorar el atractivo del título en el mercado (*marketability*). Así, podemos entender el *split* como una operación de marketing a través de la cual la empresa desea comunicar un cambio favorable para el título (señalización de futuros beneficios, incremento de la liquidez, ajuste del *tick* relativo) o simplemente desea llamar la atención de los agentes sobre el mismo (teoría de la atención e hipótesis del precio psicológico).

En este sentido, si bien el análisis de los efectos de los *splits* sobre los mercados parece cubierto con el presente estudio y la evidencia previa para el caso español, mucho queda por hacer en cuanto a la investigación de este fenómeno desde la óptica del inversor. El hecho de que durante los años 2002 y 2003, caracterizados por una situación de crisis generalizada en la Bolsa española, no se haya realizado ningún *split*, y que, coincidiendo con la recuperación del mercado financiero y las subidas en las cotizaciones hasta nuevos máximos históricos en 2004 se vuelvan a realizar operaciones de desdoblamiento, podría apuntar hacia las explicaciones de tipo psicológico.

Por otra parte, el número de *contrasplits* realizados en España no es tan importante, en términos relativos, como en otras bolsas⁵⁶. El hecho de que las empresas españolas sean reacias a ejecutar un *contrasplit*, a pesar de que los precios de los títulos permanezcan en niveles comparativamente bajos, podría responder a motivaciones de tipo psicológico. Así, tanto la realización de *splits* como la no realización de *contrasplits* puede obedecer a un «efecto rebaño» (realizar un *split* porque otras empresas lo están haciendo, o no ejecutar un *contrasplit* por no desmarcarse del resto de empresas).

En este sentido las teorías relacionadas con *behavioral finance* podrían arrojar luz adicional sobre el estudio de este fenómeno. A nuestro juicio, hay un importante camino abierto para la investigación de la incidencia de este tipo de operaciones en los mercados financieros.

⁵⁶ Concretamente, en el periodo de estudio considerado, sólo tres empresas realizan *contrasplits* en el mercado continuo español, a saber: Puleva, Picking Pack y General de Inversiones.

BIBLIOGRAFÍA

- AKHIGBE, A., MADURA, J. y ZERA, S. P. (1995): «Long-term valuation effects of stock splits», *Journal of Economics and Finance* 19 (3), págs. 119-134.
- AMIHUD, Y. y MENDELSON, H. (1987): «Trading mechanisms and stock returns: An empirical investigation», *Journal of Finance* 42, págs. 533-553.
- ANGEL, J. J. (1997): «Tick size, share prices and stock splits», *Journal of Finance* 52, págs. 655-681.
- ANGEL, J. J., BROOKS, R. y MATHEW, P. (2004): «When-issued shares, small traders and variance of returns around stock splits», *Journal of Financial Research* XXVII (3), págs. 415-433.
- ARBEL, A. y SWANSON, G. (1993): «The role of information in stock split announcement effects», *Quarterly Journal of Business and Economics* 32, págs. 14-25.
- ARNOLD, T. M. y LIPSON, M. L. (1997): «Tick size and limit order execution: An examination of stock splits», Working Paper, University of Georgia.
- ASQUITH, P., HEALY, P. y PALEPU, K. (1989): «Earnings and stock splits», *Accounting Review* 64, págs. 387-403.
- ATIASE, R. (1985): «Predisclosure information, firm capitalisation and security price behaviour around earnings announcements», *Journal of Accounting Research* 23, págs. 21-36.
- BAKER, H. K. y GALLAGHER, P. L. (1980): «Management's view of stock splits», *Financial Management*, Summer, páginas 73-77.
- BAKER, H. K. y POWELL, G. E. (1993): «Further evidence on managerial motives for stock splits», *Quarterly Journal of Business and Economics* 32, págs. 20-31.
- BAKER, H. K., PHILLIPS, A. L. y POWELL, E. G. (1997): «Stock splits and stock dividends: An analysis of trends and characteristics of distributing firms», *Journal of Economics and Finance* 4, págs. 15-25.
- BANZ, R. (1981): «The relationship between return and market value of common stock», *Journal of Financial Economics* 9, págs. 3-18.
- BARBER, B. M. y LYON, J. D. (1997): «Detecting long-run abnormal stock returns: The empirical power and specification of test statistics», *Journal of Financial Economics* 43, págs. 341-372.
- BARBERIS, N., SHLEIFER, A. y VISHNY, R. (1998): «A model of investor sentiment», *Journal of Financial Economics* 49, págs. 307-343.
- BERTL, M. K. (2000): «Aktiensplits am Deutschen Kapitalmarkt», Working Paper. Sozial- und Wirtschaftliche Fakultät der Universität Wien.
- BLACK, F. (1986): «Noise», *Journal of Finance* 36, págs. 529-544.
- BLEY, J. (2002): «Stock splits and stock return behaviour: how Germany tries to improve the attractiveness of its stock market», *Applied Financial Economics* 12, págs. 85-93.
- BOEHME, R. D., DANIELSEN, B. R. y SORESCU, S. M. (2002): «Stock split post-announcement returns: Underreaction or market friction?». Working Paper, University of Houston.

- BOEHMER, E., MUSUMECI, J. y POULSEN, A. B. (1991): «Event study methodology under conditions of event induced variance», *Journal of Financial Economics* 30, págs. 253-272.
- BOLLERSLEV, T. (1986): «Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity», *Journal of Econometrics* 31, páginas 307-327.
- BOLSA DE MADRID: *Boletín de Cotización Diario* (1996-98).
- *Revista mensual* (1996-98).
- BRAV, A. y GOMPERS, P. A. (1997): «Myth or reality? The long-run underperformance of Initial Public Offerings: Evidence from venture and non-venture capital-backed companies», *Journal of Finance* 52, págs. 1791-1821.
- BRAV, A., GECZY, C. y GOMPERS, P. A. (2000): «Is the abnormal return following equity issuances anomalous?», *Journal of Financial Economics* 56, págs. 209-249.
- BRENNAN, M. J. y COPELAND, T. E. (1988): «Stock splits, stock prices and transaction costs», *Journal of Financial Economics* 22, págs. 83-101.
- BRENNAN, M. J. y HUGHES, P. J. (1991): «Stock prices and the supply of information», *Journal of Finance* 46, páginas 1665-1691.
- BRESLOW, N. E. (1974): «Covariance analysis of censored survival data», *Biometrics* 30, págs. 89-100.
- BRITO, E. (1999): «¿Mejoran los splits la liquidez de los valores?», *Bolsa de Madrid* 77, mayo, págs. 26-29.
- BROWN, M. B. y FORSYTHE, A. B. (1974): «Robust test for the quality of variances», *Journal of the American Statistical Association* 69, 346, págs. 364-367.
- BROWN, S. J. y WARNER, J. B. (1980): «Measuring security price performance», *Journal of Financial Economics* 8, páginas 205-258.
- (1985): «Using daily stock returns: the case of event studies», *Journal of Financial Economics* 14, págs. 3-31.
- BYUN, J. y ROZEFF, M. (2003): «Long-run performance after stock splits: 1926 to 1996», *Journal of Finance* 58 (3), págs. 1063-1086.
- CALZADA, B. y GÓMEZ, M. (1997): «Splits: Algo más que un simple desdoble», *Bolsa de Madrid* 57, págs. 17-19.
- CAMPBELL, J. Y., LO, A. W. y MCKINLAY, A. C. (1997): *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton University Press. Princeton NJ.
- CHEN, S. S., CHOU, R. K. y LEE, W. C. (2004): «Risk changes following ex-dates of stock splits», The 2004 NTU Conference on Finance Proceedings.
- CONRAD, J. y CONROY, R. (1994): «Market microstructure and ex-date return», *Journal of Finance* 49, págs. 1507-1519.
- CONROY, R. M. y HARRIS, R. S. (1999): «Stock splits and information: The role of share price», *Financial Management* 28, págs. 28-40.
- CONROY, R. M., HARRIS, R. S. y BENET, B. A. (1990): «The effects of stock splits on bid-ask spreads», *Journal of Finance* 45, págs. 1285-1295.
- COPELAND, T. E. (1979): «Liquidity changes following stock splits», *Journal of Finance* 34, págs. 115-141.
- CORRADO, C. J. (1989): «A non-parametric test for abnormal security-price performance in event studies», *Journal of Financial Economics* 23, págs. 385-395.
- COWAN, A. R. y SERGEANT, M. A. (2001): «Interacting biases, non-normal returns distributions and the performance of test for long-horizon event studies», *Journal of Banking and Finance* 25, págs. 741-765.

- COX, D. R. (1972): «Regression models and life-tables (with discussion)», *Journal of the Royal Statistical Society Series B*, 34, págs.187-220.
- CUADRAS, C. M. (1991): *Métodos de Análisis Multivariante*, PPU, Barcelona.
- CUÑADO, J., GÓMEZ, J. y PÉREZ, F. (2002): «Has Spanish stock market volatility increased? Evidence for the period 1941-2001», Documento de Trabajo, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de Navarra.
- DANIEL, K., D. HIRSHLEIFER y SUBRAHMANYAM, A. (1998): «Investor psychology and security market under- and overreactions», *Journal of Finance* 53, 1839-1885.
- DEFEO, V. J. y JAIN, P. C. (1991): «Stock splits: Price per share and trading volume», *Advances in Quantitative Finance and Accounting*, 1 (1) part B, págs. 1-22.
- DENNIS, P. y STRICKLAND, D. (2003): «The effect of stock splits on liquidity: Evidence from shareholder ownership composition», *Journal of Financial Research*, 26 (3), págs. 355-370.
- DESAI, H. y JAIN, P. C. (1997): «Long run common stock returns following stock splits and reverse splits», *Journal of Business* 70 (3), págs. 405-433.
- 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, págs. 159-185.
- DHATT, M. S., KIM, Y. H. y MUKHERJHI, S. (1997): «Did the 1986 Tax Reform Act affect market reactions to stock splits?: A test of the tax-option hypothesis», *Financial Review* 32 (2), págs. 249-271.
- DOMENECH, J. M. (1999a): «Análisis de Supervivencia». Análisis Multivariante: modelos de regresión, Ud. 10 (Serie 'Diseño y estadística en Ciencias de la Salud'). Ed. SIGNO (7 ed.)
- (1999b): «Modelos de regresión con datos de Supervivencia: Modelo de riesgos proporcionales de Cox». En Análisis Multivariante: modelos de regresión, Ud. 11 (Serie 'Diseño y estadística en Ciencias de la Salud'). Ed. SIGNO (7 ed.)
- DORAN, D. T. (1994): «Stock splits: Test of the earnings signaling and attention directing hypotheses using analyst forecasts and revisions», *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 9, págs. 411-422.
- DRAVID, A. R. (1987): «A note on the behavior of stock returns around ex-dates of stock distributions», *Journal of Finance* 42, págs. 163-168.
- DUBOFSKY, D. A. (1991): «Volatility increases subsequent to NYSE and AMEX stock splits», *Journal of Finance* 1, páginas 421-431.
- EASLEY, D., O'HARA, N. y SAAR, G. (2001): «How stock splits affect trading: A microstructure approach», *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 36 (1), págs. 25-51.
- ELFAKHANI, S. y LUNG, T. (2003): «The effect of split announcements on Canadian stocks», *Global Finance Journal* 14, págs. 197-216.
- ELGERS, P. T. y MURRAY, D. (1985): «Financial characteristics related to management's stock split and stock dividend decisions», *Journal of Business Finance and Accounting* 4 págs. 543-551.
- ELTON, E. J., GRUBER, M. J. y RENTZLER, J. (1989): «New public offerings, information and investor rationality: The case of publicly offered commodity funds», *Journal of Business*, January, págs. 1-16.
- ESPENLAUB, S., GREGORY, A. y TONKS, I. (2000): «Re-assessing the long-term underperformance of UK Initial Public Offerings», *European Financial Management* 6, págs. 319-342.

- FAMA, E. F. (1998): «Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance», *Journal of Financial Economics* 49, págs. 283-306.
- FAMA, E. F., FISHER, L., JENSEN, M. C. y ROLL, R. (1969): «The adjustment of stock prices to new information», *International Economic Review* 10, págs. 1-21.
- FAMA, E. F. y FRENCH, K. R. (1992): «The cross-section of expected returns», *Journal of Finance* 47, págs. 427-465.
- (1993): «Common risk factors in the returns on stocks and bonds», *Journal of Financial Economics* 33, páginas 3-56.
- (1997): «Industry costs of equity», *Journal of Financial Economics* 43, págs. 153-193.
- FARINÓS, J. E., GARCÍA, C. J. e IBÁÑEZ, A. M. (2002a): «Comportamiento a largo plazo de las ofertas públicas de venta subsiguientes en el mercado español», Working Paper IVIE, WP-EC 2002-23.
- (2002b): «Problemas en la estimación y en el contraste de los rendimientos anormales a largo plazo. Estado de la cuestión», *Cuadernos de Gestión* 2 (2), págs. 51-77.
- (2005): «El componente de selección adversa de la horquilla de precios cotizada: Una revisión de los modelos de estimación», *Cuadernos de Gestión* 5 (1), págs. 13-35.
- FERNANDO, C. S., KRISHNAMURTHY, S. y SPINDT, P. A. (1999): «Is share price related to marketability? Evidence from mutual fund share splits», *Financial Management* 28 (3), págs. 54-67.
- FERRIS, S. P., HWANG C. y SARIN A. (1995): «A microstructure examination of trading activity following stock splits», *Review of Quantitative Finance and Accounting* 5, págs. 27-41.
- FREUND, W. C. y LARRAIN, M. (1997): «Market efficiency before and after the introduction of electronic trading at the Toronto stock exchange», *Review of Financial Economics* 6 (1), págs. 29-56.
- FUENTEALSAZ, L., GÓMEZ, J. y POLO, Y. (2002): «Followers' entry timing: Evidence from the Spanish banking sector after deregulation», *Strategic Management Journal* 23 (3), págs. 245-264.
- (2004): «Aplicaciones del análisis de supervivencia a la investigación en economía de la empresa», *Cuadernos de Economía y Dirección de la Empresa* 19, págs. 81-114.
- GARCÍA, J. J. (1998): «Splits sobre acciones», *Boletín Económico de ICE* 2575, págs. II-VIII.
- GARCÍA, C. J., HERRERO, B. e IBÁÑEZ, A. M. (2005): «Estudio del efecto informativo del anuncio de beneficios trimestrales», *Working Paper del Ivie*, WP-EC 2005-05.
- GARCÍA, C. J. e IBÁÑEZ, A. M. (2000): «Ganancias anormales en las OPAs: Una comparación con modelos generadores de rendimientos», *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 109, págs. 723-742.
- GOLDFELD, S. M. y QUANDT, R. E. (1972): «Nonlinear methods in econometrics», *Contributions to Economic Analysis* 7, páginas 86-91.
- GOLDMAN, E. y HAZARIKA, S. (2003): «What determines CEO turnover?», Working paper, University of North Carolina-Chapel Hill.
- GÓMEZ, J. C. (1998): «Measurement effect on the abnormal returns surrounding the stock split ex-dates in the Spanish stock market». Ponencia presentada al XIII Congreso Nacional - IX Congreso Hispano Francés. Logroño (La Rioja).
- (2001): «Rentabilidad y liquidez alrededor de la fecha de desdoblamiento de las acciones», *Investigaciones Económicas* 25, págs. 171-202.
- GOTTLIEB, G. y KALAY, A. (1985): «Implications of the discreteness of observed stock prices», *Journal of Finance* 40, páginas 135-153.

- GOYENKO, R. Y., HOLDEN, C. W. y UKHOV, A. D. (2005): «Do stock splits improve liquidity?», Working paper, Kelley School of Business, Indiana.
- GRANGER, C. W. J., SPEAR, S. A. y DING, Z. (2000): Stylized facts on the temporal and distributional properties of absolute returns: An update, en CHAN, W., LI, W. K. y TONG, H. (ed.), «*Statistics and Finance: An Interface*».
- GRAY, S., SMITH T. y WHALEY, R. E. (1996): «Stock splits: Implications for models of the bid/ask spread», Working Paper, Duke University.
- (2003): «Stock splits: Implications for investor trading costs», *Journal of Empirical Finance* 10, págs. 271-303.
- GREEN, D. H., BARCLAY, D. W., y RYANS, A. B. (1995): «Entry strategy and long-term performance: Conceptualization and empirical examination», *Journal of Marketing* 59 (October), págs. 1-16.
- GRINBLATT, M., MASULIS, R. y TITMAN, S. (1984): «The valuation effects of stock splits and stock dividends», *Journal of Financial Economics* 13, págs. 461-490.
- HANNAN, M. y FREEMAN, J. (1977): «The population ecology of organizations», *American Journal of Sociology* 82, págs. 929-964.
- HARRIS, L. (1994): «Minimum price variations, discrete bid-ask spreads and quotation sizes», *Review of Financial Studies* 7, págs. 149-178.
- (1997): «Decimalization: A review of the arguments and evidence», Working paper, University of Southern California.
- HICKS, J. R. (1946): *Value and capital*, Oxford University Press, London [Citado en CONROY, R. M., HARRIS, R. S. y BENET, B. A. (1990): «The effects of stock splits on bid-ask spreads», *Journal of Finance* 45, págs. 1285-1295].
- HUANG, G.-C., LIANO, K. y PAN, M.-S. (2006): «Do stock splits signal future profitability?», *Review of Quantitative Finance and Accounting* 26 (4), págs. 347-368.
- IKENBERRY, D., J. LAKONISHOK y VERMAELLEN, T. (1995): «Market underreaction to open market share repurchases», *Journal of Financial Economics* 39, 181-208.
- IKENBERRY, D. L. y RAMNATH, S. (2002): «Underreaction to self-selected news events: The case of stock splits», *Review of Financial Studies* 15 (2), págs. 489-526.
- IKENBERRY, D. L., RANKINE, G. y STICE, E. K. (1996): «What do stock splits really signal?», *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31, págs. 357-375.
- JIANG, C. X., KIM, J. C., y WOOD, R. A. (2002): «The change in trading activity on volatility and adverse selection component: Evidence from ADR splits», *Journal of Multinational Financial Management* 12, págs. 323-345.
- JONES, C. M., KAUL, G. y LIPSON, M. C. (1994): «Transactions, volume and volatility», *The Review of Financial Studies* 7, 631-651.
- KAHNEMAN, D. y TVERSKY, A. (1979): «Prospect theory: An analysis of decision under risk», *Econometrica* (March), páginas 263-291.
- KAMARA, A. y KOSKI, J. J. (2001): «Volatility, autocorrelations and trading activity after stock splits», *Journal of Financial Markets* 4, págs. 163-184.
- KAPLAN, E. L. y MEIER, P. (1958): «Nonparametric estimation for incomplete observations», *Journal of the American Statistical Association*, 53, págs. 457-481.
- KARPOFF, J. M. (1987): «The relation between price changes and trading volume: A survey», *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22, págs. 109-126.

- KASS, G. V. (1980), «An Exploratory Technique for Investigating Large Quantities of Categorical Data», *Applied Statistics*, 29, págs. 119-127.
- KAUL, G. y NIMALENDRAN, M. (1990): «Price reversals: Bid-ask errors or market overreaction?», *Journal of Financial Economics* 28, págs. 67-93.
- KAVAJECZ, K. A. (1999): «The specialist's quoted depth and the limit order book», *Journal of Finance* 54, páginas 747-771.
- KLEIN, L. S. y PETERSON, D. R. (1989): «Earnings forecast revisions associated with stock split announcements», *Journal of Financial Research* 12, págs. 319-328.
- KOTHARI, S. P. y WARNER, J. B. (1997): «Measuring long-horizon security price performance», *Journal of Financial Economics* 43, págs. 301-339.
- KOSKI, J. L. (1998): «Measurement effects and the variance of returns after stock splits and stock dividends», *The Review of Financial Studies* 11 (1), págs. 143-162.
- KRONER, F. K., KNEAFSEY, K. P. y CLAESSENS, S. (1995): «Forecasting volatility in commodity markets», *Journal of Forecasting* 14, págs. 77-95.
- KRYZANOWSKI, L. y ZHANG, H. (1991): «Valuation effects of Canadian stock splits announcements», *Economic Letters* 36, páginas 317-322.
- (1993): «Market behaviour around Canadian stock splits ex-dates», *Journal of Empirical Finance* 1, páginas 57-81.
- (1996): «Trading patterns of small and large traders around stock split ex-dates», *Journal of Financial Research* 19 (1), págs. 75-90.
- KUNZ, R. M. y MAJHENSEK, S. (2002): «Stock splits in Switzerland: Much ado about nothing?», Working paper, Universität Koblenz.
- LAKONISHOK, J. y LEV, B. (1987): «Stock splits and stock dividends: Why, who and when», *Journal of Finance* 42, páginas 913-932.
- LAMOUREUX, C. G. y POON, P. (1987): «The market reaction to stock splits», *Journal of Finance* 42, págs. 1347-1370.
- LEYLAND, H. y PYLE, D. (1977): «Informational asymmetries. Financial structure and financial intermediation», *Journal of Finance* 32, págs. 371-387.
- LIEBERMAN, M. B., y MONTGOMERY, D. B. (1998): «First-mover (dis)advantages: Retrospective and link with the resource-based view». *Strategic Management Journal* 19, págs. 1111-1125.
- LIJEBLOM, E. (1989): «The informational impact announcements of stock dividends and stock splits», *Journal of Business, Finance and Accounting* 16 (5), págs. 681-697.
- LIPSON, M. L. (1999): «Stock splits, liquidity and limit orders», NYSE Working Paper 99-04.
- LIPSON, M. L. y MORTAL, S. (2005): «Tick size or clientele? A reexamination of the effects of stock splits on liquidity», SSRN Working paper.
- LOUGHRAN, T. y RITTER, J. R. (1995): «The new issues puzzle», *Journal of Finance* 50, págs. 23-51.
- LOUGHRAN, T. y RITTER, J. R. (2000): «Uniformly least powerful tests of market efficiency», *Journal of Financial Economics* 55, págs. 361-389.
- LUNDE, A., TIMMERMANN, A. y BLAKE, D. (1999): «The hazards of mutual fund underperformance: A Cox regression analysis», *Journal of Empirical Finance* 6 (2), págs. 121-152.

- LYON, J. D., BARBER, B. y TSAI, C.-L. (1999): «Improved methods for tests of long-run abnormal stock returns», *Journal of Finance* 54, págs. 165-201.
- MAGIDSON, J. (1993): *SPSS for Windows: CHAID, release 6.0*, SPSS Inc., Chicago.
- MALONEY, M. T. y MULHERIN, J. H. (1992): «The effects of splitting on the ex: A microstructure reconciliation», *Financial Management* 21, págs. 44-59.
- MARCO, P. (1998): «Modelos de volatilidad del mercado español de divisas», Tesis doctoral. Dpto. Economía Financiera y Matemática, Universidad de Valencia.
- MARTÍN, Q. (2001): *Contrastes de hipótesis* (Serie: Cuadernos de Estadística, 19), Ed. La Muralla.
- MCGOUGH, E. F. (1993): «Anatomy of a stock split», *Management Accounting* 75 (3), págs. 58-61.
- McMILLAN, D., SPEIGHT, A. y AP GWILYM, O. (2000): «Forecasting UK stock market volatility», *Applied Financial Economics* 10, págs. 435-448.
- McNICHOLS, M. y DRAVID, A. (1990): «Stock dividends, stock splits and signaling», *Journal of Finance* 45, páginas 857-879.
- MENÉNDEZ, S. y GÓMEZ, S. (2003): «Stock splits: Motivations and valuation effects in the Spanish market», *Investigaciones Económicas XXVII* (3), págs. 459-490.
- MERINO, J. y FERRÁN, E. (1997): «Los splits: Una moda que gusta al pequeño accionista», *Bolsa de Madrid* 55, pág. 38.
- MICHAELY, R., THALER, R. y WOMACK, K. (1995): «Price reactions to dividend initiations and omissions: Overreaction or drift?», *Journal of Finance* 50, págs. 573-608.
- MICHAYLUK, D. y KOFMAN, P. (2001): «Liquidity, market structure and stock splits», Research Paper Series 62, Quantitative Finance Research Centre, University of Technology, Sydney.
- MITCHELL, M. L. y STAFFORD, E. (2000): «Managerial decisions and long-term stock price performance», *Journal of Business* 73, págs. 287-329.
- MORGAN, J. N. y SONQUIST, J. A. (1963): «Problems in the analysis of survey data: and a proposal», *Journal of the American Statistical Association* 58, 415-434 [Citado en KASS, G. V. (1980), «An Exploratory Technique for Investigating Large Quantities of Categorical Data», *Applied Statistics* 29, págs. 119-127].
- MUKHERJI, S., KIM, Y. y WALKER, M. (1997): «The effect of stock splits on the ownership structure of firms», *Journal of Corporate Finance* 3, págs. 167-188.
- MURRAY, D. (1985): «Further evidence on the liquidity effects of stock splits and stock dividends», *Journal of Financial Research* 8, págs. 59-67.
- MUSCARELLA, C. J. y VETSUYPEN, M. R. (1996): «Stock splits: Signaling or liquidity? The case of ADR 'solo-splits'», *Journal of Financial Economics* 42, págs. 3-26.
- NELSON, D. B. (1991): «Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach», *Econometrica* 59 (2) páginas 347-370.
- NICHOLS, W. D. (1983): «Semantics and capital market efficiency: Testing the market's reaction to the naming of stock distributions as splits or dividends», *Journal of Business Research* 11 (1) págs. 11-20.
- NICHOLS, W. D. y BROWN, S. L. (1981): «Assimilating earnings and split information: Is the capital market becoming more efficient?», *Journal of Financial Economics* 9 (3) págs. 309-315.
- NIETO, B. (2001): «Los modelos multifactoriales de valoración de activos: Un análisis empírico», Working Paper IVIE, WP-EC 2001-19.

- OHLSON, J. A. y PENMAN, S. H. (1985): «Variance increases subsequent to stock splits: An empirical aberration», *Journal of Financial Economics* 14, págs. 251-266.
- PARK, J. y KRISHNAMURTI, C. (1995): «Stock splits, bid-ask spreads and return variances: an empirical investigation of Nasdaq stocks», *Quarterly Journal of Business and Economics* 34, págs. 39-45.
- PILOTTE, E. (1997a): «Earnings and stock splits in the eighties», *Journal of Financial and Strategic Decisions* 10, páginas 37-47.
- (1997b): «The wealth and earnings implications of stock splits by non-divided paying firms», *Quarterly Journal of Business and Economics* 36 (1), págs. 81-95.
- PILOTTE, E. y MANUEL, T. (1996): «The markets response to recurring events: The case of stock splits», *Journal of Financial Economics* 41, págs. 111-127.
- POWELL, G. E. y BAKER, H. K. (1993): «The effects of stock splits on the ownership mix of a firm», *Review of Financial Economics* 3, págs. 70-88.
- RANKINE, G. y STICE, E. K. (1997): «The market reaction to the choice of accounting method for stock splits and large stock dividends», *Journal of Finance and Quantitative Analysis* 32 (2), págs. 161-182.
- RAU, P. R. y VERMAELEN, T. (1998): «Glamour, value, and the post-acquisition performance of acquiring firms», *Journal of Financial Economics* 49, págs. 223-253.
- REBOREDO, J. C. (2000): «¿Reacciona el mercado positivamente a los splits?». Fundación Caixa Galicia, CIEF.
- (2003): «How is the market reaction to stock splits?», *Applied Financial Economics* 13 (5) págs. 361-368.
- REINGANUM, M. (1981): «Misspecification of capital asset pricing: Empirical anomalies based on earnings' yields and market values», *Journal of Financial Economics* 9, págs. 19-46.
- ROBLES, M. D. (2002): «Medidas de volatilidad», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, XXXI (114) páginas 1073-1110.
- ROZEFF, M. S. (1998): «Stock splits: Evidence from mutual funds», *Journal of Finance* 53 (1), págs. 335-349.
- RUBIO, G. y TAPIA, M. (1996): «Adverse selection, volume and transactions around dividend announcements in a continuous auction system», *European Financial Management* 2, págs. 39-69.
- SANTESMASES, M. (2001): *DYANE: Diseño y análisis de encuestas en investigación social y de mercado. Versión 2*. Ed. Pirámide. Madrid.
- SCHULTZ, P. (2000): «Stock splits, tick size and sponsorship», *Journal of Finance* 55, págs. 429-450.
- SHEFRIN, H. y STATMAN, M. (1993): «Behavioral aspects of the design and the marketing of financial products», *Financial Management* (Summer), págs. 123-134.
- SHEIKH, A. M. (1989): «Stock splits, volatility increases and implied volatilities», *Journal of Finance* 44 (5) págs. 1361-1372.
- SO, R. W. y TSE, Y. (2000): «Rationality of stock splits: The target-price hypothesis», *Review of Quantitative Finance and Accounting* 14, págs. 67-84.
- SZEWCHYK, S. H. y TSETSEKOS, G. P. (1995): «Why stocks split? Evidence from institutional ownership», Working paper, Drexel University [Citado en Ikenberry et al. (1996)].
- TAPIA, M. (1995): «Ensayos sobre microestructura: Información, riesgo y liquidez». Tesis doctoral. Universidad del País Vasco.

- (1998): «Liquidez: Un enfoque metodológico», *Bolsa de Madrid* 69, págs. 14-17.
- THALER, R. (1985): «Mental accounting and consumer choice», *Marketing Science* 4 (Summer), págs. 199-214.
- VAITILINGAM, R. (2001): «*La guía Financial Times para entender las páginas financieras*». Prentice Hall.
- VILLALBA, D. (2001): «Behavioral Finance», *Bolsa de Madrid* 102, págs. 57-61.
- WHITE, H. (1980): «A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity», *Econometrica* 48, págs. 817-838.
- WU, L. y CHAN, B. Y. (1996): «On the existence of an 'optimal stock price': Evidence from stock splits in Hong Kong», Working Paper, City University of Hong Kong.
- WULF, C. (2002): «The market reaction to stock splits: Evidence from Germany», *Schmalenbach Business Review* 54, págs. 270-297.
- YAGÜE, J. (1998): *Efectos de la Política de Dividendos en el valor de la empresa. Aplicación empírica para los dividendos en acciones*. Tesina de Tercer Ciclo. Dpto. de Economía de la Empresa. Universidad de Murcia.
- (2001): *Distribuciones gratuitas de acciones en el Mercado de Capitales Español: Información, Liquidez y Volatilidad*. Tesis Doctoral. Dpto. de Organización de Empresas, Universidad de Murcia.
- (2002a): «Contenido informativo de los splits en el mercado español: Análisis de la reacción de los inversores y analistas», Ponencia presentada al X Foro de Finanzas, Universidad Pablo de Olavide de Sevilla.
- (2002b): «Distribuciones gratuitas de acciones: Motivaciones de los directivos españoles para aumentar el número de títulos en circulación», *Análisis Financiero* 87, págs. 12-25.
- (2004): «Errores de medida, actividad de negociación y volatilidad de las rentabilidades tras los desdoblamientos de acciones», *Revista de Economía Financiera* 3, págs. 4-24.
- YAGÜE, J. y GÓMEZ, J. C. (2000): «Análisis intradiario del efecto de los splits en la actividad de negociación de las acciones». Ponencia presentada al XI Congreso de la AECA.
- (2002): «Tamaño de las transacciones, introducción de órdenes y preferencias por precios en los splits de acciones», Working Paper del Ivie, WP-EC 2002-29.
- (2005): «Price and tick size preferences in trading activity changes around stock splits executions», *Spanish Economic Review* 7 (2) págs. 111-138.
- YE, J. (1999): «Excess returns, stock splits and analyst earnings forecasts», *Journal of Portfolio Management* 25, págs. 70-76.



A.1.**SPLITS REALIZADOS EN LA BOLSA ESPAÑOLA DEL 1-1-1996
AL 31-12-2003**

En esta tabla se muestran las empresas que realizan *splits* en el periodo comprendido entre el 1 de enero de 1996 y el 31 de diciembre de 2003. Se muestra la fecha de ejecución del *split*, el factor del *split*, y el valor nominal de las acciones anterior y posterior a la división. Los importes sin decimales están expresados en pesetas, mientras que los importes que figuran con dos decimales están expresados en euros, a excepción de los datos relativos a Bayer y Commerzbank, que figuran en marcos alemanes.

NOMBRE	FECHA EJECUCIÓN	PROPORCIÓN	VALOR ANTERIOR	VALOR NUEVO
BAYER	3-6-96	10	50 DM	5 DM
COMMERZBANK	30-9-96	10	50 DM	5 DM
PROSEGUR	11-10-96	5	500	100
CATALANA OCCIDENTE	21-2-97	4	1.000	250
VIDRALA	12-5-97	2	500	250
BANCO SANTANDER	9-6-97	3	750	250
BANCO BILBAO VIZCAYA	21-7-97	3	780	260
GAS NATURAL	21-7-97	4	600	150
BANKINTER	21-7-97	3	1.500	500
ENDESA	24-7-97	4	800	200
CAMPOFRIO	29-7-97	2	1.000	500
BANCO POPULAR	8-9-97	4	500	125
BANCO CENTRAL HISPANO	13-10-97	2	500	250
ACS	13-10-97	4	1.000	250
FCC	20-10-97	4	1.000	250
INMOBILIARIA ZABALBURU	30-10-97	4	1.000	250
OBRASCON	5-12-97	5	500	100
CORTEFIEL	18-12-97	2	100	50

NOMBRE	FECHA EJECUCIÓN	PROPORCIÓN	VALOR ANTERIOR	VALOR NUEVO
CORPORACION MAPFRE	22-12-97	2	500	250
MAPFRE VIDA	22-12-97	2	500	250
ZARDOYA OTIS	16-2-98	5	900	180
TABACALERA	06-4-98	5	500	100
KOIKE	27-4-98	2	1.000	500
BANCO PASTOR	11-5-98	2	1.000	500
TELEPIZZA	18-5-98	20	100	5
VIDRALA	18-5-98	3	510	170
METROVACESA	8-6-98	2	500	250
ARGENTARIA	29-6-98	4	500	125
BANCO SANTANDER	29-6-98	2	230	115
CEMENTOS PORTLAND	29-6-98	2	500	250
NICOLAS CORREA	29-6-98	5	1000	200
BANCO BILBAO VIZCAYA	13-7-98	3	270	90
INBESOS S.A.	13-7-98	5	1000	200
VALLEHERMOSO S.A.	20-7-98	3	500	165
CAMPOFRIO S.A.	20-7-98	3	500	167
BANKINTER	20-7-98	2	500	250
FAES FARMA S.A.	27-7-98	4	200	50
BODEGAS Y BEBIDAS S.A.	27-7-98	4	1.000	250
ABENGOA	27-7-98	3	500	167
ACERIAS Y FORJAS AZCOITIA	27-7-98	3	500	168
BANCO DE ANDALUCIA	3-8-98	4	500	125
BANCO DE CASTILLA	3-8-98	50	5.000	100
BANCO CENTRAL HISPANO	3-8-98	3	252	84
BANCO CREDITO BALEAR	3-8-98	4	500	125
BANCO DE GALICIA	3-8-98	10	500	50
BANCO DE VASCONIA	3-8-98	10	500	50
UNIPAPEL S.A.	14-9-98	2	500	250
PÓRTLAND VALDERRIBAS S.A.	14-9-98	3	480	160
BANCO ESFINGE S.A.	28-9-98	3	525	175
IBERPISTAS	5-11-98	3	252	84
AZKOYEN	27-11-98	5	1.000	200
ACCIONA S.A.	30-11-98	6	1.000	167

NOMBRE	FECHA EJECUCIÓN	PROPORCIÓN	VALOR ANTERIOR	VALOR NUEVO
PULEVA S.A.	21-12-98	50	500	10
FASTIBEX S.A.	4-1-99	5	1.000	200
ZELTIA S.A.	18-1-99	5	5,00	1,00
ZELTIA S.A.	3-3-99	3	1,00	0,33
VISCOFAN S.A.	15-3-99	2	100	50
BANCO GUIPUZCOANO S.A.	24-3-99	4	665	167
REPSOL YPF S.A.	19-4-99	3	3,00	1,00
BANCO DE VALENCIA S.A.	25-5-99	3	3,00	1,00
GRUPO DRAGADOS S.A.	31-5-99	3	3,00	1,00
SCH	14-6-99	2	1,00	0,50
HIDROCANTABRICO	23-6-99	3	6,00	2,00
BANCO ZARAGOZANO	1-7-99	3	3,00	1,00
CÍA- VINÍCOLA NORTE DE ESP-	5-7-99	5	1,20	0,24
NICOLAS CORREA	12-7-99	2	2,00	1,00
LINGOTES ESPECIALES	12-7-99	3	3,00	1,00
CEPSA	12-7-99	3	3,00	1,00
GAS NATURAL	12-7-99	3	3,00	1,00
CORP-FINANCIERA ALBA	19-7-99	6	6,00	1,00
AGUAS DE BARCELONA	19-7-99	3	3,00	1,00
TELEFÓNICA	26-7-99	3	3,00	1,00
INMOBILIARIA URBIS S.A.	2-8-99	2	466	233
TAVEX ALGODONERA	4-8-99	3	500	167
AZKOYEN	6-8-99	2	1,20	0,60
SOL MELIA S.A.	9-8-99	3	0,60	0,20
AVANZIT S.A./RADIOTRONICA	3-9-99	3	3,00	1,00
VIDRIERA LEONESA S.A.	6-9-99	3	3,00	1,00
ZARDOYA OTIS S.A.	10-9-99	2	140	70
INDO INTERNACIONAL S.A.	15-9-99	6	1.000	166
AMPER S.A.	27-9-99	2	300	150
FCC	30-9-99	2	250	125
BANCO POPULAR ESPAÑOL	14-2-00	2	1,00	0,50
TPI	19-6-00	3	0,15	0,05
ZELTIA	8-9-00	4	0,28	0,07
INDRA SISTEMAS	2-10-00	2	0,40	0,20

NOMBRE	FECHA EJECUCIÓN	PROPORCIÓN	VALOR ANTERIOR	VALOR NUEVO
ESPAÑOLA DEL ZINC	6-11-00	3	3,00	1,00
BANCO PASTOR S.A.	23-7-01	3	3,00	1,00
ABENGOA	26-7-01	4	1,00	0,25
CORTEFIEL S.A.	31-7-01	2	0,30	0,15
CORP- MAPFRE	15-9-01	3	1,5	0,50

FUENTE: García (1998) y elaboración propia.

A.2. ANÁLISIS PREVIO DE LAS SERIES DE RENTABILIDADES

En el presente epígrafe se estudia la estacionariedad de las series de cotizaciones bursátiles, dado que se trata de una condición necesaria para la modelización de series temporales a través de la regresión GARCH(1,1). Para ello, contrastamos la existencia de raíces unitarias a través de los contrastes Dickey-Fuller aumentado (ADF) y Phillips-Perron (P-P) que, en ambos casos, efectuamos con y sin tendencia. Los dos estadísticos adoptan como hipótesis nula la existencia de raíz unitaria en las series, es decir, la no estacionariedad. Para la aceptación o rechazo de la hipótesis nula adoptamos los valores críticos de MacKinnon: para el ADF y P-P sin tendencia $-2,86$ y $-3,43$ al 95% y 99% de confianza respectivamente, y para ambos estadísticos con tendencia, $-3,41$ y $-3,96$ al 95% y 99% de confianza respectivamente. La hipótesis nula se acepta cuando el resultado del estadístico, en valor absoluto, es menor que el valor crítico, también en valor absoluto.

Los resultados para el promedio ponderado de las series de cotizaciones bursátiles y para el promedio ponderado de las rentabilidades bursátiles se exponen en la Tabla A.2.

Como se observa a partir del Panel A de la Tabla A.2, los resultados obtenidos para los contrastes ADF y P-P, con y sin tendencia, para el promedio de las cotizaciones bursátiles son inferiores, en valor absoluto, a los valores críticos, por lo que se acepta la hipótesis nula de no estacionariedad al 99% de confianza, tanto para el periodo total considerado, como para los periodos pre- y post-*split*. El resultado obtenido para el promedio ponderado de las cotizaciones se observa asimismo para el 100% de las series de cotizaciones de los títulos individuales, tanto en el periodo completo, como en los subperiodos anterior y posterior al suceso. Por tanto, se procede a aplicar primeras diferencias, con lo cual se obtiene la serie de rentabilidades, que, como muestra el Panel B de la Tabla A.2, los valores para los contrastes ADF y P-P, con y sin tendencia, son superiores, en valor absoluto, a los valores críticos. Por tanto, se rechaza la hipótesis nula al 99% de confianza y la serie resulta ser estacionaria, tanto para los subperiodos pre- y post-*split*, como para el periodo completo.

Estos resultados obtenidos para las primeras diferencias del promedio de las cotizaciones de los títulos desdoblados se repiten para el 100% de los títulos considerados individualmente.

TABLA A.2

CONTRASTE DE RAÍZ UNITARIA

	ADF		P-P	
	S. TEN	C. TEN	S. TEN	C. TEN
Panel A: Promedio ponderado por el valor de mercado (precios)				
A.1: Periodo total				
1 año	-1,0261	-1,2489	-1,03361	-1,2800
2 años	-1,4741	-0,5752	-1,4765	-0,6556
3 años	-1,5130	-0,2354	-1,5306	-0,3099
A.2: Periodo pre-split				
1 año	-0,5186	-1,0862	-0,7022	-1,2872
2 años	0,3455	-1,5105	0,3478	-1,6189
3 años	1,1501	-1,8473	1,0544	-1,8802
A.3: Periodo post-split				
1 año	-1,3393	-0,6349	-1,4042	-0,5833
2 años	-1,9032	-1,4805	-1,9049	-1,4907
3 años	-1,3734	-2,2426	-1,3844	-2,2560
Panel B: Promedio ponderado por el valor de mercado (rentabilidades)				
B.1: Periodo total				
1 año	-8,7238	-8,7476	-18,9284	-18,9301
2 años	-12,606	-12,7412	-27,7274	-27,8006
3 años	-15,5820	-15,7487	-34,36114	-34,4570
B.2: Periodo pre-split				
1 año	-6,0399	-6,0189	-12,1825	-12,1462
2 años	-8,7201	-8,7100	-19,2904	-19,2749
3 años	-10,8884	-10,9176	-23,5364	-23,5434
B.3: Periodo post-split				
1 año	-6,2945	-6,3881	-14,1379	-14,1978
2 años	-9,1657	-9,3429	-19,7787	-19,9037
3 años	-11,3046	-11,4460	-24,7963	-24,8901

La tabla muestra los valores de los contrastes ADF y P-P sin tendencia (S.Ten) y con tendencia (C.Ten) para el promedio de los precios de los títulos desdoblados ponderados por el valor de mercado (Panel A) y para las diferencias logarítmicas del promedio de los precios de los títulos desdoblados ponderados por el valor de mercado (Panel B).

En consecuencia, efectuamos nuestro análisis sobre las primeras diferencias de las cotizaciones, que constituyen una buena aproximación de la rentabilidad.

- N.º 1. **LA POLÍTICA AGRARIA COMÚN Y SU APLICACIÓN EN ESPAÑA**,
por Carlos Tió Saralegui y José María Sumpsi Viñas.
- N.º 2. **EL DEBATE SOBRE LA FLEXIBILIDAD DEL MERCADO DE TRABAJO**,
edición dirigida por José Luis Malo de Molina.
- N.º 3. **COMENTARIOS A LA LEY DE DISCIPLINA E INTERVENCIÓN DE LAS ENTIDADES DE CRÉDITO**,
edición dirigida por Tomás-Ramón Fernández.
- N.º 4. **LA LOCALIZACIÓN INDUSTRIAL EN ESPAÑA. FACTORES Y TENDENCIAS**,
edición dirigida por Joaquín Auriolés Martín y Juan Ramón Cuadrado Roura.
- N.º 5. **COMENTARIOS A LA LEY DE DISCIPLINA E INTERVENCIÓN DE LAS ENTIDADES DE CRÉDITO**,
2.ª edición, revisada, dirigida por Tomás-Ramón Fernández.
- N.º 6. **LAS ÁREAS DEPRIMIDAS DE ESPAÑA**,
por José María Mella Márquez.
- N.º 7. **REGULACIÓN DE LAS ENTIDADES DE CRÉDITOS EN ESPAÑA**,
por Joaquín Latorre Díez.
- N.º 8. **LOS IMPUESTOS Y LAS DECISIONES DE AHORRO E INVERSIÓN DE LAS FAMILIAS**,
por José Manuel González-Páramo y Nuria Badenes Plá.
- N.º 9. **SERIES DE INDICADORES DE CONVERGENCIA REAL PARA ESPAÑA, EL RESTO DE PAÍSES DE LA UE Y EE.UU.**,
por Carmela Martín y Francisco J. Velázquez.
- N.º 10. **TRES ANÁLISIS SOBRE CAJAS DE AHORROS Y SISTEMA FINANCIERO**,
por E. P. M. Gardener, P. Molyneux, Cesare Bioni, Stefano Cosma, Santiago Carbo, Rafael López del Paso y F. Rodríguez Fernández.
- N.º 11. **EL BALANCE NACIONAL DE LA ECONOMÍA ESPAÑOLA (1984-2000)**,
por José Manuel Naredo y Óscar Carpintero.
- N.º 12. **LA CONVERGENCIA REAL DE ESPAÑA EN EL SENO DE LA UNIÓN EUROPEA AMPLIADA**,
por Carmela Martín y Francisco J. Velázquez.
- N.º 13. **LA FISCALIDAD EFECTIVA DE LOS PRODUCTOS DE AHORRO EN EUROPA Y EE.UU. Y EL PRINCIPIO DE NEUTRALIDAD. ANÁLISIS COMPARADO Y EVALUACIÓN DE LA REFORMA DEL IRPF DE 2003**,
por José Manuel González-Páramo y Nuria Badenes Plá.
- N.º 14. **EVALUACIÓN DE LA EFICIENCIA DEL SECTOR PÚBLICO: VÍAS DE APROXIMACIÓN**,
por José M. Domínguez Martínez, Francisco Pedraja Chaparro, Javier Salinas Jiménez, Luis Ayala Cañón y Nuria Rueda López.
- N.º 15. **SALUD Y ESTILOS DE VIDA EN ESPAÑA. UN ANÁLISIS DE LOS CAMBIOS OCURRIDOS EN LA ÚLTIMA DÉCADA**,
por Colectivo IOÉ.
- N.º 16. **LA REFORMA EN LA IMPOSICIÓN PERSONAL SOBRE LA RENTA: UNA EVOLUCIÓN DE LA RECIENTE EXPERIENCIA ESPAÑOLA**,
por José Félix Sanz Sanz, Juan Manuel Castañer Carrasco y Desiderio Romero Jordán.
- N.º 17. **CONTABILIDAD NACIONAL Y MEDIO AMBIENTE**,
por Diego Azqueta, Gonzalo Delacámara, Marta Santamaría y Sergio Tirado.
- N.º 18. **TRANSFERENCIA INTERNACIONAL DE TECNOLOGÍA**,
por José Molero, Rajneesh Narula, Brian Portelli, Sanjaya Lall, Carlo Pietrobelli, José Antonio Alonso e Isabel Álvarez.

- N.º 19. **EL LIDERAZGO SOCIAL DE LAS CAJAS DE AHORROS**,
por Enrique Castelló Muñoz.
- N.º 20. **CAMBIOS EN LA ESTRUCTURA DE LA POBLACIÓN EN LA UNIÓN EUROPEA, ENVEJECIMIENTO Y EXTRANJERÍA**,
por Encarnación Cereijo y Francisco J. Velázquez.
- N.º 21. **NUEVO ENFOQUES EN EL ESTUDIO ECONÓMICO DEL TURISMO**,
por Javier Ferri, Vicente M. Monfort Miz y Ezequiel Uriel.
- N.º 22. **INDICADORES DE CONVERGENCIA REAL PARA LOS PAÍSES AVANZADOS**,
por Encarnación Cereijo, Jaime Turrión y Francisco J. Velázquez.
- N.º 23. **INDICADORES DE CONVERGENCIA REAL PARA LAS REGIONES ESPAÑOLAS (*Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD*)**,
por Encarnación Cereijo, Jaime Turrión y Francisco J. Velázquez.
- N.º 24. **SISTEMAS REGIONALES DE INNOVACIÓN: NUEVAS FORMAS DE ANÁLISIS Y MEDICIÓN (*Serie ANÁLISIS*)**,
por Mikel Buesa, Joost Heijs, Björn Asheim, Thomas Baumert, Mikel Navarro y Mónica Martínez Pellitero.
- N.º 25. **IMPACTO ECONÓMICO DEL CONTROL DEL CAMBIO CLIMÁTICO EN ESPAÑA (*Serie TESIS*)**,
por Mikel González Ruiz de Eguino.
- N.º 26. **RESPUESTA FISCAL DE LOS PAÍSES EN DESARROLLO A LOS FLUJOS DE AYUDA INTERNACIONAL: APLICACIÓN AL CASO DE CENTROAMÉRICA (*Serie TESIS*)**,
por Mariola Gozalo Delgado.
- N.º 27. **LA INCIDENCIA ECONÓMICA DE LAS COTIZACIONES SOCIALES Y EL MERCADO DE TRABAJO EN ESPAÑA (*Serie TESIS*)**,
por Ángel Melguizo Esteso.
- N.º 28. **INMIGRANTES, NUEVOS CIUDADANOS ¿HACIA UNA ESPAÑA PLURAL E INTERCULTURAL? (*Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD*)**
por Colectivo Ioé.
- N.º 29. **EL *STOCK* DE GASTO PÚBLICO EN LOS PAÍSES DE LA OCDE (*Serie ECONOMÍA Y SOCIEDAD*)**,
por Encarnación Cereijo y Francisco Javier Velázquez.
- N.º 30. **LA INDUSTRIA DE ALTA TECNOLOGÍA EN ESPAÑA: FACTORES DE LOCALIZACIÓN Y DINÁMICA ESPACIAL (*Serie TESIS*)**,
por José Miguel Giner Pérez.
- N.º 31. **CONVERGENCIA EN RENTA PER CÁPITA ENTRE LAS COMUNIDADES AUTÓNOMAS ESPAÑOLAS (1955-2004): UNA APLICACIÓN BASADA EN MÉTODOS DE PANEL DINÁMICO (*Serie TESIS*)**,
por Fernando Martín Mayoral.
- N.º 32. **EL DESDOBLAMIENTO DE ACCIONES EN EL MERCADO ESPAÑOL: FACTORES DETERMINANTES Y EFECTOS (*Serie TESIS*)**,
por María Eugenia Ruiz Molina.

ESTUDIOS DE LA FUNDACIÓN

SERIE TESIS

Pedidos e información:

FUNDACIÓN DE LAS CAJAS DE AHORROS

Caballero de Gracia, 28
28013 Madrid

Teléfono: 91 596 54 81

Fax: 91 596 57 96

suscrip@funcas.es

www.funcas.es

P.V.P.: 13€ (IVA incluido)

ISBN 978-84-89116-40-5



9 788489 116405