

**¿TIENEN LAS EMPRESAS QUE REALIZAN UN *SPLIT* RENDIMIENTOS
ANORMALES A LARGO PLAZO? UN ESTUDIO PARA LA BOLSA ESPAÑOLA***

José E. Farinós

Departament de Finances Empresariales
Universitat de València

C. José García

Departament de Finances Empresariales
Universitat de València

María Eugenia Ruiz*

Departament d'Administració d'Empreses i Màrqueting
Universitat Jaume I

*** Autor de contacto:**

Departament d'Administració d'Empreses i Màrqueting
Campus del Riu Sec
Ctra. Borriol s/n
12071 Castelló de la Plana
Telf.: 964 728661
Fax: 964 72 8629
Correo electrónico: mmolina@emp.uji.es

* Los autores agradecen las sugerencias y comentarios de los asistentes al XI Foro de Finanzas (Alicante, 13 y 14 de noviembre), en especial a Carlos Forner.

¿TIENEN LAS EMPRESAS QUE REALIZAN UN *SPLIT* RENDIMIENTOS ANORMALES A LARGO PLAZO? UN ESTUDIO PARA LA BOLSA ESPAÑOLA

Resumen

El presente trabajo investiga si las empresas del SIBE que realizan un *split* exhiben rendimientos anormales a largo plazo tras el suceso. Si bien la literatura constata una reacción a corto plazo de la rentabilidad favorable ante el anuncio y la ejecución de un *split*, la evidencia acerca de los rendimientos a largo plazo no es concluyente. Nuestros resultados, obtenidos mediante diferentes métodos de estimación y para los 12, 24 y 36 meses siguientes a la división del valor nominal de los títulos, no muestran la existencia de rendimientos anormales significativos. Estos resultados son consistentes con la evidencia mostrada por algunos estudios para las bolsas suiza y estadounidense.

Palabras clave: *splits*, rentabilidad a largo plazo.

Clasificación JEL: G12, G14.

Abstract

We investigate whether stock splits of SIBE firms are followed by abnormal returns on the long-term. Although literature shows a short-term positive abnormal reaction to the announcement and the execution of a stock split, evidence regarding long-term abnormal performance is not conclusive. We analyse three windows of 12, 24 and 36 months after the stock split through BHAR, CAR and calendar-time portfolio approaches. Our results do not support the existence of abnormal performance after the stock split in the Spanish market and are consistent with the evidence from several Swiss and US market researches.

Key words: stock *splits*, long-run abnormal return

JEL classification: G12, G14.

¿TIENEN LAS EMPRESAS QUE REALIZAN UN *SPLIT* RENDIMIENTOS ANORMALES A LARGO PLAZO? UN ESTUDIO PARA LA BOLSA ESPAÑOLA

1. INTRODUCCIÓN

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. Esta operación consiste simplemente en incrementar el número de acciones emitidas por una sociedad sin variar su cifra de capital, reduciendo el valor nominal de las acciones en la misma proporción que incrementa su número, por lo que teóricamente las repercusiones económico-financieras de la operación son nulas. Sin embargo, la evidencia empírica destaca, por lo general, la existencia de rentabilidades anormales positivas alrededor de las fechas de anuncio [Fama *et al.* (1969), Grinblatt *et al.* (1984), Lakonishok y Lev (1987), Lamoureux y Poon (1987), McNichols y Dravid (1990), Wulff (1999)] y de ejecución del *split* [Grinblatt *et al.* (1984), Wulff (1999)]. Adicionalmente, se detectan con posterioridad al *split* incrementos en el número de accionistas de las empresas que fraccionan el nominal de sus títulos [Lakonishok y Lev (1987), Lamoureux y Poon (1987), Conroy *et al.* (1990), Maloney y Mulherin (1992)], aumento significativo de la volatilidad de los precios de los títulos [Ohlson y Penman (1985), Dravid (1987), Lamoureux y Poon (1987), Conroy *et al.* (1990), Dubofsky (1991), Kryzanowski y Zhang (1996), Desai *et al.* (1998), Koski (1998), Wulff (1999)], un incremento considerable de la actividad negociadora de los pequeños inversores [Kryzanowski y Zhang (1996), Angel (1997), Angel *et al.* (1997), Desai *et al.* (1998), Koski (1998), Lipson (1999), Schultz (2000), Easley *et al.* (2001), Bley (2002)], así como comportamientos significativos en distintas medidas indicadoras de la liquidez de los títulos afectados, a saber, una reducción del volumen negociado [Copeland (1979), Lamoureux y Poon (1987), Koski (1998), Desai *et al.* (1998), Lipson (1999)] y un incremento de la horquilla relativa tras el *split* [Copeland (1979), Desai *et al.* (1998), Koski (1998), Easley *et al.* (2001)].

De forma similar a la evidencia internacional, para el caso español se detectan asimismo rentabilidades anormales positivas significativas en los días alrededor del anuncio [Yagüe (2002), Menéndez y Gómez-Ansón (2003), Ruiz y García (2003)] y de la ejecución del *split* [Gómez Sala (2001), Menéndez y Gómez-Ansón (2003), Ruiz y García (2003)],

incrementos significativos del *spread* relativo, de la profundidad y del número de transacciones, y una reducción en el tamaño de las operaciones y en el volumen de negociación en los días posteriores a la ejecución del *split* [Gómez Sala (2001), Yagüe (2001), Yagüe y Gómez Sala (2002)]. Tomando un horizonte de estudio más amplio, consistente en periodos pre- y post-*split* de 60 días cada uno, Reboredo (2000) obtiene un incremento del volumen negociado y de la volatilidad tras la ejecución del *split*. Sin embargo, detecta un descenso significativo en la rentabilidad de las acciones en el periodo posterior al desdoblamiento del valor nominal del título.

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) 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*.

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* 2x1, 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 anormales.¹ Fama (1998) sugiere

¹ Mitchell y Stafford (2000) señalan que los *BHAR* tienden a crecer conforme se amplía el horizonte de

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 llevan 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 sistemáticamente. 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 plazo,² 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). Adicionalmente, hemos profundizado en el análisis estudiando diferentes submuestras en función del tamaño de empresa, el motivo de la operación (adaptación del valor nominal al euro o no) y la repetición del *split*.

Los resultados obtenidos para los distintos intervalos temporales y submuestras no muestran la existencia de rendimientos anormales significativos tras la realización del *split*. Esta evidencia es consistente con la que aportan Fama *et al.* (1969), Boehme *et al.* (2002) y Byun y Rozeff (2003) para el mercado estadounidense.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente forma. En la sección segunda, se describe la muestra y las bases de datos utilizadas. En la tercera sección, se expone la metodología utilizada para abordar nuestro objetivo. Los resultados para la muestra completa y para las diferentes submuestras se recogen en la sección cuarta y quinta, respectivamente. Las principales conclusiones del trabajo se exponen en la sección sexta.

2. MUESTRA Y BASES DE DATOS

Para realizar el estudio disponemos de las fechas de ejecución de los *splits* realizados por las empresas que se negocian en el Sistema de Interconexión Bursátil Español (SIBE) durante el periodo comprendido entre el 1 de enero de 1996 y el 31 de diciembre de 2001,

estudio, incluso cuando no se observan rentabilidades anormales en el primer periodo tras el suceso.

² 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.

información que ha sido obtenida de la revista mensual de Bolsa de Madrid. El número de *splits* asciende a 91. La distribución de los mismos por años, sectores y trimestres se muestra en las tablas 1 y 2.

INSERTAR TABLA 1

INSERTAR TABLA 2

Al estudiar las características de los *splits* localizados, se observa en la tabla 1 una fuerte concentración sectorial, ya que de los 91 *splits* para el periodo de estudio 24 son realizados por bancos, si bien se debe tener en cuenta que se trata del sector con mayor número de empresas. 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, la tabla 2 pone de manifiesto 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, como también destacan Byun y Rozeff (2003) para el mercado estadounidense. Para el caso español, los *splits* se encuentran concentrados en los años 1998 y 1999, debido al gran número de empresas que modificó durante estos años el valor nominal de sus títulos para adaptarlo al euro.

Por otra parte, 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 desde el 2 de enero de 1989 al 31 de agosto de 2002 para aquellas empresas que están o han estado en el SIBE, disponiendo de información de un total de 177 títulos. A partir de estos datos se ha elaborado las series históricas de rentabilidades mensuales, corregidas por dividendos, ampliaciones de capital y *splits*.

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 los primeros *splits* realizados por títulos que dividen en más de una ocasión el nominal de sus acciones durante el periodo muestral considerado, ya que el periodo post-*split* de las primeras operaciones estará

contaminado por los efectos anuncio y ejecución de las siguientes (10 *splits*), dejando solamente los últimos *splits* para contrastar los efectos totales a largo plazo de este fenómeno y evitar solapamientos entre primeros *splits* y desdoblamientos subsiguientes por cualquiera de los tres métodos. 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*.

3. 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) y 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 de las metodologías habituales propuestas por la literatura. En concreto, el rendimiento anormal a largo plazo es estimado tanto en fecha de suceso como en fecha de calendario.³ 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 estimados.⁴

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.

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

³ Véase Farinós *et al.* (2002b) para una detallada exposición de los distintos métodos de estimación del rendimiento anormal a largo plazo.

⁴ Este problema surge como consecuencia del solapamiento temporal de las series de rendimientos al extender su cálculo a lo largo de amplios horizontes temporales.

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 Índice General de la Bolsa de Madrid (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*;⁵ 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.^{6,7}

3.1. Método de los 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 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 [1].

$$BHR_{i\tau} = \left[\prod_{t=s}^{s+\tau} (1 + R_{it}) \right] - 1, \quad [1]$$

donde R_{it} es el rendimiento mensual de la empresa i de la muestra en el mes t .⁸

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

⁵ 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.

⁶ 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.

⁷ 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.

⁸ El rendimiento a largo plazo correspondiente a las referencias se ha calculado de forma análoga a la

periodo de una determinada referencia, según la expresión [2].

$$BHAR_{i\tau} = BHR_{i\tau} - E(BHR_{CONTROL,\tau}), \quad [2]$$

donde $BHAR_{i\tau}$ es la rentabilidad anormal para la empresa i en el periodo de τ meses posterior al suceso, y $BHR_{CONTROL,\tau}$ 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}_τ), que, como muestra la expresión [3], se obtiene como media ponderada en sección cruzada de los $BHAR$ individuales.

$$\overline{BHAR}_\tau = \sum_{i=1}^N w_i \cdot BHAR_{i\tau}, \quad [3]$$

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 muestra.⁹ 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}_τ) es igual a cero en la ventana de τ meses, se utiliza el estadístico t convencional que se presenta en la expresión [4].

$$t = \frac{\overline{BHAR}_\tau}{\sigma(BHAR_\tau)/\sqrt{N}}, \quad [4]$$

donde $\sigma(BHAR_\tau)$ es la desviación típica en sección cruzada de los rendimientos anormales de

expresión [1].

⁹ 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.

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_{it} 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) sugieren el empleo del estadístico t ajustado por asimetría recogido en la expresión [5].

$$t_{asim} = \sqrt{N} \left(S + \frac{1}{3} \gamma S^2 + \frac{1}{6N} \gamma \right), \quad [5]$$

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

convencional 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 original;¹⁰ calcular el estadístico ajustado por asimetría recogido en [5] en cada una de las submuestras aleatorias, y calcular 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 [6].

$$Z = \frac{\overline{BHAR}}{\sqrt{\frac{\hat{\sigma}_{MUESTRA}^2}{N} + \frac{\hat{\sigma}_{CONTROL}^2}{N}}}. \quad [6]$$

3.2. Método de las 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 [7].

$$\overline{AR}_t = \sum_{i=1}^N w_i \cdot AR_{it}, \quad [7]$$

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

¹⁰ Lyon *et al.* (1999) recomiendan un tamaño para las submuestras de $N/4$, justificando su elección según sus análisis empíricos.

el rendimiento de una determinada referencia, y w_i es el peso asignado a la empresa i .¹¹ A continuación, se acumula el rendimiento anormal medio en el periodo τ según la expresión [8].

$$CAR_\tau = \sum_{t=1}^{\tau} \overline{AR}_t . \quad [8]$$

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 [9]–, el cual permite corregir el problema de correlación en sección cruzada.

$$t = \frac{CAR_\tau}{\sqrt{\tau \left(\sum_{t=1}^{\tau} \left(\overline{AR}_t - \frac{1}{\tau} \sum \overline{AR}_t \right)^2 \right) / (\tau - 1)}} . \quad [9]$$

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.

3.3. Método del rendimiento anormal mensual medio

El cálculo del rendimiento anormal en el mes natural t para la empresa i (AR_{it}) que ha

¹¹ Al igual que en con el método de los rendimientos compuestos, estandarizamos el valor de mercado de la

realizado un *split* en los τ 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 [10].

$$MAR_t = \sum_{i=1}^N w_i \cdot AR_{it} , \quad [10]$$

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}_τ) 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.

3.4. 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 [11].

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b_p (R_{mt} - R_{ft}) + s_p \text{SMB}_t + h_p \text{HML}_t + e_{pt}, \quad [11]$$

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

empresa dividiéndolo por el nivel del IGBM en dicho mes.

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/VM.¹² 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 [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 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.

¹² La construcción de los factores SMB y HML se explica detalladamente en Fama y French (1992 y 1993)

4. RESULTADOS

4.1. Método de los rendimientos compuestos

La tabla 3 muestra los resultados obtenidos a partir del método de los rendimientos compuestos. 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 inferiores, 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.

INSERTAR TABLA 3

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 y 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.

4.2. Método de los rendimientos acumulados

Como se puede observar en la tabla 4, considerando el IGBM como referencia, la rentabilidad 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 resultan 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.

INSERTAR TABLA 4

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 puede apreciar 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* de la industria, 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 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.

4.3. Método del rendimiento anormal mensual medio

En la tabla 5 se muestran los resultados para el rendimiento anormal equiponderado como ponderado por el valor de mercado de los títulos. Como puede apreciarse, el rendimiento anormal mensual medio no resulta ser significativo para ninguno de los tres horizontes considerados y para ninguno de los cuatro controles utilizados.¹³

INSERTAR TABLA 5

¹³ 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*.

4.4. Método de la regresión en serie temporal del modelo de Fama y French (1993)

La tabla 6 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 [11]–, donde la variable dependiente es el exceso de rendimiento mensual de la cartera formada con las empresas de la muestra de *splits*.

INSERTAR TABLA 6

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. No se aprecian diferencias sustanciales entre los resultados obtenidos para rendimientos equiponderados y rendimientos ponderados según el valor de mercado de la empresa. Estos resultados coinciden con los obtenidos por Boehme *et al.* (2002) y Byun y Rozeff (2003) para el mercado estadounidense.

5. RENTABILIDAD A LARGO PLAZO POR SUBMUESTRAS

Frente a los resultados obtenidos para la muestra completa, cabe plantearse la posible incidencia de diversos factores en la rentabilidad a largo plazo. En primer lugar, las distintas motivaciones de la empresa para realizar un *split* podrían tener influencia sobre el efecto de este tipo de operación. Dado el gran número de empresas que decidieron realizar un *split* como consecuencia de la adaptación del nominal de sus títulos al euro, pensamos que sería interesante analizar por separado este subgrupo de empresas que compartieron una misma motivación para la realización del desdoblamiento. En segundo lugar, analizamos con mayor profundidad el rendimiento anormal a largo plazo en función del tamaño de la empresa, 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. Por último, Pilotte y Manuel (1996) señalan la existencia de diferencias significativas entre las rentabilidades a corto obtenidas tras el primer *split* realizado por una empresa y los que realiza con posterioridad, ya que, según estos autores, el *split* es interpretado por el mercado como un hecho recurrente y los inversores “aprenden” de la experiencia obtenida en desdoblamientos previos de ese mismo título. Puede resultar interesante contrastar la existencia de tales diferencias para el caso de las

rentabilidades a largo plazo, dividiendo la muestra inicial en dos grupos, según se trate de un primer desdoblamiento o de los realizados con posterioridad por la misma empresa. En el presente apartado se segmentará la muestra original para analizar la posible influencia sobre los resultados obtenidos de los tres factores arriba comentados: la adaptación al euro, el tamaño de la empresa y la repetición del *split*.

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).

5.1. Adaptación del nominal al euro

Se considera que la motivación fundamental del *split* ha sido la adaptación al euro cuando el nominal del título pasa de 3 o 6 euros (500 o 1.000 de las antiguas pesetas, respectivamente) a un euro. Se divide la muestra en dos grupos: aquellas empresas que fraccionan el valor nominal de sus títulos para adaptarlo a la nueva unidad de cuenta, que constituyen una submuestra de 22, 21 y 19 empresas para los 12, 24 y 36 meses, respectivamente; y aquéllas que no realizan el *split* para adaptarse al euro, que forman una submuestra de 43, 41 y 35 desdoblamientos para los periodos de 12, 24 y 36 meses, respectivamente. La tabla 7 expone los resultados obtenidos.

INSERTAR TABLA 7

Como se aprecia en la tabla, la constante del modelo no resulta ser significativa para ninguna de las dos submuestras en ninguno de los tres horizontes temporales considerados.

5.2. Tamaño de la empresa

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 8.

INSERTAR TABLA 8

La constante del modelo no resulta ser significativa para ninguna de las tres submuestras creadas en función del tamaño de la empresa para ninguno de los tres horizontes temporales considerados.

5.3. Repetición del *split*

Por último, investigamos si las empresas que repiten *split* obtienen rentabilidades a largo plazo significativamente distintas de aquéllas empresas que realizan un único desdoblamiento. Para ello, se forman dos grupos de empresas, las que repiten *split*, cuyo número asciende a 11, 10 y 7 para los horizontes de 12, 24 y 36 meses respectivamente, y las que no repiten *split*, cuyo número asciende a 54, 52 y 47. Los resultados para la regresión del modelo de Fama y French (1993) se muestran en la tabla 9.

INSERTAR TABLA 9

Tampoco en estos dos casos la constante del modelo resulta ser significativa para ninguno de los tres horizontes temporales considerados.

6. CONCLUSIONES

Un *split* consiste en el fraccionamiento del valor nominal de un título en la misma proporción que aumenta su número de acciones. Desde un punto de vista teórico, se podría pensar que esta operación carece de efectos reales. Sin embargo, la evidencia empírica muestra la existencia de efectos sobre rentabilidades, liquidez, volatilidad y composición del capital alrededor de la fecha de ejecución del *split*. Por otra parte, la evidencia internacional acerca de los efectos de este tipo de operación sobre las rentabilidades a largo plazo no resulta concluyente. Por lo que respecta a nuestro mercado, este último aspecto no ha sido estudiado todavía dado el carácter novedoso de este tipo de operación.

El objetivo de este trabajo es el estudio de la incidencia de los *splits* sobre las rentabilidades de los títulos a medio y largo plazo. Para ello, se contrasta la existencia de

rendimientos anormales en los 12, 24 y 36 meses posteriores al *split* para una muestra de títulos del SIBE que fraccionan su valor nominal entre enero de 1996 y diciembre de 2001.

Dada la especial sensibilidad de las rentabilidades a largo plazo al método de cómputo utilizado, se han empleado tres métodos para garantizar la robustez de los resultados: rendimientos compuestos (estrategia de *comprar y mantener -BHAR*), rendimientos anormales acumulados (*CAR*) y carteras de fecha de calendario. El contraste de los rendimientos anormales se ha realizado por medio de distintos estadísticos de cara a corregir los diferentes problemas planteados por los métodos mencionados. En todos los casos, se han calculado tanto rendimientos equiponderados como ponderados según la importancia del valor de la empresa dentro del mercado.

En primer lugar, el método de los rendimientos compuestos proporciona 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 de los residuos puede desvirtuar los resultados obtenidos a partir de la metodología *BHAR*, ya que ésta supone la independencia de todas las observaciones.

En segundo lugar, el método de las rentabilidades anormales acumuladas ha proporcionado, 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 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 influencia de distintos factores sobre las rentabilidades de los títulos a partir de diversas submuestras. El hecho de que la empresa decida dividir el nominal de sus títulos para adaptarlo al euro o que el *split* se deba a otro motivo, el tamaño de la empresa, o la repetición del *split* no parecen influir sobre los resultados antes expuestos.

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 sobre-reaccionan o infra-reaccionan sistemáticamente ante este tipo de suceso.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ANGEL, J.J. (1997): “Tick Size, Share Prices and Stock Splits”, *Journal of Finance* 52, 655-681.
- ANGEL, J.J., BROOKS, R. y MATHEW, P. (1997): “When-issued Shares, Small Traders and Variance of Returns around Stock Splits”, Working Paper, Georgetown University.
- ASQUITH, P., HEALY, P. y PALEPU, K. (1989): “Earnings and stock splits”, *Accounting Review* 64, 387-403.

- 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, 341-372.
- BLEY, J. (2002): “Stock splits and stock return behaviour: how Germany tries to improve the attractiveness of its stock market”, *Applied Financial Economics* 12, 85-93.
- BOEHME, R.D., DANIELSEN, B.R. y SORESCU, S.M. (2002): “Stock Split Post-Announcement Returns: Underreaction of Market Friction?”, Working Paper, University of Houston.
- BRAV, A. y P.A. GOMPERS (1997): “Myth or reality? The long-run underperformance of initial public offerings: evidence from venture and nonventure capital-backed companies”, *Journal of Finance* 52, 1791–1821.
- BRAV, A., C. GECZY y P.A. GOMPERS (2000): “Is the abnormal return following equity issuances anomalous?”, *Journal of Financial Economics* 56, 209–249.
- BROWN, S.J. y WARNER, J.B. (1980): “Measuring security price performance”, *Journal of Financial Economics* 8, 205-258.
- BYUN, J. y ROZEFF, M. (2003): “Long-run performance after stock splits: 1926 to 1996”, *Journal of Finance* 58, 1063-1086.
- CONROY, R.M., HARRIS, R.S. y BENET, B.A. (1990): “The Effects of Stock Splits on Bid-Ask Spreads”, *Journal of Finance* 45, 1285-1295.
- COPELAND, T.E. (1979): “Liquidity Changes Following Stock Splits”, *Journal of Finance* 34, 115-141.
- 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, 741-765.
- 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, 159-185.
- DESAI, H. y JAIN, P.C. (1997): “Long Run Common Stock Returns Following Stock Splits and Reverse Splits”, *Journal of Business* 70, 405-433.
- DRAVID, A.R. (1987): “A note on the behavior of stock returns around ex-dates of stock distributions”, *Journal of Finance* 42, 163-168.
- DUBOFSKY, D.A. (1991): “Volatility increases subsequent to NYSE and AMEX stock splits”, *Journal of Finance* 1, 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, 25-51.
- ESPENLAUB, S., GREGORY, A. y TONKS, I. (2000): "Re-assessing the long-term underperformance of UK Initial Public Offerings", *European Financial Management* 6, 319-342.
- FAMA, E.F. (1998): "Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance", *Journal of Financial Economics* 49, 283-306.
- FAMA, E.F. y FRENCH, K.R. (1992): "The cross-section of expected returns", *Journal of Finance* 47, 427-465.
- FAMA, E.F. y FRENCH, K.R. (1993): "Common risk factors in the returns on stocks and bonds", *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- FAMA, E.F. y FRENCH, K.R. (1997): "Industry costs of equity", *Journal of Financial Economics* 43, 153-193.
- FAMA, E.F., FISHER, L., JENSEN, M.C. y ROLL, R. (1969): "The adjustment of stock prices to new information", *International Economic Review* 10, 1-21.
- FARINÓS, J.E., C.J. GARCÍA y A.M. IBÁÑEZ (2002a): "Comportamiento a largo plazo de las ofertas públicas de venta subsiguientes en el mercado español", IVIE (Institut Valencià d'Investigacions Econòmiques) WP-EC 2002-23.
- FARINÓS, J.E., C.J. GARCÍA y A.M. IBÁÑEZ (2002b): "Problemas en la estimación y en el contraste de los rendimientos anormales a largo plazo: Estado de la cuestión", *Cuadernos de Gestión* 2, 51-77.
- GÓMEZ SALA, J.C. (2001): "Rentabilidad y liquidez alrededor de la fecha de desdoblamiento de las acciones", *Investigaciones Económicas* 25, 171-202.
- GRINBLATT, M., MASULIS, R. y TITMAN, S. (1984): "The Valuation Effects of Stock Splits and Stock Dividends", *Journal of Financial Economics* 13, 461-490.
- IKENBERRY, D.L., RANKINE, G. y STICE, E.K. (1996): "What do stock splits really signal?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31, 357-375.
- KOSKI, J.L. (1998): "Measurement effects and the variance of returns after stock splits and stock dividends", *The Review of Financial Studies* 11, 143-162.
- KOTHARI, S.P. y WARNER, J.B. (1997): "Measuring long-horizon security price performance", *Journal of Financial Economics* 43, 301-339.
- KRYZANOWSKI, L. y ZHANG, H. (1996): "Trading patterns of small and large traders around stock split ex-dates", *Journal of Financial Research* 19, 75-90.

- KUNZ, R.M. y MAJHSENSEK, 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, 913-932.
- LAMOUREUX, C.G. y POON, P. (1987): “The market reaction to stock splits”, *Journal of Finance* 42, 1347-1370.
- LIPSON, M.L. (1999): “Stock Splits, Liquidity and Limit Orders”, NYSE Working Paper 99-04.
- LOUGHRAN, T. y RITTER, J.R. (2000): “Uniformly least powerful tests of market efficiency”, *Journal of Financial Economics* 55, 361-389.
- LYON, J.D., BARBER, B. y TSAI, C.-L. (1999): “Improved methods for tests of long-run abnormal stock returns”, *Journal of Finance* 54, 165-201.
- MALONEY, M.T. y MULHERIN, J.H. (1992): “The effects of splitting on the ex: A microstructure reconciliation”, *Financial Management* 21, 44-59.
- McNICHOLS, M. y DRAVID, A. (1990): “Stock Dividends, Stock Splits and Signaling”, *Journal of Finance* 45, 857-879.
- MENÉNDEZ, S. y GÓMEZ-ANSÓN, S. (2003): “Stock splits: Motivations and Valuation Effects in the Spanish Market”, *Investigaciones Económicas* 27, 459-490.
- MITCHELL, M.L. y STAFFORD, E. (2000): “Managerial decisions and long-term stock price performance”, *Journal of Business* 73, 287-329.
- OHLSON, J.A. y PENMAN, S.H. (1985): “Variance increases subsequent to stock splits: An empirical aberration”, *Journal of Financial Economics* 14, 251-266.
- PILOTTE, E. y MANUEL, T. (1996): “The markets response to recurring events: The case of stock splits”, *Journal of Financial Economics* 41, 111-127.
- REBOREDO, J.C. (2000): “¿Reacciona el mercado positivamente a los *splits*?”, Fundación Caixa Galicia, CIEF.
- RUIZ, M.E. y GARCÍA, C.J. (2003): “Splits en la Bolsa española: Un estudio de su incidencia sobre la rentabilidad de las acciones”, *ESIC-Market* 116, 179-200.
- SCHULTZ, P. (2000): “Stock splits, tick size and sponsorship”, *Journal of Finance* 55, 429-450.
- WULFF, C. (1999): “The Market Reaction to Stock Splits: Evidence from Germany”, Working paper, Universität zu Berlin.
- YAGÜE, J. (2001): “Distribuciones gratuitas de acciones en el Mercado de Capitales

Español: Información, Liquidez y Volatilidad”, Tesis Doctoral. Depto. de Organización de Empresas, Universidad de Murcia.

YAGÜE, J. (2002): “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.

YAGÜE, J. y GÓMEZ SALA, J.C. (2002): “Tamaño de las transacciones, introducción de órdenes y preferencias por precios en los *splits* de acciones”, Working paper IVIE, WP-EC 2002-29.

Tabla 1

Distribución de *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 los que aparece alguna empresa que haya realizado *split* en el periodo comprendido entre enero de 1996 y diciembre de 2001.

SECTOR	Nº <i>SPLITS</i>
1. BIENES DE CONSUMO	
Alimentación	5
Bebidas y tabaco	3
Textil, vestido y calzado	3
Otros bienes de consumo	7
2. BIENES DE INVERSIÓN E INTERMED.	
Fabricación y montaje de bienes de equipo	6
Metales	3
Mat. Construcción	2
Papel, madera y químicas	2
3. ENERGÍA	
Electricidad	2
Petróleo, gas y otras fuentes de energía	4
4. CONSTRUCCION	
Construcción	6
5. SERVICIOS FINANCIEROS	
Bancos	24
Seguros	4
Cartera y holdings	3
6. COMUNICACIONES Y SERV. INFORMAC.	
Telecomunicaciones	2
Electrónica y software	2
Publicidad, prensa y radiotelevisión	1
7. SERVICIOS DE MERCADO	
Ocio, turismo, hostelería	2
Aparcamientos y autopistas	1
Inmobiliarias	5
Otros serv. de mercado	4
TOTAL	91

Tabla 2

Distribución temporal de los *splits* realizados entre enero de 1996 y diciembre de 2001 por año y trimestre de ejecución.

Número de <i>splits</i>	
Panel A: distribución por año de ejecución	
1996	3
1997	17
1998	33
1999	29
2000	5
2001	4
Panel B: distribución por trimestre de ejecución	
I	8
II	19
III	49
IV	15

Tabla 3

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*. 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 esta 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 abarcaban 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 la segunda columna aparece el tamaño de la muestra. En las columnas siguientes se muestran los rendimientos anormales medios en sección cruzada (\overline{BHAR}_τ), 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).

	RENDIMIENTOS EQUIPONDERADOS (%)				RENDIMIENTOS PONDERADOS (%)			
	\overline{BHAR}_τ	<i>t</i>	<i>t*</i>	<i>Z</i>	\overline{BHAR}_τ	<i>t</i>	<i>t*</i>	<i>Z</i>
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

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

Tabla 4

Rendimientos anormales acumulados equiponderados y ponderados por el valor de mercado para 12, 24 y 36 meses posteriores a la ejecución de un *split*. 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 el número de meses a partir del *split* considerado para acumular las rentabilidades. 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).

	RENDIMIENTOS EQUIPONDERADOS		RENDIMIENTOS PONDERADOS	
	CAR(%)	t	CAR(%)	t
Panel A: 12 meses (N=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 (N=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 (N=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

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

Tabla 5

Rendimientos anormales mensuales medios equiponderados y ponderados por el valor de mercado: 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 τ 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 el número de meses a partir del *split* considerado para acumular las rentabilidades. 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 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 .

	RENDIMIENTOS EQUIPONDERADOS		RENDIMIENTOS PONDERADOS	
	$\overline{\text{MAR}}_{\tau}$ (%)	t	$\overline{\text{MAR}}_{\tau}$ (%)	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

Tabla 6

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. La variable dependiente es el exceso de rentabilidad mensual de una cartera formada con las empresas que hubiesen realizado un *split* en los τ 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.

	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

Tabla 7

Regresiones del modelo de Fama y French (1993) para carteras equiponderadas formadas por títulos que fraccionan su valor nominal para adaptarlo al euro y para el resto, considerando los horizontes temporales de 12, 24 y 36 meses: La variable dependiente es el exceso de rentabilidad mensual de una cartera formada con las empresas que hubiesen realizado un *split* en los τ 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 que realizan un *split* para adaptar el valor nominal de sus títulos al euro consta de 22, 21 y 19 empresas para los horizontes temporales antes citados. La muestra que integra el resto de empresas consta de 43, 41 y 35 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.

	POR AJUSTE AL EURO	OTROS MOTIVOS
Panel A: 12 meses		
Constante (%)	0.8915	0.1407
Estadístico t	1.07	0.12
R ² ajustado (%)	44.21	44.19
Panel B: 24 meses		
Constante (%)	0.4386	0.9707
Estadístico t	0.73	0.89
R ² ajustado (%)	69.51	39.70
Panel C: 36 meses		
Constante (%)	0.8332	0.7153
Estadístico t	1.79	0.67
R ² ajustado (%)	65.61	38.42

Tabla 8

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: La variable dependiente es el exceso de rentabilidad mensual de una cartera formada con las empresas que hubiesen realizado un *split* en los τ 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.

	EMPRESAS PEQUEÑAS	EMPRESAS MEDIANAS	EMPRESAS GRANDES
Panel A: 12 meses			
Constante (%)	-0.2806	-0.1795	-0.3805
Estadístico t	-0.41	-0.13	-0.66
R ² ajustado (%)	71.04	39.62	76.02
Panel B: 24 meses			
Constante (%)	0.6052	0.3033	0.3957
Estadístico t	1.07	0.23	0.72
R ² ajustado (%)	72.54	38.34	69.11
Panel C: 36 meses			
Constante (%)	0.4060	1.3255	-0.2666
Estadístico t	0.89	1.20	-0.56
R ² ajustado (%)	64.67	32.56	71.23

Tabla 9

Regresiones del modelo de Fama y French (1993) para carteras equiponderadas formadas por títulos que fraccionan su valor nominal una sola vez y por *splits* subsiguientes, considerando los horizontes temporales de 12, 24 y 36 meses: La variable dependiente es el exceso de rentabilidad mensual de una cartera formada con las empresas que hubiesen realizado un *split* en los τ 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 que realizan su primer *split* consta de 54, 52 y 47 empresas para los horizontes temporales antes citados. La muestra que integra las empresas que realizan *splits* subsiguientes consta de 11, 10 y 7 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.

	UN ÚNICO <i>SPLIT</i>	VARIOS <i>SPLITS</i>
Panel A: 12 meses		
Constante (%)	0.6492	-0.4174
Estadístico t	0.57	-0.40
R ² ajustado (%)	39.71	61.58
Panel B: 24 meses		
Constante (%)	0.8649	1.1678
Estadístico t	0.78	1.47
R ² ajustado (%)	40.43	61.27
Panel C: 36 meses		
Constante (%)	1.1101	0.4751
Estadístico t	1.04	0.78
R ² ajustado (%)	35.59	75.45