

EFFECTO DE LOS ANUNCIOS DE DIVIDENDOS EN ACCIONES SOBRE LA RENTABILIDAD DEL ACCIONISTA EN EL MERCADO ESPAÑOL.

José Yagüe Guirao*
Universidad de Murcia

RESUMEN

En este trabajo se realiza un análisis empírico del efecto sobre el precio de los anuncios de reparto de dividendos en acciones o ampliaciones de capital liberadas con emisión de nuevos títulos. La evidencia empírica existente permite interpretar dichos anuncios como señales informativas favorables emitidas por los directivos sobre el futuro empresarial. Se ha aplicado la metodología "event study" para estudiar la reacción del mercado español de capitales ante este tipo de anuncios durante el período 1989-1997. Los resultados obtenidos ponen de manifiesto la existencia de rentabilidades extraordinarias positivas y significativas en torno a la fecha de la primera noticia en la prensa económica relativa a esta decisión.

INTRODUCCIÓN.

La distribución de *dividendos en acciones* consiste en el reparto de un número de estos títulos entre los actuales accionistas de la sociedad, en proporción a su porcentaje de propiedad, sin desembolso adicional por parte de éstos. Este mecanismo de retribución constituye, simplemente, una ampliación de capital totalmente liberada materializada a través de la emisión de nuevas acciones¹. Por tanto, desde un punto de vista contable, supone una simple transferencia de fondos de una cuenta a otra dentro de los recursos propios de la sociedad, sin que se modifique la base patrimonial de la misma.

Estas asignaciones gratuitas de títulos, al igual que los desdoblamientos de acciones (*splits*), constituyen un fenómeno confuso para los economistas financieros. En principio, desde un punto de vista teórico, en ausencia de información asimétrica, es de esperar que esta decisión financiera tenga un efecto nulo o muy pequeño sobre la riqueza de los accionistas² y, por tanto, sobre el valor de mercado de la empresa, al no afectar a los flujos de caja generados, ni a la estructura de propiedad, ni suponer cambios en su estructura financiera. En definitiva, dichos repartos no modifican la rentabilidad y el riesgo de la sociedad. Además, el incremento en el número de títulos en circulación, debería provocar una reducción proporcional en el precio de la acción individual, al no modificarse el valor de los activos de la empresa.³

Sin embargo, numerosos estudios empíricos ponen de manifiesto la aparición de rentabilidades extraordinarias positivas en los días de anuncio de estos sucesos⁴. La justificación más ampliamente aceptada para explicar esta reacción de los precios es que esta decisión financiera es utilizada por los directivos para transmitir al mercado información privada favorable sobre la empresa, indicando que las acciones de la empresa se encuentran infravaloradas. Consistente con esta hipótesis de la señalización es la evidencia aportada, entre otros, por Fama et al. (1969) y Lakonishok y Lev (1987), donde se aprecia que los repartos gratuitos de acciones van seguidos por incrementos en los dividendos y beneficios.

¹ Las ampliaciones de capital liberadas pueden realizarse también a través de un aumento en el valor nominal de las acciones ya existente.

² Excepto por las pérdidas derivadas de los costes de transacción que se generan en la emisión de acciones.

³ Tradicionalmente, una de las funciones asignadas a las distribuciones gratuitas de acciones, y dentro de ellas a los splits principalmente, es la de tratar de mantener el precio de dichos títulos dentro del llamado "rango óptimo de negociación", que equilibra las preferencias de las distintas clases de inversores, con la intención de alcanzar una amplia y heterogénea base accionarial y mejorar la liquidez de las acciones.

⁴ Entre otros se puede observar en los trabajos de Fama et al. (1969), Foster y Vickrey (1978), Woolridge (1983), Grinblatt et al. (1984), Doran (1990), McNichols y Dravid (1990), Banker et al. (1993), Peterson et al. (1996), Rankine y Stice (1997) para los mercados estadounidenses; Masse et al. (1997) para el mercado canadiense; Ball et al. (1977) para el mercado australiano; Hamon y Jacquillat (1992) para la bolsa de París; Liljeblom (1989) para el mercado finlandés, y parcialmente Aydogan y Muradoglu (1988) y Biger y Page (1997) para los mercados de valores de Estambul y Tel-Aviv, respectivamente.

Para que cualquier decisión financiera pueda ser interpretada como una señal informativa creíble debe conllevar un coste para aquellas sociedades que carezcan de expectativas futuras favorables. Grinblatt et al. (1984) indican que el coste asociado a esta reducción voluntaria de las reservas empresariales es la limitación de la capacidad de la sociedad para repartir dividendos en efectivo en el futuro (“hipótesis de los beneficios retenidos”). Normalmente en los contratos de endeudamiento, así como en algunas disposiciones legales, se incluyen una serie de cláusulas restrictivas del pago de dividendos que habitualmente pueden expresarse en función de los beneficios retenidos (Kalay, 1982; Smith y Warner, 1979). Por tanto, solamente anunciarán dicho reparto de acciones los directivos confiados en que la corriente de beneficios futuros permita reemplazar las reservas capitalizadas y evitar, así, las restricciones fijadas al pago de dividendos⁵.

Para el mercado estadounidense⁶, Woolridge (1983), Doran (1990) y Banker et al. (1997) aportan evidencia a favor de la “hipótesis de los beneficios retenidos” al observar una relación positiva y significativa entre las rentabilidades extraordinarias en el período de evento y el tamaño de la distribución de *dividendos menores en acciones*. Igualmente, Grinblatt et al. (1984) y Rankine y Stice (1997) aprecian unas rentabilidades significativamente superiores en los anuncios de repartos de *dividendos menores en acciones* que en los de *dividendos mayores en acciones*.

Además, los propios Grinblatt, et al. (1984) aportan otras posibles explicaciones que permiten justificar la utilización de los anuncios de distribuciones gratuitas de acciones, incluyendo los *splits*, como señales informativas como consecuencia de los costes que deben soportar las empresas que carezcan de información privada favorable: (a) la “hipótesis de la reputación”, según la cuál la emisión de señales falsas puede provocar una pérdida de prestigio; (b) la “hipótesis de la atención” establece que la caída del precio de la acción provocará un incremento de los costes de transacción e intermediación (Brenan y Copeland, 1988; Brennan y Hughes, 1991), lo que atraerá la atención de los intermediarios y analistas de mercado, poniéndose de manifiesto la verdadera situación de las empresas sobrevaloradas y, por último, (c) la “hipótesis del rango de negociación” señala que los directivos de empresas sobrevaloradas saben, que incluso si el precio actual de las acciones es alto, los acontecimientos futuros probablemente forzarán el precio de las acciones desdobladas por debajo de su rango óptimo, mientras que los directivos con información privada favorable pueden considerar incrementar el número de acciones para asegurar que su precio permanezcan dentro de ese intervalo.

En este trabajo se analiza el comportamiento del precio de las acciones ante los anuncios de dividendos en acciones en el mercado español de capitales entre los años 1989 y 1997. Ante la falta de evidencia empírica previa para este mercado, el objetivo consiste en analizar si esta forma de retribución a los accionistas es interpretada por el mercado como un mecanismo de transmisión de información privada sobre el futuro empresarial y, por tanto, si el anuncio de dicho reparto genera rentabilidades extraordinarias para los accionistas o, por el contrario, si el mercado considera dicha acción como una operación contable que no tiene ninguna repercusión sobre la riqueza de los accionistas.

Además, se contrasta empíricamente la principal justificación del contenido informativo de los anuncios de dividendos en acciones, la denominada “hipótesis de los beneficios retenidos”, que ha motivado gran parte de la investigación empírica relativa al tema. Si se acepta dicha hipótesis es de esperar que la reacción del precio sea mayor cuanto mayor sea el factor de reparto, ya que mayor será el coste asumido por la empresa al adoptar esta decisión. Para analizar si se cumple lo anterior, se ha dividido la muestra utilizada en función del tamaño de las ampliaciones y se ha examinado el comportamiento de los precios en cada uno de los grupos identificados. También, se analiza el efecto del anuncio sobre el precio de los títulos teniendo en cuenta la influencia de las expectativas de los inversores.

En lo que sigue el trabajo queda estructurado de la siguiente forma: en el segundo epígrafe se describe la metodología y los datos utilizados. En el tercero se recogen los resultados correspondientes a la reacción del mercado ante los anuncios de los dividendos en acciones, junto con el contraste empírico de la “hipótesis de los beneficios retenidos” y de la posible influencia de las expectativas de los inversores. Por último, la sección cuarta recoge las conclusiones del estudio.

⁵ Esta hipótesis es también aplicable a empresas que actualmente no pagan dividendos líquidos. Estas empresas tienen la opción de iniciar el pago de dichos dividendos en el futuro, y una gran reducción en los beneficios retenidos puede limitar dicha alternativa.

⁶ En los Estados Unidos, de acuerdo con Accounting Research Bulletin (ARB) 43, los dividendos en acciones inferiores al 25%, llamados dividendos menores en acciones (small stock dividends), se registran contablemente transfiriendo desde las cuentas de reservas a las de capital permanente (capital social y superávit de capital -capital surplus) una cantidad igual al valor de mercado de las acciones emitidas. En cambio, las distribuciones iguales o superiores al 25%, dividendos mayores en acciones (large stock dividends), se contabilizan transfiriendo una cantidad equivalente al valor nominal de las nuevas acciones, que generalmente resulta ser inferior a su valor de mercado, o como un split.

DATOS Y METODOLOGÍA.

Los repartos de dividendos en acciones o ampliaciones de capital liberadas con cargo a reservas a través de la emisión de nuevas acciones fueron identificados a partir del examen del registro de comunicaciones previas de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV). La muestra utilizada para la realización del estudio se compone única y exclusivamente por aquellos anuncios que reunían los siguientes requisitos:

a) que figuren en el registro oficial de comunicaciones previas de la CNMV, a lo largo del período comprendido entre febrero de 1989 y abril de 1997,

b) están disponibles los precios de cierre diarios, ajustados por dividendos y ampliaciones de capital, de las empresas afectadas, en una base de datos que contiene los correspondientes a sociedades que cotizan en el mercado continuo⁷,

c) que no sean consecuencia de una operación de fusión, absorción u otro tipo de reestructuración empresarial, por considerar que la potencial reacción del mercado vendría contaminada por la información disponible de este tipo de operaciones,

d) y, por la misma razón, que no ocurra cualquier otro tipo de anuncio (de resultados, reparto de dividendos en efectivo, splits, otro tipo de ampliación de capital, etc.) a lo largo del intervalo (-3,+3), donde el día 0 es la fecha de publicación en prensa.

Así, la muestra finalmente utilizada se compone de 27 anuncios correspondientes a 16 empresas españolas pertenecientes a los sectores bursátiles de Alimentación, Banca, Comunicación, Construcción, Electricidad, Química y Siderurgia – Metal.

La metodología de investigación utilizada en este trabajo, al igual que en la mayoría de los estudios empíricos acerca del posible contenido informativo de las distribuciones gratuitas de acciones, es la denominada “event study”⁸. El supuesto de partida de esta metodología es la eficiencia intermedia del mercado, es decir, que la transmisión de nueva información será automáticamente descontada a través del precio de los títulos afectados, alterándose el valor de la empresa y la riqueza de los accionistas.

Una de las mayores dificultades de esta metodología es la determinación del día en que, en teoría, el mercado tiene conocimiento, por primera vez, del suceso objeto de estudio, la denominada *fecha de evento*. En este trabajo, para la fijación de esta fecha, se ha optado por el día en que aparece la primera referencia de la ampliación de capital liberada en la prensa económica especializada, concretamente en el diario *Cinco Días*, para el período 1989-1993, y *Expansión*, entre los años 1994 y 1997. Como es usual en este tipo de estudios, la fecha de anuncio se compone de dos días consecutivos, en este caso el día de la publicación del reparto en la prensa (día 0) y el inmediatamente anterior (-1), ante la posibilidad de que la difusión de la noticia se produzca con anterioridad al cierre del mercado en este último. Además, se ha considerado, un período de evento de 40 días que se extiende desde el día -21 hasta el día +20.

Por tanto, la valoración del impacto o efecto del anuncio de cualquier suceso se realiza a partir del análisis de las llamadas *rentabilidades anormales* o *extraordinarias*, obtenidas como errores de predicción, definidas como la diferencia entre la rentabilidad observada y la rentabilidad normal que cabría esperar si ningún evento hubiera ocurrido. En este caso las rentabilidades esperadas se han obtenido a partir del modelo de mercado⁹:

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it}) = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt})$$

donde AR_{it} , R_{it} , y $E(R_{it})$ es la rentabilidad anormal, observada y normal, respectivamente, para cada día t y para cada título i , y R_{mt} es la rentabilidad del mercado en el día t .

El período utilizado para la estimación del modelo abarca 160 días, que incluyen 80 días anteriores y otros tantos posteriores al período de evento (desde $t=-101$ a $t=-22$ y desde $t=21$ a $t=100$). Se ha aplicado mínimo cuadrados ordinarios (MCO), ya que a pesar de los posibles problemas de sesgo e inconsistencia en las estimaciones de los parámetros del modelo provocado por la contratación infrecuente o asíncrona de los títulos, los procedimientos propuestos para corregir estos problemas no proporcionan ventajas sustanciales (Brown y Warner, 1985; Dyckman et al., 1984).

Si el anuncio estudiado no es interpretado como un mecanismo de transmisión de información utilizable por los directivos, el valor esperado para estas rentabilidades anormales será cero (hipótesis

⁷ La base de datos ha sido suministrada por Gesmovasa.

⁸ Concretamente, esta metodología fue aplicada, por primera vez, en el estudio de Fama, Fisher, Jensen y Roll (1969) sobre las distribuciones gratuitas de acciones.

⁹ En el modelo de mercado se ha considerado como rentabilidad representativa de la cartera de mercado la del Índice General de Bolsa de Madrid.

nula). Además, si se asume que durante el período de evento se siguen manteniendo los supuestos implícitos en la estimación por MCO, los AR_{it} se distribuyen siguiendo una normal de media cero y no presentan correlación ni temporal ni en sección cruzada.

A partir de las rentabilidades anormales obtenidas, se realiza una estimación de corte transversal de la rentabilidad anormal media obtenida en cada uno de los días incluidos en el período de evento, \overline{AR}_τ

$$\overline{AR}_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{i\tau}$$

donde N es el número de anuncios incluidos en la muestra. Si se asume que las rentabilidades anormales de los títulos están idéntica e independientemente distribuidas, por aplicación del Teorema Central del Límite, las \overline{AR}_τ se distribuirán siguiendo una distribución normal. A partir de estas rentabilidades anormales se puede calcular las rentabilidades promedio acumuladas a lo largo de un intervalo de tiempo (K, L) , $\overline{CAR}_{K,L}$ que resulte de interés, donde K y L representan un número de días, siempre con referencia al momento del anuncio:

$$\overline{CAR}_{K,L} = \sum_{t=K}^L \overline{AR}_t$$

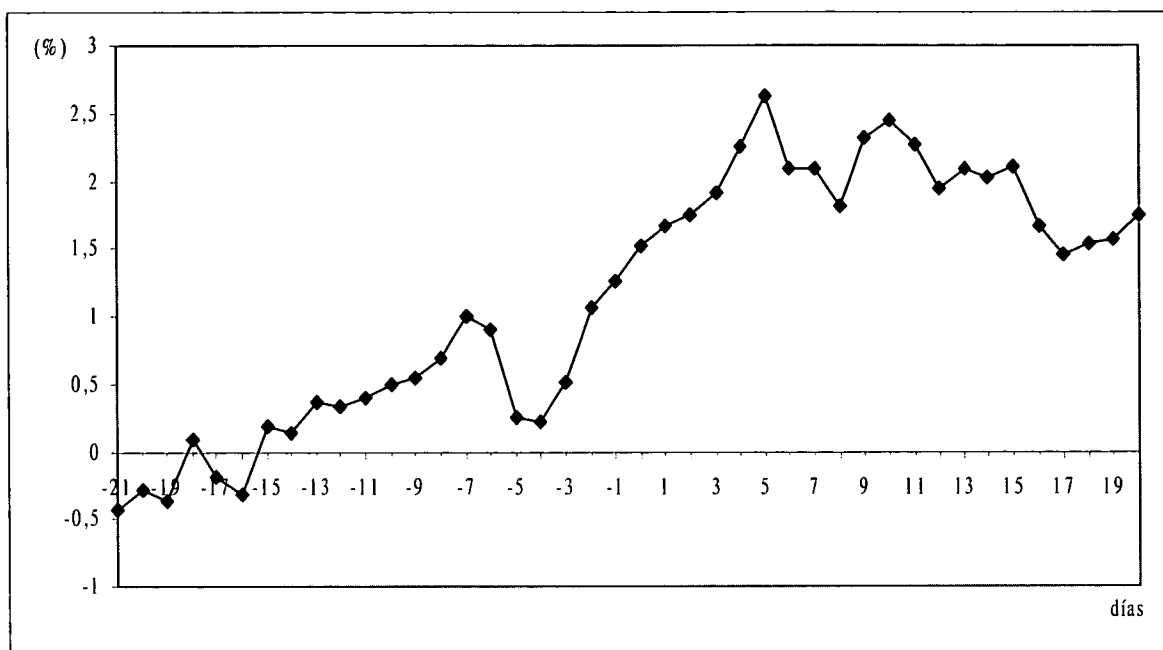
para cada intervalo de tiempo considerado (K, L) . A través de la identificación de estos intervalos o ventanas se pretende determinar el momento en que el mercado “descuenta” la información que se transmite a través del anuncio que se estudia.

Para contrastar la significación estadística de las rentabilidades anormales, simples y acumuladas, en la literatura se han utilizado tanto tests *paramétricos* como *no paramétricos*. Dentro de la primera categoría existen numerosos procedimientos de contraste, basados todos ellos en la t de Student, que se aplican en función de las características de la muestra utilizada, ya que cada uno de ellos trata de ajustar por alguno de los problemas que pueden presentar las estimaciones de las rentabilidades extraordinarias (heteroscedasticidad de corte transversal, incremento de la varianza en el período de evento, correlación contemporánea). Por otro lado, los denominados *no paramétricos*, al no establecer ningún supuesto sobre la distribución estadística de las rentabilidades, son de utilidad, sobre todo, para el caso de muestras pequeñas, donde no se cumple el Teorema Central del Límite. En este trabajo, aunque se han aplicado diferentes test, los resultados aportados corresponden a los obtenidos con el test paramétrico de Boehmer et al. (1991) y el test no paramétrico *de rangos* (Corrado, 1989).

REACCIÓN DEL MERCADO AL ANUNCIO DE LOS DIVIDENDOS EN ACCIONES.

Los resultados correspondientes a la muestra total de 27 anuncios quedan recogidos en el Gráfico 1 y en las Tablas 1 y 2. En primer lugar, en el gráfico se representan las rentabilidades anormales promedio acumuladas para cada uno de los días del período de evento, $\overline{CAR}_{-21,\tau}$. Como se puede observar, las rentabilidades acumuladas obtenidas presentan una cierta estabilidad los primeros días del período de evento, manteniendo valores próximos a cero, hasta el día -3, donde se produce un incremento que se mantendrá hasta el día 6, para después iniciar una ligera caída, aunque mantienen un nivel superior al de partida.

GRÁFICO 1. RENTABILIDADES ACUMULADAS A LO LARGO DEL PERÍODO DE EVENTO



En la Tabla 1 se recogen las rentabilidades anormales promedio simples, \overline{AR}_t , con su desviación típica muestral en sección cruzada en cada uno de los días que integran el período de evento. Además, aparecen reflejados los valores de los estadísticos que permiten evaluar la significación estadística de estas rentabilidades promedio, concretamente los correspondientes al test de Boehmer et al. (1991)¹⁰, que ajusta por heteroscedasticidad de corte transversal de los errores de predicción y por el cambio en la varianza de las rentabilidades provocado por el evento, y los del test no paramétrico de Corrado (1989).

En este caso, el problema de correlación contemporánea entre las rentabilidades anormales se cree que no resulta importante debido a la dispersión de las fechas de evento y de los sectores a los que pertenecen las distintas empresas afectadas, comprobándose, además, al analizar la matriz de correlaciones entre los residuos de las regresiones del modelo de mercado que el porcentaje de correlaciones significativas es muy reducido. Con relación al comportamiento de la varianza, al comparar el promedio de las desviaciones típicas en sección cruzada de las rentabilidades anormales diarias del período de estimación (1,74) con las correspondientes al período de evento, se observa un decremento en la varianza en este último período.

TABLA 1. RENTABILIDADES ANORMALES PROMEDIO DIARIAS EN EL PERÍODO DE EVENTO

DÍA	\overline{AR}_t (%)	$DTSC_t^A$	TEST SIGNIFICACIÓN		DÍA	\overline{AR}_t (%)	$DTSC_t$	TEST SIGNIFICACIÓN	
			BOEHMER	CORRADO				BOEHMER	CORRADO
-21	-0,43	1,32	-1,65	-0,67	0	0,26	0,86	1,21	1,03
-20	0,14	1,11	0,29	0,47	1	0,14	1,34	0,56	0,54
-19	-0,08	1,62	-0,01	-0,56	2	0,08	1,38	0,27	0,17
-18	0,47	1,58	1,90	1,44	3	0,17	1,56	0,39	0,28
-17	-0,29	1,38	-1,46	-1,45	4	0,34	1,30	0,78	0,82
-16	-0,13	1,42	-0,46	-0,82	5	0,37	1,36	1,07	1,26
-15	0,51	1,38	1,40	1,52	6	-0,53	1,16	-2,13**	-1,89*
-14	-0,05	0,96	0,18	-0,32	7	-0,01	1,19	-0,22	-0,13
-13	0,23	1,10	1,28	0,77	8	-0,28	1,16	-1,51	-0,84
-12	-0,04	1,22	-0,11	-0,74	9	0,51	2,35	1,10	0,34

¹⁰ También, se ha aplicado otros estadísticos, que ajustan por diferentes problemas que pueden presentar las estimaciones de las rentabilidades anormales, como son el método de sección cruzada (incremento de la varianza en el período de evento), el test de Brown y Warner (1980) (correlación contemporánea) y el test de Patell (1976) (heteroscedasticidad en sección cruzada). Todos ellos proporcionan resultados similares.

DÍA	\overline{AR}_τ (%)	$DTSC_\tau^A$	TEST SIGNIFICACIÓN		DÍA	\overline{AR}_τ (%)	$DTSC_\tau$	TEST SIGNIFICACIÓN	
			BOEHMER	CORRADO				BOEHMER	CORRADO
-11	0,07	1,12	0,77	0,39	10	0,13	1,65	0,38	1,54
-10	0,10	1,25	0,77	0,54	11	-0,18	2,24	-0,15	0,60
-9	0,05	1,23	0,75	0,07	12	-0,31	1,29	-0,76	-1,33
-8	0,15	1,68	0,62	0,12	13	0,14	1,17	0,71	0,61
-7	0,30	1,29	1,68	1,44	14	-0,07	1,14	0,36	0,11
-6	-0,09	1,06	-0,66	-0,43	15	0,09	1,16	0,18	0,33
-5	-0,65	3,06	-1,12	-0,44	16	-0,44	1,11	-1,95*	-1,56
-4	-0,04	1,72	-0,13	-0,14	17	-0,21	1,55	-0,37	-0,07
-3	0,29	1,06	1,82*	1,70*	18	0,07	1,18	0,43	0,82
-2	0,56	1,37	2,57**	2,06**	19	0,04	1,50	0,44	0,46
-1	0,20	1,12	0,78	0,93	20	0,17	1,27	1,00	1,47

Nota: (°) $DTSC_\tau$ es la desviación típica en sección cruzada de las rentabilidades anormales en el día τ .

(**) significativo al 5%, (*) significativo al 10 % para el contraste de dos colas

A partir de los resultados reflejados en la Tabla 1, se advierte que, para los días que han sido considerados como fecha del evento (días -1 y 0), las rentabilidades anormales promedio correspondientes a cada uno de ellos, aunque positivas, no son estadísticamente significativas. Además, la rentabilidad acumulada para ambos días presenta las mismas características, como puede observarse en la Tabla 2 donde se recogen las rentabilidades extraordinarias acumuladas para diferentes intervalos de días definidos en torno a la fecha de anuncio del dividendo en acciones.

No obstante, como se puede apreciar, en el caso de que consideremos un período de 7 días en torno a la fecha definida como de evento, sí aparecen rentabilidades anormales positivas y significativas para un nivel del 5%, que se debe al incremento significativo de los precios en los días -3 y -2. A la vista de estos resultados podemos atribuir esta reacción del precio a la llegada de información relativa a esta decisión financiera con anterioridad a su aparición en prensa y al descuento de la misma por parte del mercado de valores. También, debe destacarse la dificultad de especificar correctamente la fecha del acontecimiento estudiado de este tipo de trabajos.

TABLA 2. RENTABILIDADES ACUMULADAS Y SIGNIFICACIÓN ESTADÍSTICA.

PERÍODO	$\overline{CAR}_{K,L}$	TEST DE SIGNIFICACIÓN ESTADÍSTICA	
		BOEHMER ET AL.	CORRADO
(-1,0)	0,46	1,401	1,388
(-3,+3)	1,70	2,872**	2,541**
(-20,-4)	0,65	1,375	0,457
(4, 20)	-0,17	-0,159	0,620

Nota: (**) significativo al 5% para el contraste de dos colas.

Además, se ha analizado las rentabilidades anormales acumuladas para períodos anteriores y posteriores a dicha fecha de evento. Ya que esta decisión de retribuir a los accionistas mediante la distribución de nuevos títulos normalmente es adoptada por el Consejo de Administración de la sociedad correspondiente, que la someterá a aprobación en Junta General, cabe la posibilidad de que el mercado tenga conocimiento de dicho acuerdo con antelación a su publicación. Por esta razón, se ha calculado la rentabilidad acumulada para el intervalo de días (-20, -4), que, como se puede observar en la Tabla 2, resulta ser negativa y estadísticamente no significativa, concluyendo que es poco probable que se produzca lo comentado anteriormente. Asimismo, se obtienen resultados similares para el intervalo de días que abarca desde $t=4$ hasta $t=20$, por lo que se descarta la posibilidad de que el mercado descuenta con cierto retraso la posible información que podría ser transmitida a través de estos anuncios.

El contenido informativo que se atribuye al anuncio de estas distribuciones gratuitas de acciones a través de ampliaciones de capital liberadas con cargo a reservas ha sido justificada, fundamentalmente, a partir de la "hipótesis de los beneficios retenidos". La evidencia empírica existente resulta consistente con dicha hipótesis, ya que se ha constatado que las rentabilidades extraordinarias que surgen ante estos anuncios de dividendos en acciones están positivamente relacionadas con el tamaño de la distribución (Woolridge, 1983; Doran, 1990). Siguiendo esta misma línea, en este trabajo se ha dividido la muestra en tres grupos, en función del porcentaje de incremento de la cifra de capital social, diferenciando entre divi-

dendos en acciones inferiores al 10%, igual al 10% y superiores a este porcentaje. Los resultados correspondientes a las rentabilidades acumuladas para distintos períodos de tiempo en torno a la fecha de evento vienen recogidos en la Tabla 3.

Al igual que sucedía para la muestra total no se observa unas rentabilidades anormales significativas en los días -1 y 0 para los tres grupos de ampliaciones identificados. Únicamente, en el caso de las distribuciones de menor tamaño, como se podría apreciar para el total de la muestra, la rentabilidad anormal acumulada para el período de 7 días alrededor del día de la aparición en prensa resulta ser positiva y significativa a un nivel de significación del 5%. También, para las ampliaciones de mayor magnitud esta rentabilidad acumulada resulta ser positiva, aunque significativa sólo a un nivel del 10%. Mientras que para el grupo más numeroso, el de las ampliaciones que suponen un incremento del 10% en la cifra de capital social no se advierte rentabilidades anormales acumuladas estadísticamente significativas. Estos resultados no son consistentes con la "hipótesis de los beneficios retenidos", en función de la cuál cabría esperar mayores reacciones para las distribuciones más grandes, ya que se limitaría la capacidad de pagar dividendos futuros en mayor medida. Sin embargo, se debe tener en cuenta el reducido número de casos que componen las submuestras descritas, que podría influir en la potencia de los contrastes realizados.

TABLA 3. RENTABILIDADES ANORMALES EN FUNCIÓN DEL FACTOR DE REPARTO.

PERÍODO	$\overline{CAR}_{K,L}(\%)$	TEST DE SIGNIFICACIÓN ESTADÍSTICA	
		BOEHMER ET AL.	CORRADO
PANEL A: PORCENTAJE DE REPARTO SUPERIOR AL 10% (N=6)			
(-1,0)	1,14	1,775	1,397
(-3,+3)	3,42	2,500*	1,943*
(-20,-4)	4,22	1,750	1,093
(4, 20)	2,48	1,562	0,443
PANEL B: PORCENTAJE DE REPARTO IGUAL AL 10% (N=16)			
(-1,0)	0,38	0,981	0,999
(-3,+3)	0,51	1,020	0,688
(-20,-4)	-0,55	-0,677	-0,308
(4, 20)	-0,61	-0,704	0,213
PANEL C: PORCENTAJE DE REPARTO INFERIOR AL 10% (N=5)			
(-1,0)	0,08	-0,003	0,243
(-3,+3)	3,43	4,007**	2,712**
(-20,-4)	0,87	1,062	0,498
(4, 20)	-1,21	0,056	0,622

Nota: (**) significativo al 5%, (*) significativo al 10% para el contraste de dos colas.

En los análisis anteriores, al no utilizar ningún modelo de expectativas, se está suponiendo implícitamente que todos los anuncios de repartos de acciones no son esperados por el mercado. Sin embargo, hay que considerar que algunas empresas siguen la política de realizar periódicamente estas ampliaciones de capital liberadas. Como indica Woolridge (1983), parece razonable suponer que el mercado se sorprenda más ante un anuncio emitido por una empresa que no haya utilizado esta forma de retribución recientemente. Presumiblemente, la reacción del mercado ante un anuncio anticipado por los inversores será menor que para aquellos que resulte ser una sorpresa. Así, se han diferenciado dos tipos de repartos de dividendos en acciones, *esperados* y *no esperados*, siendo los primeros aquellos realizados por sociedades que llevaron a cabo una ampliación de capital liberada el año inmediatamente anterior.

Como se puede apreciar en la Tabla 4, al igual que sucedía para la muestra completa no aparecen rentabilidades anormales significativas en los días fijados como de evento en ninguno de los dos grupos analizados. En el caso de las distribuciones que se suponen esperadas por los inversores resultan ser significativas y positivas las rentabilidades acumuladas para el período de siete días en torno a esa fecha, hecho que no se observa para el grupo de las distribuciones no anticipadas, en contra de lo que cabría esperar. En este último caso, sólo para un nivel de significación del 10%, resultan significativas las rentabilidades anormales acumuladas para un intervalo de 17 días anteriores a partir del día -3.

TABLA 4. RENTABILIDADES ANORMALES EN FUNCIÓN DE LA PERIODICIDAD DEL ANUNCIO.

PERÍODO	$\overline{CAR}_{K,L}$ (%)	TEST DE SIGNIFICACIÓN ESTADÍSTICA	
		BOEHMER ET AL.	CORRADO
PANEL A: REPARTOS NO ESPERADOS (N=11)			
(-1,0)	0,45	0,631	1,257
(-3,+3)	0,29	0,317	0,890
(-20,-4)	3,56	2,027*	1,636*
(4, 20)	-2,32	-1,164	-0,726
PANEL B: REPARTO ESPERADOS (N=16)			
(-1,0)	0,46	1,144	0,815
(-3,+3)	2,66	3,302**	2,649**
(-20,-4)	-1,36	-0,775	-0,735
(4, 20)	1,30	1,518	1,420

Nota: (**) significativo al 5%, (*) significativo al 10 % para el contraste de dos colas.

CONCLUSIONES.

En este trabajo, ante la inexistencia de evidencia previa para el mercado español de capitales, se ha analizado el comportamiento de los precios ante el anuncio de ampliaciones de capitales liberadas con cargo a reservas y materializadas a través de la puesta en circulación de nuevas acciones o reparto de dividendos en acciones. Se ha aplicado la metodología de sucesos o "event study" a una muestra de 27 eventos, extraída de las ampliaciones llevadas a cabo por sociedades cotizadas en el mercado español de capitales durante los años 1989-1997. Para la obtención de las rentabilidades extraordinarias o anormales se ha utilizado el modelo de mercado como proceso generador de las rentabilidades esperadas.

Los resultados del estudio ponen de manifiesto la existencia de rentabilidades extraordinarias positivas y significativas en un intervalo de siete días en torno al día de la aparición de la primera referencia a las ampliaciones estudiadas en la prensa económica. Esta reacción se produce, fundamentalmente, dos y tres días antes de la difusión de la noticia, lo que nos permite afirmar que el mercado español descuenta el contenido informativo que se atribuye a este tipo de eventos con una cierta anticipación a su publicación en prensa.

También, se ha analizado si la denominada "hipótesis de los beneficios retenidos" puede explicar, para el caso español, la reacción significativa que se observa en los días cercanos al anuncio de las ampliaciones de capital. Para ello se ha dividido la muestra en función del tamaño de la distribución. Los resultados obtenidos no apoyan empíricamente dicha hipótesis. Además, se ha tratado de controlar las expectativas de los inversores respecto a la posibilidad de que las empresas utilicen esta forma de retribución. Para ello se ha diferenciado dos tipos de anuncios, los esperados y los inesperados en función de que se haya realizado o no una ampliación de las mismas características en el año anterior. Los resultados indican que en el caso de los denominados anuncios no esperados, el mercado reacciona tímidamente en un período anterior a la fecha definida como de evento. En cambio, en los anuncios esperados al igual que sucedía para el total de la muestra, las rentabilidades extraordinarias positivas aparecen en días muy próximos al definido como de evento.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ARMITAGE, S. (1995): "EVENT STUDY METHODS AND EVIDENCE ON THEIR PERFORMANCE", JOURNAL OF ECONOMIC SURVEYS, VOL. 8, NO. 4, PP. 25-52.
- AYDOGAN, K., Y MURADOGLU, G. (1998): "DO MARKETS LEARN FROM EXPERIENCE? PRICE REACTION TO STOCK DIVIDENDS IN THE TURKISH MARKET", APPLIED FINANCIAL ECONOMICS, VOL. 8, PP. 41-49.
- BALL, R., BROWN, P., Y FINN, F. J. (1977): "SHARE CAPITALISATION CHANGES, INFORMATION AND THE AUSTRALIAN EQUITY MARKET AUSTRALIAN", JOURNAL OF MANAGEMENT, VOL. 2, NO. 2, OCTOBER, PP. 105-125.
- BANKER, R.D., DAS, S. Y DATAR, S.M. (1993): "COMPLEMENTARY OF PRIOR ACCOUNTING INFORMATION: THE CASE OF STOCK DIVIDEND ANNOUNCEMENTS", ACCOUNTING REVIEW, VOL. 68, NO. 1, JANUARY, PP. 28-47.
- BINDER, J.J. (1998): "THE EVENT STUDY METHODOLOGY SINCE 1969", REVIEW OF QUANTITATIVE FINANCE AND ACCOUNTING, VOL. 11, NO. 2, SEPTEMBER, PP. 111-137.

- BIGER, N., Y PAGE, M.J. (1996): "SOME FURTHER EVIDENCE OF THE EFFECTS OF MODEL CHOICE ON MARKET EVENTS: DISTRIBUTION OF STOCK DIVIDENDS ON THE TEL-AVIV STOCK EXCHANGE", *JOURNAL FOR STUDIES IN ECONOMICS AND ECONOMETRICS*, VOL. 20, NO. 3, NOVEMBER, PP. 39-47.
- BOEHMER, E., MUSUMECI, J., Y POULSEN, A.B. (1991): "EVENT STUDY METHODOLOGY UNDER CONDITIONS OF EVENT INDUCED VARIANCE", *JOURNAL OF FINANCIAL ECONOMICS*, VOL. 30, NO. 2, DECEMBER, PP. 253-272.
- BRENNAN, M.J., Y COPELAND, T.E. (1988): "STOCK SPLITS, STOCK PRICES AND TRANSACTION COSTS", *JOURNAL OF FINANCIAL ECONOMICS*, VOL. 22, NO. 1, OCTOBER, PP. 83-101.
- BRENNAN, M.J., Y HUGHES, P.J. (1991): "STOCK PRICES AND THE SUPPLY OF INFORMATION", *JOURNAL OF FINANCE*, VOL. 46, NO. 5, DECEMBER, PP. 1665-1691.
- BROWN, S.J. Y WARNER, J.B. (1980): "MEASURING SECURITY PRICE PERFORMANCE", *JOURNAL OF FINANCIAL ECONOMICS*, VOL. 8, NO. 3, SEPTEMBER, PP. 205-258.
- (1985): "USING DAILY STOCK RETURNS. THE CASE OF EVENT STUDIES", *JOURNAL OF FINANCIAL ECONOMICS*, VOL. 14, NO. 1, MARCH, PP. 3-31.
- CAMPBELL, J.Y., LO, A.W. Y MACKINLAY, A.C. (1997): *THE ECONOMETRICS OF FINANCIAL MARKETS*, PRINCETON UNIVERSITY PRESS, NEW JERSEY.
- CORRADO, C.J. (1989): "A NONPARAMETRIC TEST OF ABNORMAL SECURITY PRICE PERFORMANCE IN EVENT STUDIES", *JOURNAL OF FINANCIAL ECONOMICS*, VOL. 23, NO. 2, AUGUST, PP. 385-395.
- DORAN, D.T. (1990): "STOCK DIVIDENDS EVENTS: EMPIRICAL SUPPORT FOR THE RETAINED EARNINGS HYPOTHESIS", *ADVANCES IN ACCOUNTING*, VOL. 8, PP. 3-23.
- FAMA, E., FISHER, L., JENSEN, M. Y ROLL, R. (1969): "THE ADJUSTMENT OF STOCK PRICE TO NEW INFORMATION", *INTERNACIONAL ECONOMIC REVIEW*, VOL. 10, PP. 1-21.
- FOSTER, T.W., Y VICKREY, D. (1978): "THE INFORMATION CONTENT OF STOCK DIVIDENDS ANNOUNCEMENTS", *ACCOUNTING REVIEW*, VOL. 53, NO. 2, APRIL, PP. 360-370.
- GRINBLATT, M.S., MASULIS, R.W., Y TITMAN, S. (1984): "THE VALUATION EFFECTS OF STOCK SPLITS AND STOCK DIVIDENDS", *JOURNAL OF FINANCIAL ECONOMICS*, VOL. 13, NO. 4, DECEMBER, PP. 461-490.
- HAMON, J., Y JACQUILLAT, B. (1992): *LE MARCHE FRANÇAIS DES ACTIONS. ÉTUDES EMPIRIQUES 1977-1991*, PRESSES UNIVERSITAIRES DE FRANCE, PARIS.
- KALAY, A. (1982): "STOCKHOLDER-BONDHOLDER CONFLICT AND DIVIDEND CONSTRAINTS", *JOURNAL OF FINANCIAL ECONOMICS*, VOL. 10, NO. 2, JULY, PP. 211-233.
- LAKONISHOK, J., Y LEV, B. (1987): "STOCK SPLITS AND STOCK DIVIDENDS: WHY, WHO, AND WHEN", *JOURNAL OF FINANCE*, VOL. 42, NO. 4, SEPTEMBER, PP. 913-932.
- LILJEBLOM, E. (1989): "THE INFORMATIONAL IMPACT ANNOUNCEMENTS OF STOCK DIVIDENDS AND STOCK SPLITS", *JOURNAL OF BUSINESS, FINANCE AND ACCOUNTING*, VOL. 16, NO. 5, WINTER, PP. 681-697.
- MACKINLAY, A. C. (1997): "EVENT STUDIES IN ECONOMICS AND FINANCE", *JOURNAL OF ECONOMIC LITERATURE*, VOL. 35, MARCH, PP. 13-39.
- MASSE, I., HANRANHAN, J.R., Y KUSHNER, J. (1997): "THE EFFECT OF CANADIAN STOCK SPLITS, STOCK DIVIDENDS, AND REVERSE SPLITS ON THE VALUE OF THE FIRM", *QUARTERLY JOURNAL OF BUSINESS AND ECONOMICS*, VOL. 36, NO. 4, AUTUMN, PP. 51-62.
- MCNICHOLS, M., Y DRAVID, A. (1990): "STOCK DIVIDENDS, STOCK SPLITS, AND SIGNALLING", *JOURNAL OF FINANCE*, VOL. 45, NO. 3, JULY, PP. 857-879.
- PATELL, J.M. (1976): "CORPORATE FORECASTS OF EARNINGS PER SHARE AND STOCK PRICE BEHAVIOR: EMPIRICAL TESTS", *JOURNAL OF ACCOUNTING RESEARCH*, VOL. 14, NO. 2, AUTUMN, PP. 246-276.
- PETERSON, C.A., MILLAR, J.A., Y RIMBEY, J.N. (1996): "THE ECONOMIC CONSEQUENCES OF ACCOUNTING FOR STOCK SPLITS AND LARGE STOCK DIVIDENDS", *ACCOUNTING REVIEW*, VOL. 71, NO. 2, APRIL, PP. 241-253.
- RANKINE, G.W., Y STICE, E.K. (1997): "ACCOUNTING RULES AND THE SIGNALLING PROPERTIES OF 20 PERCENT STOCK DIVIDENDS", *ACCOUNTING REVIEW*, VOL. 72, NO. 1, JANUARY, PP. 23-46.
- SCHWARTZ, B.N., Y MONAHAN, T.F. (1986): "ACCOUNTING FOR STOCK DIVIDENDS & STOCK SPLITS", *NATIONAL PUBLIC ACCOUNTANT*, VOL. 31, MARCH, PP. 24-26.
- SMITH, C.W., Y WARNER, J.B. (1979): "ON FINANCIAL CONTRACTING. AN ANALYSIS OF BOND COVENANTS", *JOURNAL OF FINANCIAL ECONOMICS*, VOL. 7, NO. 2, JUNE, PP. 117-161.
- WOOLRIDGE, J.R. (1983): "STOCK DIVIDENDS AS SIGNALS", *JOURNAL OF FINANCIAL RESEARCH*, VOL. 6, NO. 1, SPRING, PP. 1-12.