

# Errores de medida, actividad de negociación y volatilidad de las rentabilidades tras los desdoblamientos de acciones

José Yagüe Guirao\*

Dpto. de Organización de Empresas y Finanzas  
Facultad de Economía y Empresa  
Universidad de Murcia

**Resumen:** En este trabajo se analiza el efecto de los splits sobre la volatilidad en el mercado español. Se comprueba que, tras su ejecución, se produce un incremento significativo en la volatilidad de las rentabilidades. Los sesgos generados por el *spread* y los *ticks* no explican totalmente este cambio. Por otra parte, se observa que el aumento en la varianza está positivamente relacionado con el incremento en la frecuencia de negociación total, con independencia del tamaño de las transacciones. Por último, no se aprecian cambios significativos en la autocorrelación de las rentabilidades diarias.

**Abstract:** This paper examines the effect of stock splits on return volatility at the Spanish stock market. We find a significant increase in volatility after the split. The measurement errors created by bid-ask spread and price discreteness do not explain the large increase in variance totally. Our results show that the increase in volatility is positively related to the change in total trading activity, and we do not detect significant differences in the analysis by different-size trades. Finally, we find stock splits do not affect on first-order autocorrelations of daily returns.

**Palabras claves:** Splits, volatilidad, microestructura, actividad de negociación.

**Clasificación JEL:** G19, G32, G35.

## 1. INTRODUCCIÓN

En un *split*, o desdoblamiento de acciones, se canjean las acciones existentes por un número mayor de títulos de menor valor nominal. En un mercado perfecto esta operación no debería afectar ni al valor de mercado ni al proceso de generación de rendimientos de las acciones, que son independientes del número de títulos representativos de su capital social.

En teoría, las varianzas de las rentabilidades antes y después de la ejecución del split no deberían ser diferentes. Sin embargo, a partir del trabajo de Olhson y Penman (1985), una serie de estudios empíricos han mostrado que la desviación típica de las rentabilidades diarias es sig-

\* Quiero mostrar mi agradecimiento a J. Carlos Gómez Sala por su inestimable colaboración y por sus valiosos comentarios y sugerencias. Asimismo, agradezco las sugerencias realizadas por un evaluador anónimo. En todo caso, los errores y omisiones que subsistan son de mi entera responsabilidad. Este trabajo ha recibido financiación de la Dirección General de Investigación del Ministerio de Ciencia y Tecnología (Proyecto BEC2002-03797).

nificativamente más alta tras el desdoblamiento. Este cambio observado en la volatilidad post-split podría tener su origen en los errores de medida provocados por factores de microestructura –spread *bid-ask* y variaciones mínimas (*ticks*) en los precios– y/o en los cambios en la actividad negociadora tras el desdoblamiento.

En este trabajo se analiza el efecto de los splits en la volatilidad de la rentabilidad y sus factores determinantes en el mercado de valores español. Este estudio resulta de interés por diferentes razones. Primero, la totalidad de la literatura se centra en mercados norteamericanos, no existiendo evidencia previa al respecto en los mercados europeos, incluido el español. Los estudios previos dedicados a los splits en el mercado español se han centrado en aspectos distintos. Así, Gómez Sala (2001) examina el comportamiento de los precios y de la liquidez en los días próximos al de ejecución del split. Yagüe y Gómez Sala (2002a) estudian los efectos de los desdoblamientos en la composición de la negociación, en la asimetría informativa y en la estrategia de colocación de órdenes. Por su parte, Menéndez y Gómez (2003) analizan el efecto del anuncio de esta decisión sobre la rentabilidad de los títulos y contrastan diferentes hipótesis justificativas de la realización del split.

Segundo, en esta operación financiera juegan un importante papel las reglas de funcionamiento de los mercados. Las estructuras del mercado español y de los norteamericanos son diferentes. El español es un mercado puro dirigido por órdenes con varios *ticks* definidos en función del precio. Los mercados norteamericanos son mercados dirigidos por precios con básicamente un único *tick*. A su vez, Dubofsky (1991) aporta evidencia de que las características de los mercados donde se realizan los desdoblamientos constituyen un factor significativo en la explicación del incremento en la volatilidad post-split. La realización de este análisis en un mercado de características institucionales claramente diferentes podría ayudar a identificar los factores determinantes de los incrementos de volatilidad observados.

Tercero, el uso de datos de alta frecuencia permite estimar la medida de volatilidad diaria propuesta por Andersen *et al.* (2001). Tal y como demuestran los autores, tanto teórica como empíricamente, esta medida permite obtener una estimación más precisa de la volatilidad latente diaria que las tradicionales medidas basadas en rentabilidades diarias, que son las utilizadas en los trabajos previos donde se analizan los efectos de los splits.

En este estudio, a partir de una muestra de 46 splits realizados en el mercado de capitales español entre 1997 y 1999<sup>1</sup>, los resultados obtenidos indican un incremento significativo de la varianza de la rentabilidad tras la ejecución de la operación en las acciones que desdoblan, pero no en una muestra de control con características similares de liquidez. Los factores de microestructura analizados, el error *bid-ask* y los errores de redondeo inducidos por los *ticks*, no explican totalmente los incrementos de volatilidad observados.

El análisis de la actividad negociadora para transacciones de diferentes tamaños pone de manifiesto que, tras el split, se produce un incremento significativo en el segmento de las transacciones más pequeñas, mientras que no se aprecian cambios relevantes en las de mayor importe. Este aumento en la frecuencia de las operaciones de menor tamaño sugiere una entra-

<sup>1</sup> En el mercado español, la ejecución de desdoblamientos se generaliza en la segunda mitad de la década de los noventa, fundamentalmente en el trienio 1997-1999. En Yagüe y Gómez Sala (2002b) se recoge un estudio descriptivo de los splits realizados en el mercado continuo en el período 1990-2000.

da en la negociación de pequeños inversores desinformados. Con la intención de contrastar si la mayor participación de este tipo de agentes provoca el aumento en volatilidad posterior al split, se regresan los cambios en la volatilidad sobre los observados en la actividad de negociación en las distintas categorías de tamaños de transacciones. Nuestros resultados, a diferencia de los aportados por Kamara y Koski (2001), indican que los cambios en la varianza están significativamente relacionados con los cambios en todos los segmentos de la negociación y no sólo en los de menor tamaño.

Por último, para completar el estudio de los efectos provocados en la distribución de las rentabilidades, se analiza si los desdoblamientos afectan a la autocorrelación de orden uno de las rentabilidades diarias. A diferencia de los mercados norteamericanos donde se ha observado una reducción significativa en la autocorrelación serial de las rentabilidades tras la ejecución de los splits (Kryzanowski y Zhang, 1996; Kamara y Koski, 2001), en el mercado español no se observan cambios significativos.

En lo que sigue el trabajo se estructura de la siguiente forma. En el apartado segundo, se resume la evidencia empírica relativa a los efectos de los splits sobre la volatilidad de las rentabilidades. En la sección tercera, se describen las características de las muestras y datos utilizados. En el apartado cuarto, se examinan los cambios en la volatilidad de las rentabilidades tras la ejecución de los desdoblamientos y se analiza la influencia de los factores de carácter institucional. En el epígrafe quinto, se examinan los cambios en la composición de la negociación mediante el estudio de diferentes medidas de la actividad negociadora para transacciones de distintos tamaños. En el apartado sexto, se analiza la relación entre los incrementos en volatilidad y los cambios en la actividad de negociación. La sección séptima se dedica al análisis de los efectos de los splits en la autocorrelación de las rentabilidades diarias. Por último, en el apartado octavo, se recogen las principales conclusiones del estudio.

## 2. LITERATURA PREVIA

La evidencia empírica ha documentado que los desdoblamientos de acciones están asociados a incrementos sustanciales en la desviación estándar de las rentabilidades diarias. Olhson y Penman (1985), a partir de una muestra de distribuciones de acciones superiores al 100% realizadas en NYSE a lo largo del período julio 1962-diciembre 1981, encuentran que la varianza de las rentabilidades diarias se incrementan en media entre un 28 y un 35%. Dubofsky (1991) observa incrementos en la volatilidad post-split de las acciones cotizadas en el NYSE y el AMEX, siendo los incrementos más pequeños en este último mercado. Kryzanowski y Zhang (1996), Desai *et al.* (1998), y Koski (1998) encuentran resultados similares para diferentes mercados y distintos períodos de tiempo. Klein y Peterson (1988) y Sheik (1989) documentan un incremento en la volatilidad implícita en las opciones *call* para títulos desdoblados a partir de la fecha de ejecución del split.

El origen de este incremento en la volatilidad post-split podría encontrarse en las normas de fijación de precios vigentes en los mercados. El spread *bid-ask* y el *tick* generan un sesgo al alza en la estimación de la varianza de las rentabilidades diarias (Gottlieb y Kalay, 1985; Amihud y Mendelson, 1987; Kaul y Nimalendran, 1990). Estos errores de medición son relativamente más importantes para niveles de precios bajos. La acentuación de estos sesgos, como consecuencia de la drástica caída de la cotización provocada por el split, podría ser el responsable de este cambio en la distribución de las rentabilidades.

Los estudios empíricos previos sugieren que los factores de microestructura explican sólo un pequeño porcentaje del incremento observado en la volatilidad. Olhson y Penman (1985), Conroy *et al.* (1990) y Dubofsky (1991) revelan aumentos post-split tanto en la volatilidad de rentabilidades diarias como semanales. Debido a que la influencia del spread y del *tick* disminuye conforme se incrementa el intervalo de cálculo de las rentabilidades, esos resultados indican la existencia de un aumento en la verdadera varianza. Peterson y Peterson (1994), Desai *et al.* (1998) y Koski (1998) muestran que empleando medidas de rendimiento no afectadas por el *bid-ask bounce*, como las obtenidas a partir del valor medio de la horquilla, también se aprecian incrementos significativos en la varianza. Por último, Koski (1998) demuestra que los cambios en volatilidad no están significativamente correlacionados con el nivel de precios, sugiriendo que el carácter discreto de los precios tampoco es el causante de las mayores varianzas post-split.

Otra posible causa del incremento de la volatilidad, sugerida por Olhson y Penman (1985), es el cambio en la actividad negociadora provocado por el desdoblamiento. En los mercados se pueden distinguir dos tipos de agentes, los que negocian por motivos de liquidez y aquellos que lo hacen con base en información. La ejecución del split puede alterar la combinación de las distintas clases de inversores que operan con estos títulos, y este cambio provocar el aumento de la volatilidad de las rentabilidades.

Por un lado, la división de acciones podría incentivar la participación de los pequeños inversores en la negociación, debido a su preferencia por títulos de precios bajos (Black, 1986). De esta forma, la mayor varianza de las rentabilidades tras el split tendría su causa en el “ruido” provocado por el incremento en la negociación de los inversores desinformados. De acuerdo con este argumento, Kamara y Koski (2001) observan que los aumentos significativos en la desviación típica de las rentabilidades están positivamente relacionados con el incremento en el número de transacciones pequeñas, atribuibles a pequeños inversores desinformados.

Por otro lado, los intermediarios tienen incentivos para promocionar los activos desdoblados, lo que aumentaría su negociación entre todo tipo de inversores, tanto institucionales como individuales. El mayor interés de los intermediarios financieros reside en el incremento de los ingresos por comisiones asociado a la reducción de precios post-split (Brennan y Hughes, 1991)<sup>2</sup>. Igualmente, los creadores de mercado, así como aquellos agentes que realizan una función similar en los mercados dirigidos por órdenes, tienen incentivos a promover la negociación de los títulos desdoblados. Su interés radica en la mayor rentabilidad que les reporta su actividad de provisión de liquidez, derivada de la ampliación de la horquilla relativa *bid-ask*, tras el split (Angel, 1997; Schultz, 2000, Gómez Sala, 2001). En consecuencia, el incremento de volatilidad podría tener su origen tanto en el aumento de la negociación informada como desinformada. Desai *et al.* (1998), consistente con esta proposición, observan un incremento significativo tanto en el componente transitorio (atribuible a la negociación por razones de liquidez) como permanente (asociado a la negociación basada en información) de la varianza de las rentabilidades.

---

<sup>2</sup> Esta explicación solamente es válida para los mercados norteamericanos, donde existe una relación inversa entre comisiones de intermediación y nivel de precios. En el mercado español, los costes de intermediación se fijan en función del importe total de las transacciones ejecutadas.

### 3. MUESTRA Y DATOS

Entre 1997 y 1999 se producen en el mercado continuo español 79 operaciones de desdoblamiento. La muestra de splits utilizada se ha seleccionado aplicando los siguientes criterios. En primer lugar, para evitar los problemas y sesgos derivados de los diferentes métodos de contratación, se han excluido doce desdoblamientos de activos negociados en el sistema *fixing*. En segundo lugar, se han eliminado siete splits correspondientes a activos que no se han negociado en alguno de los días del período de análisis. Tercero, para evitar el solapamiento de efectos a que pueden dar lugar el cambio de *ticks* ocurrido en enero de 1999, se han excluido once activos en los que el período considerado incluía los últimos días de 1998 y los primeros de 1999, simultáneamente. Por último, se han eliminado tres splits de sociedades involucradas en ofertas públicas de adquisición y venta de acciones. La muestra final de contraste consta de 46 splits, realizados por empresas cuyas acciones cotizan en la modalidad *open* del mercado continuo.

El análisis de los efectos del split se realiza utilizando un período previo de 45 días que finaliza el día anterior al del anuncio y un período post-split, de la misma duración, que se inicia el día de la ejecución. Como fecha de anuncio se ha considerado aquella en la que aparece la primera noticia relativa a esta operación en la prensa económica o en el Registro Oficial de hechos relevantes de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV). La fecha de realización del split es la registrada en el boletín mensual del Servicio de Interconexión Bursátil, SIBE.

En la tabla 1 se muestran algunas características de la muestra de desdoblamientos. En el panel A se observa que la ejecución de los splits tiende a concentrarse en los meses centrales del año, y, en particular, en julio (19). El panel B muestra la distribución sectorial de los desdoblamientos. Destaca el elevado número operaciones realizadas por sociedades del sector financiero (11) y del de otras industrias y servicios (10). El panel C recoge la distribución por tamaño de la operación. El ratio de desdoblamiento toma valores entre dos y veinte, con una media (mediana) de 3.4 (3). Predominan las divisiones de 3 por 1 (19), seguidas por las que intercambian dos títulos nuevos por cada acción antigua (15). La media de este ratio es mayor en el año 98 (4.1), que en los otros años (3 y 2.8 en 1997 y 99, respectivamente).

**Tabla 1**  
**Características de la muestra de contraste**

La muestra se compone de 46 splits llevados a cabo en el mercado continuo español durante el período 1997- 1999.

<b>Panel A. Distribución temporal de splits.</b>									
Mes	5/97	6/97	7/97	9/97	10/97	12/97	2/98	5/98	6/98
Splits	1	1	5	1	2	1	1	3	4
Mes	7/98	8/98	9/98	5/99	6/99	7/99	8/99	9/99	
Splits	8	1	2	1	1	6	4	4	
<b>Panel B. Distribución sectorial de splits.</b>									
Sector	Alimen.	Bancos	Comun.	Constr.	Electr.	Inversión	Metal	Otras I-S	Petról.
Splits	3	11	0	5	5	1	8	10	3
<b>Panel C. Distribución de la proporción de reparto.</b>									
Factor	2 x 1	3 x 1	4 x 1	5 x 1	6 x 1	20 x 1			
Splits	15	19	7	3	1	1			

El análisis del efecto de los splits en la varianza de la rentabilidad diaria se ha realizado utilizando una muestra de control. Cada activo de la muestra de split se empareja con otro para formar el grupo de control. Los títulos que lo conforman se eligen entre los que no han realizado ningún desdoblamiento antes de la fecha de emparejamiento y si, en su caso, lo han realizado después, tiene que haber transcurrido como mínimo dos años a partir de este día. El emparejamiento se realiza con base en dos criterios: horquilla relativa y precio de cierre. A cada título desdoblado se le asocian los de la muestra de control con el *spread bid-ask* relativo más próximo y, de ellos, se escoge el de precio de cierre más cercano, siendo la fecha de emparejamiento el día inmediatamente anterior al del anuncio.

Debido al pequeño número de activos que cotizan en el mercado español el emparejamiento realizado con el primer criterio es bueno, pero no lo es con el segundo. En la fecha de emparejamiento, en la muestra de splits el *spread* relativo es del 0.36% y el precio de 61.64€. La horquilla relativa del grupo de control es ligeramente superior, 0.37%, y su precio, 16.45€, significativamente más bajo. Los títulos desdoblados presentan precios más altos que los títulos que pueden entrar a formar parte de la muestra de control, y en general del resto del mercado, siendo esta una de las razones que les lleva a dividir su valor nominal.

Para la realización de este trabajo, se han utilizado datos de mercado tanto de frecuencia diaria -cotizaciones de cierre- como intradiaria suministrados por la Sociedad de Bolsas. Los datos intradiarios vienen recogidos en los ficheros SM, donde se registra la información del primer nivel del libro de órdenes, mejor precio de compra y de venta con sus volúmenes asociados, a lo largo de cada sesión de negociación.

#### 4. CAMBIOS EN VOLATILIDAD Y FACTORES INSTITUCIONALES

En este apartado se analiza la posible existencia de cambios en la volatilidad tras el split. A fin de contrastar la robustez de los resultados, así como para poder realizar comparaciones con la evidencia previa, se utilizan diversas medidas de volatilidad. En primer lugar, se calculan cuatro tipos de rentabilidades diarias utilizando el punto medio de la horquilla, la cotización *bid*, la cotización *ask* y el precio de cierre. A partir de ellas, se estima la desviación estándar de las rentabilidades diarias en los intervalos pre y post-split.

En segundo lugar, se computan distintas medidas de volatilidad a partir de datos de frecuencia intradiaria. Así, se obtienen las rentabilidades cierre-apertura y apertura-cierre y se estima su desviación estándar en cada período<sup>3</sup>. Además, se estima una medida de volatilidad condicional, definida como el cambio porcentual del precio en términos absolutos, condicionado a las rentabilidades pasadas y al efecto del día de la semana. Esta medida se obtiene, siguiendo la metodología de Schwert (1989) y Jones *et al.* (1994), mediante la estimación del siguiente modelo de regresión:

$$R_{it} = \sum_{k=1}^5 \alpha_{ik} S_{kt} + \sum_{n=1}^{14} \beta_{in} R_{it-n} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

<sup>3</sup> En ambos casos, se utiliza el valor medio de los mejores precios de venta y compra vigentes al inicio y al final de cada sesión.



donde  $R_{it}$  es la rentabilidad del activo  $i$  en el intervalo de 15 minutos  $t$ ;  $S_{kt}$  son variables ficticias indicativas del día de la semana;  $R_{it-n}$  es la rentabilidad del activo  $i$  en el momento  $t-n$ ; y  $\varepsilon_{it}$  es la perturbación aleatoria normalmente distribuida con media nula y varianza constante. Las rentabilidades retardadas de los intervalos de 15 minutos captan los movimientos a corto plazo en las rentabilidades esperadas condicionales. El valor absoluto del residuo del modelo (1),  $|\varepsilon_{it}|$ , es utilizado como una medida de la volatilidad de la rentabilidad del activo  $i$  en el período  $t$ . El modelo (1) se estima dividiendo cada sesión de negociación, de los 45 días que integran los períodos pre y post-split, en intervalos de 15 minutos. La rentabilidad de cada intervalo se calcula utilizando el valor medio de la horquilla al final de cada intervalo como:

$$R_{it} = \ln((p_{it}^{bid} + p_{it}^{ask})/2) - \ln((p_{it-1}^{bid} + p_{it-1}^{ask})/2) \quad (2)$$

donde  $p_{it}^{bid}$  y  $p_{it}^{ask}$ , son las cotizaciones *bid* y *ask* vigentes al final de cada intervalo  $t$ . Para el cálculo de la rentabilidad correspondiente al primer intervalo de cada día se utiliza el valor medio de la horquilla al inicio del mismo, por lo que no se consideran los períodos de no negociación.

A partir de las series de rentabilidades intradía-15', se estima la medida ex-post de volatilidad diaria, propuesta por Andersen *et al.* (2001), denominada *volatilidad realizada*. Como estos autores demuestran teórica y empíricamente, la utilización de datos de alta frecuencia permite obtener estimaciones precisas de la volatilidad diaria latente. A pesar de que su justificación teórica es profunda, su cálculo es relativamente sencillo, ya que consiste en la suma de los cuadrados de las rentabilidades intradía obtenidas para cada día:

$$\sigma_{id} = \sqrt{\sum_{t=1}^T (R_{id,t})^2} \quad (3)$$

donde  $\sigma_{id}$  es la estimación de la *volatilidad realizada* diaria del activo  $i$  en el día  $d$ , y  $R_{id,t}$  es la rentabilidad intradía del activo  $i$  en el día  $d$  para el intervalo  $t$  ( $t=1, \dots, T$ ). Bajo el supuesto de un proceso en tiempo continuo del logaritmo del precio y suficientes condiciones de regularidad, se puede demostrar, por la teoría de la variación cuadrática, que la suma de las rentabilidades intradía al cuadrado converge casi seguramente al verdadero valor de la volatilidad conforme  $T$  tiende a infinito, constituyendo una estimación consistente e insesgada de la volatilidad diaria. Por tanto, se podría conseguir asintóticamente una estimación libre de error de la volatilidad latente incrementando la frecuencia de la muestra. Sin embargo, escoger una frecuencia muy alta podría introducir sesgos en la estimación de la varianza debido a los efectos de microestructura<sup>4</sup>.

Asimismo, dado que los splits son ejecutados en momentos temporales diferentes, con la intención de controlar los posibles efectos de los niveles de volatilidad del mercado en la volatilidad de cada activo, se obtiene una medida ajustada por el nivel de volatilidad del mercado como el cociente entre la *volatilidad realizada* diaria media y la desviación estándar de la rentabilidades diarias del mercado (IBEX-35) en cada período.

<sup>4</sup> Para más detalles sobre esta medida de volatilidad realizada, véase Andersen *et al.* (2001).

En la tabla 2 se recogen los valores de las distintas medidas de volatilidad para el período previo y posterior, tanto para la muestra de contraste como para la de control. En el panel A se presentan las volatilidades calculadas con rentabilidades diarias y en el panel B las obtenidas con rentabilidades intradiarias. En ambos casos se utiliza el test de la  $t$  y el test no paramétrico de Wilcoxon, para contrastar la hipótesis nula de que el cambio en la volatilidad, calculado como el logaritmo del cociente entre el valor correspondiente al período post y pre-*split*, es igual a cero. Asimismo, se contrasta la diferencia en media de las diferentes medidas de volatilidad entre el grupo de splits y el de control, para cada uno de los períodos, utilizando el test de U-Man Whitney.

La tabla 2 muestra que, en general, la volatilidad aumenta desde el periodo anterior al posterior, tanto en las empresas que desdoblan como en las de control, siendo este cambio estadísticamente significativo solamente en el grupo de desdoblamientos. En el período pre-split, el valor de la volatilidad es menor en la muestra de splits que en el grupo de control, aunque esa diferencia carece de significación estadística. Sin embargo, tras la ejecución del split, la volatilidad en el grupo de desdoblamientos es significativamente mayor.

Se puede apreciar también que la volatilidad diaria de la submuestra de splits aumenta significativamente del periodo previo al posterior, independientemente de la medida de rentabilidad diaria utilizada (panel A de la tabla 2). La desviación estándar calculada con el punto medio del spread pasa de un valor de 0.0182 a 0.0252. La computada con el precio *bid* (*ask*) toma valores 0.0186 (0.0185) antes y 0.0265 (0.0251) después. Con precios de cierre diarios, la desviación típica toma valores similares de 0.0189 antes del split y 0.0263 después. Por el contrario, en la muestra de control la desviación estándar de las rentabilidades diarias no cambia significativamente del período previo al posterior.

Las medidas de volatilidad con datos intradía proporcionan resultados similares (panel B de la tabla 2). Específicamente, en la muestra de splits la varianza de las rentabilidades apertura-cierre pasa de 0.0166 al 0.0250, estadísticamente significativo al 1%, mientras que en la muestra de control, el cambio observado carece de significación estadística. Sólo la varianza de las rentabilidades cierre-apertura se incrementa de forma significativa en ambas muestras. La volatilidad condicional indica que mientras en los títulos desdoblados el cambio es positivo y significativo al 1%, pasando del 0.0020 a 0.0028, en el grupo de control el cambio del 0.0021 al 0.0022 no resulta ser estadísticamente significativo.

Este incremento significativo en la varianza de las rentabilidades de los títulos también viene confirmado si consideramos las estimaciones de *volatilidad realizada*. Para la muestra de splits esta medida de la volatilidad diaria pasa de tomar un valor de 0.0164 a 0.0231, resultando ser dicho cambio estadísticamente significativo, no apreciándose ninguna variación relevante en la muestra de control. Controlando por los niveles de la volatilidad general del mercado, la medida de *volatilidad realizada* ajustada se incrementa significativamente, a un nivel del 1%, desde el 1.2357 hasta el 1.4632 en el grupo de splits. Por el contrario, en la muestra de control se observa que esta medida de volatilidad en el período posterior se sitúa en 1.2333 tras descender de forma significativa desde el valor previo de 1.4333. El diferente comportamiento de la varianza de las rentabilidades diarias en la muestra de splits y en la de control se puede observar en la figura 1, donde se representa la media en sección cruzada de la volatilidad diaria *realizada*.



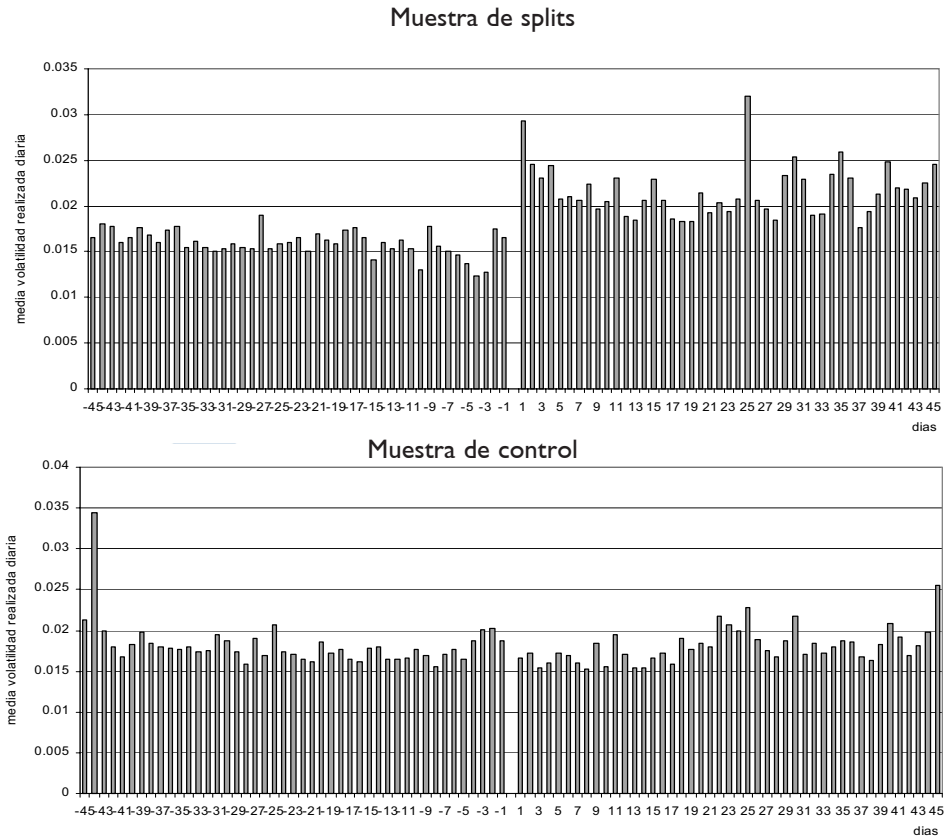
**Tabla 2**  
**Volatilidad antes y después del split.**

En esta tabla se presenta distintas estimaciones de volatilidad para la muestra de splits y la de control durante los períodos pre y post-split. Los valores recogidos en esta tabla son las medias en sección cruzada para todos los títulos de cada muestra. Para cada activo se obtienen diferentes medidas de volatilidad empleando tanto rentabilidades diarias como intradiarias. En el panel A se recogen la desviación estándar de rentabilidades diarias, calculadas a partir del punto medio de la horquilla, las cotizaciones bid y ask de cierre, así como los precios de cierre ajustados por dividendos, ampliaciones y desdoblamientos. En el panel B, se recogen las obtenidas a partir de datos intradía. La desviación estándar de las rentabilidades de cada sesión de negociación (utilizando el valor medio de la horquilla en el cierre y apertura de cada día) y de las rentabilidades fuera del horario de negociación (utilizando el punto medio del spread en la apertura de un día y en el cierre del inmediatamente anterior). V. condicionada es el valor absoluto del residuo del siguiente modelo de regresión  $R_{it} = \alpha_k S_{kt} + \beta_n R_{it-n} + \varepsilon_{it}$ , donde Rit es la rentabilidad del activo i en el intervalo de quince minutos t, y S son variables dummies indicativas de cada día de la semana. V. realizada, es la suma de los cuadrados de las rentabilidades en los intervalos de 15' en los que se divide cada sesión de negociación. Para cada activo se calcula la media diaria en cada período. Volatilidad realizada ajustada, media de la volatilidad diaria en cada período dividido por la desviación estándar de las rentabilidades diarias del IBEX35 en ese período. El estadístico t y el de los rangos asignados de Wilcoxon contrastan la hipótesis nula de que el cambio en la variable del período previo al posterior, calculado como  $\ln(\text{post-split/pre-split})$ , es cero. El test de U-Mantney se usa para contrastar la diferencia de medias entre la muestra de contraste y la de control en cada uno de los períodos.

	Muestra splits				Muestra control			Diferencia splits-control		
	Antes	Después	Test t	Z-Wilk.	Antes	Después	Test t	Z-Wilk.	Antes	Después
	<b>Panel A. Volatilidades a partir de datos diarios</b>									
P. medio horquilla	0.0182	0.0252	5.48***	4.41***	0.0198	0.0210	0.27	0.34	-0.0016	0.0042**
Cotización bid	0.0186	0.0265	6.24***	4.82***	0.0202	0.0219	0.67	0.69	-0.0016	0.0046***
Cotización ask	0.0185	0.0251	4.96***	4.21***	0.0199	0.0208	0.08	0.19	-0.0014	0.0043**
Precio de cierre	0.0189	0.0263	5.60***	4.53***	0.0204	0.0218	0.50	0.53	-0.0015	0.0045***
	<b>Panel B. Volatilidades a partir de datos intradía</b>									
Horas de negociación	0.0166	0.0250	6.81***	5.33***	0.0185	0.0208	0.55	0.29	-0.0019	0.0042***
Horas no negociación	0.0100	0.0191	5.78***	4.81***	0.0108	0.0165	2.34**	1.99**	-0.0008	0.0026
V. condicionada	0.0020	0.0028	4.33***	4.73***	0.0021	0.0022	0.83	-0.10	-0.0001	0.0006***
V. realizada	0.0164	0.0231	4.51***	4.92***	0.0182	0.0190	0.82	0.17	-0.0018	0.0041**
V. realizada ajustada	1.2357	1.4632	4.45***	3.93***	1.4333	1.2333	-3.27***	-3.05***	-0.1976	0.2299***

Nota: (\*\*\*) significativo al 1%, y (\*\*) significativo al 5%.

**Figura I**  
**Volatilidad realizada diaria en el período previo y posterior al split.**



En consecuencia los resultados obtenidos muestran que la volatilidad diaria se incrementa significativamente tras la ejecución de los *splits*, y dado que cada empresa de la muestra de control se ha emparejado con una que desdobra sus acciones, se puede afirmar que este aumento no es consecuencia de un incremento generalizado en la volatilidad del conjunto del mercado.

#### 4.1. Magnitud de los sesgos de microestructura

En este subepígrafe se examina si los incrementos en la volatilidad post-split observados son atribuibles a los sesgos de medición derivados de dos factores de microestructura del mercado, el spread *bid-ask* y los *ticks*.

##### *Cambios de la varianza y spread bid-ask.*

Una primera aproximación para analizar el efecto del error *bid-ask* en los cambios de la volatilidad consiste en comparar los resultados obtenidos utilizando medidas de rentabilidad afectadas por dicho sesgo con otras libres del mismo. Como se ha comentado más arriba, el incremento observado en la varianza de las rentabilidades obtenidas a partir de los precios de cierre, afectada por el sesgo del *spread*, es similar, en magnitud y nivel de significación, al observado en el resto de medidas que no incluyen los errores *bid-ask* como las obtenidas a partir del punto medio de la horquilla o las cotizaciones *bid-ask*.

Una posible explicación de la ausencia de diferencias significativas en las varianzas obtenidas a partir de los distintos tipos de cotizaciones es que la magnitud del *bid-ask bounce* resulte irrelevante para estas acciones. Kaul y Nimalendran (1990) sugieren que los errores *bid-ask* deberían contribuir desde un 23% a un 33% de la volatilidad de las rentabilidades diarias para los títulos negociados en la NYSE.

De manera similar a Kaul y Nimalendran (1990), para nuestra muestra de splits, determinamos la magnitud del sesgo *bid-ask* como el ratio entre la varianza media de los errores *bid-ask* (definidos como la diferencia entre las rentabilidades diarias obtenidas a partir de los precios de cierre y las computadas utilizando el punto medio de la horquilla) y la varianza media de las rentabilidades a partir de los precios de cierre<sup>5</sup>. Los resultados obtenidos indican que en el período previo este ratio toma un valor de 27.59%, mientras que en el período posterior alcanza la cifra del 28.69%, lo que sugiere que sólo una pequeña proporción del incremento en la volatilidad de los precios procede del sesgo *bid-ask*.

Para un análisis más directo de la contribución del spread al aumento de la varianza, se estima un modelo de regresión basado en los planteamientos de Amihud y Mendelson (1987). Estos autores demuestran que, dadas las perturbaciones constantes en los precios provocadas por la oscilación entre las cotizaciones *bid* y *ask*, la varianza observada es una estimación sesgada de la varianza verdadera y que el sesgo es una función creciente del *spread* relativo. Conroy *et al.* (1990) expresan esta proposición analíticamente mediante el siguiente modelo:

$$\Delta OV = \Delta TV + \frac{1}{2} \Delta S^2 \quad (4)$$

donde  $OV$ , es la varianza observada de las rentabilidades de cierre;  $TV$  es la verdadera varianza, y  $S$  es la horquilla relativa. Asumiendo que la verdadera varianza de las rentabilidades viene expresada apropiadamente por la varianza de la serie del punto medio del *spread*, se estima el siguiente modelo:

$$\Delta OV_i = b_0 + b_1 \Delta TV_i + b_2 \Delta S_i^2 + \varepsilon_i \quad (5)$$

donde  $OV_i$  es la *varianza realizada* del activo  $i$  obtenida a partir de rentabilidades intradía calculadas con el precio de la última transacción de cada intervalo de quince minutos;  $TV_i$  es la verdadera varianza de las rentabilidades, aproximada por la *volatilidad realizada* estimada a partir de las rentabilidades intradía calculadas con el valor medio de la horquilla al final de cada intervalo;  $S_i$  es la horquilla relativa media ponderada por tiempo para cada sesión de negociación del activo  $i$ , y  $\varepsilon_i$  es el error aleatorio. El cambio en las diferentes variables entre el período previo y posterior,  $\Delta$ , se calcula como el logaritmo natural del cociente entre las medias de los valores diarios correspondientes a cada período.

Con respecto al *spread* relativo ponderado por tiempo, se aprecia un incremento significativo en su valor tras la ejecución del desdoblamiento. El valor medio diario de la horquilla relativa pasa de 0.50%, en el período pre-split, a 0.71%, en el período post-split. Este cambio es estadísticamente significativo al 1% según el test de la  $t$  y el test no paramétrico de Wilcoxon. Esta ampliación de la horquilla relativa constituye una consecuencia típica de los splits (Conroy *et al.*, 1990; Angel, 1997; Schultz, 2000).

<sup>5</sup> Kaul y Nimalendran (1990) estiman los errores *bid-ask* como la diferencia entre las rentabilidades obtenidas a partir de los precios de transacción menos la rentabilidad computada a partir de las cotizaciones *bid*.

El resultado de la estimación del modelo (5) para la muestra de splits es el siguiente (los valores de  $t$  en paréntesis):

$$\Delta OV = -0.005 + 0.805\Delta TV + 0.064\Delta S^2$$

(-0.26) (19.14) (2.73)

El coeficiente correspondiente al cambio en la verdadera varianza es altamente significativo, mientras que el del cuadrado del *spread* relativo también resulta ser significativo al 1%. Por tanto, tanto el *spread bid-ask* como el aumento en la varianza verdadera parecen contribuir al incremento en la varianza de las rentabilidades observadas. Estos resultados son consistentes con la evidencia aportada por Conroy *et al.* (1990) y Koski (1998), obtenida a partir de medidas de volatilidad basadas en rentabilidades diarias.

*-Cambios en la varianza y variaciones mínimas en los precios.*

El segundo factor institucional que puede afectar a las estimaciones de la volatilidad de los títulos es la existencia de variaciones mínimas en los precios. Dado que el redondeo para ajustar al *tick* es relativamente más importante para precios bajos, el aumento de este efecto, como consecuencia de la caída en la cotización, podría ser la causa del incremento de las varianzas tras la división del nominal.

En la literatura, para contrastar esta hipótesis, se han analizado los cambios en las varianzas post-split para diferentes intervalos de precios. Precios más bajos deberían estar asociados con mayores incrementos de volatilidad. Sin embargo, Olhson y Penman (1985) y Koski (1998) observan aumentos en volatilidad tras el desdoblamiento con independencia del nivel de precios ex-split de los títulos. French y Foster (2002) emplean una metodología diferente consistente en examinar los aumentos en volatilidad para splits realizados antes y después de la modificación del *tick* ocurrida en los mercados estadounidenses en 1997. Sus resultados muestran que tras la reducción de la magnitud del *tick*, los incrementos en la varianza post-split no son significativos diferentes a los observados antes de este cambio.

En este trabajo, para examinar la influencia de la discrecionalidad de los precios se estiman los cambios en la volatilidad para diferentes intervalos de precios post-split. Se emplea la medida de *volatilidad realizada* estimada a partir de las rentabilidades intradía-15', que son obtenidas considerando el punto medio de la horquilla para evitar el efecto del *bid-ask bounce*. Los diferentes títulos se distribuyen por igual en tres grupos en función del precio medio de sus transacciones en el periodo posterior. Al primero se asignan los activos con precio post-split inferior a 12.5€, al segundo aquellos cuya cotización se sitúa entre 12.5 y 24.5€ y, al tercero todos los títulos con precio medio posterior superior a 24.5€.

Tal y como se puede apreciar en el panel A de la tabla 3, se producen incrementos significativos en la volatilidad en los tres niveles de precios. Aplicando la prueba de Kruskal-Wallis y la de U de Mann-Whitney, para contrastar las diferencias conjuntas entre los tres grupos y para cada par de grupos, respectivamente, se concluye que los incrementos en volatilidad en los tres grupos no son significativamente distintos. Estos resultados son consistentes con los aportados por Olhson y Penman (1985) y Koski (1998). Por tanto, la mayor restricción que suponen los *ticks* para los niveles de precios bajos no origina los cambios en la volatilidad de las rentabilidades.

En los mercados norteamericanos, dada la existencia de un único *tick*, el split provoca siempre un aumento en el *tick* relativo. En el mercado español, donde se establecen distintos niveles de *tick* en función del precio, la influencia del split sobre el *tick* relativo no es tan clara, pudiendo provocar un aumento o una reducción. El 4 de enero de 1999, coincidiendo con el inicio de la cotización y contratación en euros, se produjo un cambio en las variaciones mínimas de precios en el mercado español. A partir de esta fecha, se implanta un sistema con dos *ticks*, de 0.01€ y 0.05€ para precios inferiores y superiores a 50€, respectivamente, que sustituyen a las tres variaciones mínimas de 1 peseta, para precios inferiores a 1000 ptas., 5 ptas., para precios entre 1000 y 5000 ptas., y 10 ptas., para los superiores a 5000 ptas., anteriores. Este cambio parece influir en la probabilidad de reducción/aumento del *tick* relativo provocado por la ejecución del split, así como en la intensidad de los cambios en el *tick* relativo, ya que los splits podrían causar un reducción en el *tick* absoluto pero un aumento en el *tick* relativo.

Si los *ticks* no tuvieran ninguna influencia en los cambios de volatilidad, cabría esperar que no se observara ninguna diferencia en los incrementos en las varianzas tras los splits ejecutados bajo ambos sistemas de fijación de precios. Para contrastar esta hipótesis, se ha dividido la muestra de splits en dos subgrupos. El primero lo integran los 30 desdoblamientos ejecutados antes de enero de 1999, y el segundo, los 16 realizados a lo largo de 1999. Los resultados, recogidos en el panel B de la tabla 3, indican que aunque en el segundo subperíodo, el incremento en volatilidad es inferior en magnitud al observado en los splits ejecutados antes de enero del 99, en ambos casos los aumentos son estadísticamente significativos.

**Tabla 3**  
**Influencia del tick en los cambios en la volatilidad de las rentabilidades diarias.**

En el panel A, se recogen los cambios en volatilidad para tres grupos de split definidos en función del nivel de precios post-split. Los tres niveles de precios se han establecido de tal forma que cada grupo recoge un tercio de la muestra. En el panel B, se recogen los cambios en volatilidad para los splits realizados antes y después del 1 enero de 1999, fecha en la que se modifica las variaciones mínimas de precios en el mercado español. Los valores recogidos en esta tabla son las medias en sección cruzada para todos los activos que se incluyen en cada muestra. El valor de cada título es la media de la volatilidad realizada diaria correspondiente al período pre-split y post-split. El estadístico t y el de Wilcoxon contrastan la hipótesis nula de que el cambio en la variable del período previo al posterior, calculado como  $\ln(\text{post-split}/\text{pre-split})$ , es cero.

	Antes	Después	Test t	Z-Wilx.
<b>Panel A. Cambios en volatilidad para diferentes niveles de precios</b>				
Precio post-split 12.5	0.0162	0.0221	3.51***	3.01***
12.5 < Precio post split 24.5	0.0165	0.0214	3.74***	2.84***
Precio post-split > 24.5	0.0153	0.0215	4.23***	3.05***
<b>Panel B. Cambios en volatilidad para distintos ticks</b>				
Splits antes enero 1999	0.0159	0.0236	7.24***	4.52***
Splits después enero 1999	0.0161	0.0181	2.34**	2.12**

Nota: (\*\*\*) significativo al 1% y (\*\*) significativo al 5%.

En resumen, en el mercado español se produce un aumento significativo en la volatilidad diaria de la rentabilidades tras la ejecución de los desdoblamientos. Este cambio no parece que pueda ser explicado en su totalidad por los efectos que generan los errores *bid-ask* y el carácter discreto de los precios.

## 5. CAMBIO EN LA ACTIVIDAD NEGOCIADORA TRAS LOS SPLITS

Los desdoblamientos provocan un cambio en la composición de la negociación de los títulos consistente en un incremento significativo de la actividad negociadora materializada a través de transacciones pequeñas, manteniéndose o reduciéndose la negociación en las operaciones de gran tamaño. Basándose en esta evidencia, Kryzanowski y Zhang (1996), Muscarella y Vetsuypens (1996) y Schultz (2000) concluyen que los splits provocan un aumento en la participación de los pequeños inversores. Dado que la identidad de los inversores no es directamente observable, para identificar el origen de la negociación se suele utilizar como *proxy* el tamaño de las transacciones, asumiéndose que las operaciones más pequeñas son llevadas a cabo por inversores individuales desinformados<sup>6</sup>.

Para examinar si los splits dan lugar a cambios en los patrones de comportamiento de los diferentes tipos de inversores, se clasifican las transacciones realizadas en base a su tamaño en tres grupos: las inferiores a 3000 €; las comprendidas entre 3000.01 y 15000 €, y las superiores a 15000.01€.<sup>7</sup>

Tanto para la muestra formada por la totalidad de las transacciones como para cada uno de los tres grupos identificados, se examinan los cambios de diferentes medidas de la actividad negociadora. En concreto: la *frecuencia* diaria de negociación o número de operaciones realizadas cada día; el *volumen de negociación diario* o número total de acciones negociadas cada día (ajustado por el split); el *valor de negociación diario*, importe efectivo negociado (número de acciones negociadas por el precio de transacción); y el *tamaño de transacción*, media del importe efectivo de todas las transacciones realizadas en un día.

La metodología descriptiva empleada consiste en comparar las medidas indicadas anteriormente entre el período previo y posterior al split. Para cada título, se obtienen la media de los valores diarios correspondientes a ambos períodos y se examina la distribución en sección cruzada de los cambios a través del test de la *t* y el no paramétrico de Wilcoxon. Asimismo, se contrasta la hipótesis nula de diferencias de medias entre las muestras de contraste y la de control, utilizando el estadístico de U-ManWhitney, en cada período. En la tabla 4 se recogen las medias diarias de las distintas variables de actividad para la totalidad de las transacciones y para cada una de las tres categorías identificadas, en los intervalos previo y posterior analizados, de la muestra de splits y de control.

<sup>6</sup> Modelos teóricos predicen que los inversores informados prefieren negociar en grandes cantidades a cualquier precio (Easley y O'Hara, 1987; Grundy y McNichols, 1989).

<sup>7</sup> Las tres clases de transacciones se han creado agrupando los tramos de la escala aplicada por la Bolsa de Madrid y la Sociedad de Compensación y Liquidación de Valores, para el cálculo de los cánones a satisfacer por los inversores. Para analizar la robustez de los resultados obtenidos con esta clasificación de las transacciones, se ha realizado los mismos análisis considerando una clasificación alternativa. Para cada activo se identifican tres categorías de tamaño en función de los valores de los percentil 33 y 66 de la serie de los tamaños de transacciones en el período pre-split. Los resultados obtenidos son similares a los recogidos en el artículo y están disponibles por el autor ante cualquier petición.



En la comparación de la actividad negociadora entre la muestra de splits y la de control, se puede observar que los títulos que conforman ambos grupos presentan una frecuencia de negociación similar en el período previo. Sin embargo, con respecto al volumen negociado se aprecian algunas diferencias. Para el total de transacciones, panel A de la tabla 4, el volumen negociado, expresado en unidades monetarias, es significativamente mayor en el grupo de splits, mientras que el número de títulos intercambiados diariamente es inferior. Una posible razón de esta diferencia en estas dos medidas alternativas del volumen negociado puede estar en los distintos niveles de cotización de los activos. El precio medio diario de transacción en el grupo de splits alcanza el 60.46€ frente al 15.65€ en el de control. Simultáneamente, el tamaño medio de las transacciones es significativamente inferior en la muestra de control. En las distintas categorías de transacciones, se aprecia que en las pequeñas, recogidas en el panel B, la frecuencia y el volumen negociado son significativamente superiores en el grupo de control. Sin embargo, en las grandes, panel D, las distintas variables alcanzan mayores valores en la muestra de splits. Estos resultados sugieren que en la negociación de los activos de control predominan los pequeños inversores atraídos por sus precios más bajos. Las sociedades que ejercen los splits, reduciendo significativamente su nivel de cotización, tratarán de atraer a esta clase de inversores.

El argumento del split como mecanismo para atraer el interés de los inversores individuales debería reflejarse en un impulso de la actividad negociadora materializada a través de pequeñas operaciones. En la tabla 4, se puede comprobar que la división de los títulos tiene efectos significativos en la composición de la negociación. La reducción significativa del tamaño medio de las transacciones, consecuencia directa del incremento en la frecuencia y de la reducción en el volumen negociado (panel A), constituye un primer indicio de una mayor presencia de pequeños inversores en la negociación de estos títulos tras el split.

El examen de los cambios en la actividad negociadora por tamaños de transacción confirma que los splits promueven la negociación a través de transacciones pequeñas en detrimento de las grandes. En el panel B de la tabla 4 se puede comprobar que, en las transacciones pequeñas, se incrementa de forma significativa la frecuencia de negociación y el volumen, medido tanto en número de acciones como en valor efectivo. Las operaciones de tamaño intermedio, reflejadas en el panel C de la tabla 4, presentan un comportamiento similar a las anteriores, aunque con cambios de menor magnitud. El incremento en la media del número de transacciones, el volumen y el valor negociado, de un 50, 26 y 45%, respectivamente, es sensiblemente inferior a los aumentos del 92, 43 y 87% de las pequeñas. Sin embargo, en las transacciones grandes del panel D, se observa un comportamiento diferente, al caer significativamente los volúmenes negociados y no cambiar de manera significativa la frecuencia de negociación.

En la muestra de control se pueden apreciar cambios en la actividad negociadora de signo distinto al observado en la de los activos desdoblados. En los distintos paneles de la tabla 4, tanto en la muestra total de transacciones como en las distintas categorías de tamaño, se puede apreciar una reducción significativa en la actividad de negociación de estos títulos.

En resumen, la evidencia detectada es consistente con el argumento de que los desdoblamientos cambian la composición de la negociación. Mejora sustancialmente la actividad negociadora en las transacciones de menor tamaño y no lo hace en las transacciones de mayor tamaño. Los diferentes resultados obtenidos para la muestra de activos desdoblados y la de control permiten concluir que estos cambios no vienen influidos por cambios de carácter general que afectan a la totalidad del mercado.

Tabla 4

**Distribución de la actividad negociadora por tamaño de transacción**

Resumen estadístico de la actividad negociadora para el total de transacciones y por tamaño de transacción para la muestra de splits y la de control. En el panel A, Todas, se recogen los resultados para la totalidad de las transacciones. La muestra inicial se desagrega en tres grupos en función del tamaño de las transacciones: Pequeñas, aquellas inferiores o iguales a 3000€ (Panel B); Medianas, entre 3000.01 y 15000€ (Panel C); y Grandes, superiores a 15000.01€ (Panel D). Los valores recogidos en esta tabla son las medias en sección cruzada para todos los activos que se incluye en la muestra. El valor de cada acción es la media de los valores diarios correspondientes al período pre-split y post-split. Los estadísticos de la t y el de Wilcoxon se emplean para contrastar la hipótesis nula de que las diferencias entre los valores pre y post-split es cero. El test de U-Mann-Whitney se usa para contrastar las diferencias de medias entre la muestra de contraste y la de control en cada uno de los períodos.

	Muestra splits				Muestra control				Diferencia splits-control	
	Antes	Después	Test t	Z-Wilx.	Antes	Después	Test t	Z-Wilx.	Antes	Después
Panel A. Todas las transacciones.										
Frecuencia	199.76	289.60	2.24**	1.85*	196.12	157.32	-2.51**	-3.83***	3.64	132.28*
Volumen (miles acc.)	165.06	154.50	-0.77	-3.72***	394.46	263.17	-2.41**	-3.28***	-229.40**	-108.67**
Valor neg. (miles €)	7907.52	7859.65	-0.10	-2.33**	5748.99	4559.69	-1.72*	-3.50***	2158.58*	3299.97**
Tamaño (mil. €)	26.76	18.29	-6.28***	-5.30***	15.24	15.37	0.17	-0.61	11.53***	2.92**
Panel B. Transacciones pequeñas										
Frecuencia	48.87	93.72	2.33**	2.59***	76.25	63.56	-1.29	-3.79***	-27.38*	30.16
Volumen (miles acc.)	1.92	2.76	1.38	1.72*	12.02	8.60	-3.03***	-3.02***	-10.10***	-5.84***
Valor neg. (miles €)	74.95	140.46	2.30**	2.19**	108.15	88.52	-2.25**	-3.32***	-33.20	51.94
Tamaño (mil. €)	1.51	1.48	-1.57	-1.67*	1.42	1.42	-0.23	-0.64	0.09**	0.06
Panel C. Transacciones medianas										
Frecuencia	70.51	106.10	2.64**	2.89***	71.53	53.88	-3.03***	-3.59***	-1.03	52.22**
Volumen (miles acc.)	12.28	15.55	1.41	1.91*	54.07	36.55	-3.21***	-4.19***	-41.79***	-21.00***
Valor neg. (miles €)	529.49	765.95	2.46**	2.50**	503.85	384.37	-2.98***	-3.64***	25.63	381.57**
Tamaño (mil. €)	7.41	7.12	-2.55**	-2.26**	6.90	6.99	0.97	0.87	0.51***	0.13**
Panel D. Transacciones grandes										
Frecuencia	80.38	89.76	1.08	-1.04	48.32	39.87	-3.42***	-3.53***	32.05*	49.90**
Volumen (miles acc.)	150.86	136.19	-1.24	-4.10***	328.37	218.02	-2.16**	-3.20***	-177.52*	-81.83*
Valor neg. (miles €)	7303.09	6953.25	-0.91	-2.77***	5136.82	4086.79	-1.59	-3.24***	2166.09**	2866.46**
Tamaño (mil. €)	65.86	58.39	-2.21**	-3.11***	54.10	55.83	0.42	0.23	11.76***	2.57*

Nota: (\*\*\*) significativo al 1%; (\*\*) significativo al 5% y (\*) significativo al 10%.



## 6. RELACIÓN ENTRE LOS CAMBIOS EN VOLATILIDAD Y EN LA ACTIVIDAD NEGOCIADORA

La volatilidad de la rentabilidad está positivamente correlacionada con el volumen de negociación tal y como se pone de manifiesto en la literatura previa (Karpoff, 1987, Schwert, 1989; Foster y Viswanathan, 1993). Sin embargo, no está claro cuál es la causa de esta relación. Jones *et al.* (1994) concluyen que la relación volumen-volatilidad, en realidad, refleja la correlación positiva entre volatilidad y frecuencia de transacciones, sin que tenga ninguna influencia el tamaño de las operaciones. Por el contrario, Chan y Fong (2000) concluyen que, además del número de transacciones, el tamaño de las mismas juega un papel relevante en la correlación volumen-volatilidad.

El trabajo de Desai *et al.* (1998) confirma que los cambios en volatilidad y en la frecuencia de negociación observados tras el split están positivamente relacionados. Sin embargo, dado que el aumento en la frecuencia de negociación difiere entre los distintos segmentos de negociación, se plantea la duda de si los incrementos en volatilidad vienen determinados por el aumento en el número total de transacciones o en el número de transacciones de un determinado tamaño.

El incremento en la frecuencia de negociación se concentra fundamentalmente en las transacciones de menor tamaño, atribuibles a pequeños inversores desinformados. Con base en los argumentos de Black (1986), se plantea la hipótesis de que el aumento en la volatilidad post-split tiene su origen en la entrada de los pequeños inversores desinformados atraídos por los precios bajos. En apoyo de esta proposición, Kamara y Koski (2001), clasificando las transacciones en pequeñas y grandes, documentan que el aumento en la varianza está positiva y significativamente correlacionado con el incremento en el número de transacciones pequeñas, no observándose ninguna relación con las grandes.

Para contrastar la relación entre los cambios en volatilidad y los de la actividad negociadora se aplica un análisis de regresión. Como variable dependiente, en todos los casos, se utiliza el cambio en la media de la volatilidad realizada diaria del período previo ( $VOLAT_{pre}$ ) al período posterior ( $VOLAT_{post}$ ), definida como  $\Delta VOLAT = \ln(VOLAT_{post}/VOLAT_{pre})$ .

Con la intención de analizar si es la alteración en la composición de la negociación la que genera los aumentos en la varianza, se aplica el análisis para transacciones de diferentes tamaños. La variable  $\Delta PEQUEÑAS$  es el cambio en el número medio de transacciones pequeñas diarias, definido como el logaritmo natural del cociente de la media del número de operaciones pequeñas diarias en el período posterior entre la del período previo. Se ha definido una variable similar para las transacciones de tamaño intermedio ( $\Delta MEDIANAS$ ) y de tamaño grande ( $\Delta GRANDES$ ). También, se considera el cambio en el número total de transacciones diarias de un período a otro ( $\Delta TODAS$ ).

Si se asume el argumento de que la mayor participación en la negociación de inversores desinformados es la causa de los incrementos de volatilidad post-split, debería observarse una relación significativa entre el aumento en el número de transacciones pequeñas y los cambios en volatilidad, pero no con las otras categorías de operaciones. Por el contrario, si los *splits* provocan un incremento tanto en la volatilidad permanente (negociación informada) como transitoria (negociación desinformada), los cambios en la desviación estándar de las rentabilidades se

espera que estén positivamente relacionadas con los observados en la actividad de negociación total, con independencia del tamaño de las transacciones.

Con la intención de controlar los posibles efectos de la microestructura del mercado, se incluye la variable  $\bar{P}_{i,post}$ , el precio medio diario post-split, así como la variable  $\Delta TICKR$ , cambio en el tamaño del *tick* relativo medio diario como consecuencia del split. El *tick* relativo es simplemente el cociente  $(tick/P)*100$ , donde *tick* es el tamaño de la variación mínima y *P* el precio del activo. Para controlar los cambios en la volatilidad general del mercado en el periodo de análisis se introduce la variable  $\Delta MKT$ , que mide el cambio en la desviación estándar de las rentabilidades diarias del mercado (IBEX35) entre ambos periodos.

La tabla 5 recoge los resultados de las distintas regresiones para la muestra de desdoblamientos. En todos los modelos estimados, el coeficiente de la variable  $\Delta MKT$  es positivo y significativo. Esto indica que es importante controlar los cambios en la volatilidad del mercado a la hora de estudiar las variaciones en la volatilidad de las rentabilidades de los activos indi-

**Tabla 5**  
**Regresiones en sección cruzada de los cambios en volatilidad.**

En esta tabla aparecen recogidos los resultados de las regresiones de cambios en la volatilidad realizada diaria obtenidas a partir de las rentabilidades intradía 15', definido como el  $\ln(\text{media post-split} / \text{media pre-split})$ , contra varias medidas de la actividad negociadora correspondientes a sociedades que dividen sus títulos. Las rentabilidades intradía son obtenidas a partir del valor medio de la horquilla vigente al final de cada intervalo. Todas, es la media de la frecuencia diaria de negociación o número de transacciones cerradas cada día. Pequeñas es el promedio del número de transacciones diarias inferiores a 3000€. Medianas, es la media del número de operaciones diarias donde el efectivo negociado se sitúa entre 3000.1 y 15000€. Grandes es el número medio diario de transacciones superiores a 15000€. Se introducen como variables de control: MKT volatilidad diaria del mercado obtenida a partir de la desviación estándar de las rentabilidades diarias del IBEX-35;  $\bar{P}_{i,post}$ , media diaria de los precios de transacción en el periodo post-split; y TICKREL, tick relativo medio diario.  $\Delta$  significa cambio en la variable entre el periodo previo y posterior, calculándose como  $\ln(\text{valor promedio post-split} / \text{valor promedio pre-split})$ . Entre paréntesis el valor de la *t*. En el caso que se requiera, los valores de los estadísticos son estimados con la corrección de White para ajustar por heterocedasticidad.

	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	0.179*** (2.88)	0.141** (2.42)	0.147** (2.32)	0.313*** (4.05)
DTodas	0.279*** (3.61)			
DPequeñas		0.224*** (4.03)		
DMedianas			0.255*** (3.71)	
DGrandes				0.241*** (4.68)
DMKT	0.5551*** (8.03)	0.568*** (7.35)	0.577*** (7.93)	0.514*** (5.06)
$\bar{P}_{i,post}$	-0.002 (-0.99)	-0.002 (-1.17)	-0.002 (-1.04)	-0.004* (-1.70)
DTICKREL	0.043 (0.66)	0.040 (0.65)	0.074 (1.09)	0.060 (1.02)
R2 ajust.	0.61	0.60	0.59	0.52

Nota: (\*\*\*) significativo al 1%, (\*\*) significativo al 5%, y (\*) significativo al 1%.

viduales. Los coeficientes asociados a los niveles de precios post-split y al cambio en el *tick* relativo provocado por el split no resultan ser significativos. Por tanto, se puede concluir que la acentuación de los errores de medida derivados de la existencia del *tick* no permiten explicar los significativos incrementos de volatilidad post-split.

En el modelo (1) de la tabla 5 se introduce como variable independiente el cambio en la frecuencia de negociación total. Se aprecia que el coeficiente de la variable  $\Delta TODAS$  presenta el signo esperado y estadísticamente significativo al 1%. En el resto de modelos, al realizar el mismo análisis para transacciones de distintos tamaños, se puede comprobar que los cambios en la volatilidad están positivamente correlacionados con los cambios en el número de operaciones de las distintas clases de transacciones. Esta evidencia no parece apoyar la hipótesis de que los incrementos en volatilidad se deben fundamentalmente a la entrada de pequeños inversores desinformados que introducen ruido en el mercado, sino a la mayor actividad negociadora general, coincidiendo con las conclusiones de Jones *et al.* (1994) y de Desai *et al.* (1998).

En los modelos donde se introducen como variables independientes los cambios en la frecuencia de negociación total y de las distintas clases de tamaño, el valor estimado del término constante resulta ser positivo y estadísticamente significativo. Es decir, el incremento en la actividad negociadora es una explicación parcial del cambio en la volatilidad observada, por lo que existen otros factores todavía no identificados que podrían determinar este cambio en la distribución de las rentabilidades.

## 7. EFECTOS DE LOS SPLITS EN LA AUTOCORRELACIÓN DE LAS RENTABILIDADES DIARIAS

En esta sección se examina si estas operaciones afectan a la autocorrelación de las rentabilidades diarias. Kryzanowski y Zhang (1996) y Kamara y Koski (2001) observan que tras los *splits* se produce una reducción estadísticamente significativa en las autocorrelaciones de orden uno. Kamara y Koski (2001) comprueban que la caída en la autocorrelación está significativa y negativamente relacionada con los incrementos en la frecuencia de las transacciones pequeñas. Asumiendo que el incremento en transacciones pequeñas refleja un aumento en la negociación desinformada, Kamara y Koski (2001) concluyen que la reducción en la autocorrelación está relacionada con el mayor ruido en la negociación provocado por la mayor participación de inversores desinformados.

En la tabla 6 se recogen la media de los coeficientes de autocorrelación de orden uno de los distintos activos tanto para el período previo como posterior. Las rentabilidades se han estimado a partir del punto medio de la horquilla de cierre de cada uno de los días. En el período pre-split, tanto en la submuestra de splits como en la de control, la autocorrelación de orden uno resulta ser positiva y estadísticamente significativa. French y Roll (1986) justifican esta autocorrelación positiva por la sobre-reacción derivada de la actuación de inversores desinformados que provoca un retraso en el ajuste de los precios.

Tras la ejecución del split, se observa una reducción en el valor de la autocorrelación de orden uno de las rentabilidades diarias. Sin embargo, esta variación no resulta ser estadísticamente significativa. Por tanto, en el mercado español, a diferencia de la evidencia observada en los mercados norteamericanos, los desdoblamientos de acciones no provocan cambios significativos en la autocorrelación de las rentabilidades diarias.

**Tabla 6**  
**Autocorrelación serial de orden uno antes y después del split.**

En esta tabla se recogen las medias en sección cruzada de la autocorrelación serial de orden uno de las rentabilidades diarias durante los períodos pre y post-split, tanto para la muestra de desdoblamientos como para la muestra de control. El modelo de regresión estimado es:  $R_{it} = \beta_{i0} + \beta_{i1}R_{it-1} + \varepsilon_t$ , donde  $R_{it}$  es la rentabilidad del activo  $i$  en el día  $t$  obtenida a partir del punto medio de la horquilla de cierre. El estadístico  $t$  para muestras pareadas y el test no paramétrico de Wilcoxon son utilizados para contrastar la hipótesis nula de que la diferencia entre los valores anteriores y posteriores al split es cero.

	Antes	Después	Test t	Z-Wilx.
Muestra de splits	0.0631 (0.01)	0.0147 (0.56)	-1.35	-1.25
Muestra de control	0.0856 (0.00)	0.0217 (0.54)	-1.44	-1.74*

Nota: (\*) significativo al 10%.

## 8. CONCLUSIONES

En este trabajo se ha analizado el efecto de los splits en la volatilidad de la rentabilidad en el mercado español. Utilizando distintas medidas de rentabilidad, se ha comprobado que la volatilidad diaria de las rentabilidades en el período posterior a la ejecución del desdoblamiento es significativamente mayor que la observada en el período anterior al anuncio de esta decisión.

Los resultados obtenidos indican que los sesgos generados por el *spread* y por el carácter discreto de los precios no explican los cambios observados. Tras corregir por estos sesgos, se encuentran significativos aumentos en la volatilidad de los títulos.

Por otra parte, el significativo aumento de la negociación desinformada, aproximada por la frecuencia de transacciones pequeñas, no es suficiente para explicar el incremento de la volatilidad. Los cambios en la volatilidad *realizada* diaria, obtenida a partir de rentabilidades intradía, están positiva y significativamente relacionados con la mayor frecuencia de negociación posterior al *split*, con independencia del tamaño de transacciones. La evidencia aportada es consistente con los planteamientos de Jones *et al.* (1994) de que es la frecuencia de operaciones, y no su tamaño, uno de los determinantes de la volatilidad.

Por último, a diferencia de los mercados norteamericanos, en el español no se aprecian cambios significativos en la autocorrelación de orden uno de las rentabilidades diarias tras la ejecución del desdoblamiento.



## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Amihud, Y. y H. Mendelson, 1987. Trading mechanisms and stock returns: An empirical investigation, *Journal of Finance* 42, 533-553.
- Andersen, T.G., T. Bollerslev, F.X. Diebold y P. Labys, 2001. The distribution of realized exchange rate volatility, *Journal of the American Statistical Association* 96, 42-55.
- Angel, J., 1997. Tick size, share prices, and stock splits, *Journal of Finance* 52, 655-681.
- Black, F., 1986. Noise, *Journal of Finance* 41, 529-543.
- Brennan, M.J. y P.J. Hughes, 1991. Stock prices and the supply of information, *Journal of Finance* 46, 1665-1692.
- Chan, K. y W.M. Fong, 2000. Trade size, order imbalance, and the volatility-volume relation, *Journal of Financial Economics* 57, 247-273.
- Conroy, R. M., R.S. Harris y B.A. Benet, 1990. The effects of stock splits on bid-ask spreads, *Journal of Finance* 45, 1285-1295.
- Desai, A.S., M. Nimalendran y S. Venkataraman, 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, 159-183.
- Dubofsky, D.A., 1991. Volatility increases subsequent to NYSE and AMEX stock splits, *Journal of Finance* 46, 421-431.
- Easley, D. and M. O'Hara, 1987. Price, trade size and information in securities markets, *Journal of Financial Economics* 19, 69-90.
- French, D.W. y T.W.F. Foster, 2002. Does price discreteness affect the increase in return volatility following stock splits?, *Financial Review* 37, 281-294.
- French, K.R. y R. Roll, 1986. Stock return variances. The arrival of information and the reaction of traders, *Journal of Financial Economics* 17, 5-26.
- Foster, F.D. y S. Viswanathan, 1993. Variations in trading volume, return volatility, and trading costs: evidence on recent price formation models, *Journal of Finance* 48, 187-211.
- Gómez Sala, J.C., 2001. Rentabilidad y liquidez alrededor de la fecha de desdoblamiento de las acciones, *Investigaciones Económicas* 25, 171-202.
- Gottlieb, G. y A. Kalay, 1985. Implications of the discreteness of observed stock prices, *Journal of Finance* 40, 135-153.
- Grundy, B. y M. McNichols, 1989. Trade and revelation of information through prices and direct disclosure, *Review of Financial Studies* 2, 495-526.
- Jones, C.M., G. Kaul y M.L. Lipson, 1994. Transactions, volume and volatility, *Review of Financial Studies* 7, 631-651.

- Kamara, A. y J.J. Koski, 2001. Volatility, autocorrelations, and trading activity after stock splits, *Journal of Financial Markets* 4, 163-184.
- Karpoff, J., 1987. The relation between price changes and trading volume: a survey”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22, 109-126.
- Kaul, G. y M. Nimalendran, 1990. Price reversals: Bid-ask errors or market overreaction?, *Journal of Financial Economics* 28, 67-93.
- Klein, L.S. y D.R. Peterson, 1988. Investor expectations of volatility increases around large stock splits as implied in call option premia, *Journal of Financial Research* 31, 71-80.
- Koski, J.L., 1998. Measurement effects and the variance of returns after stock splits and stock dividends, *Review of Financial Studies* 11, 143-162.
- Kryzanowski, L. y H. Zhang, 1996. Trading patterns of small and large traders around stock split ex-dates, *Journal of Financial Research* 19, 75-90.
- Menéndez, S. y S. Gómez Ansón, 2003. Stock splits: motivations and valuation effects in the Spanish market, *Investigaciones económicas* 27, 459-490.
- Muscarella, C.J. y M.R. Vetsuypens, 1996. Stock splits: Signalling or liquidity? The case of ADR solo-splits, *Journal of Financial Economics* 42, 3-26.
- Olhson, J.A. y S.H. Penman, 1985. Volatility increases subsequent to stock splits: An empirical aberration, *Journal of Financial Economics* 14, 251-266.
- Peterson, D.R. y P.P. Peterson, 1994. Variance increases following large stock distributions: the role of changing bid-ask spreads and true variations, *Journal of Banking and Finance* 18, 199-206.
- Schultz, P., 2000. Stock splits, tick size and sponsorship, *Journal of Finance* 55, 429-450.
- Schwert, G., 1989. Why does stock market volatility change over time?, *Journal of Finance* 44, 1115-1153.
- Sheik, A.M., 1989. Stock splits, volatility increases, and implied volatilities, *Journal of Finance* 44, 1361-1372.
- Yagüe, J. y J.C. Gómez Sala, 2002a. Tamaño de las transacciones, introducción de órdenes y preferencias por precios en los splits de acciones, *Documento de trabajo IVIE, WP-EC 2002-29*.
- Yagüe, J. y J.C. Gómez Sala, 2002b. Distribuciones gratuitas de acciones: Motivaciones de los directivos españoles para aumentar el número de títulos en circulación, *Análisis Financiero* 87, 12-25.