

COMPORTAMIENTO DE LOS PRECIOS Y VOLÚMENES DE NEGOCIACIÓN ANTE ANUNCIOS DE BENEFICIOS ANUALES*

Sonia Sanabria

WP-EC 2004-03

Correspondencia: Universidad de Alicante, Carretera de San Vicente, s/n, 03006 San Vicente (Alicante), Tel.: +965 90 36 11 (21) / Fax: +965 90 36 11 / E-mail: sonia.sanabria@ua.es.

Editor: Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, S.A.

Primera Edición Enero 2004

Depósito Legal: V-515-2004

Los documentos de trabajo del IVIE ofrecen un avance de los resultados de las investigaciones económicas en curso, con objeto de generar un proceso de discusión previo a su remisión a las revistas científicas.

* Me gustaría agradecer a Juan Carlos Gómez Sala el tiempo que me ha dedicado durante la realización de este trabajo así como los comentarios y aportaciones efectuadas al mismo.

COMPORTAMIENTO DE LOS PRECIOS Y VOLÚMENES DE NEGOCIACIÓN ANTE ANUNCIOS DE BENEFICIOS ANUALES

Sonia Sanabria

RESUMEN

En este trabajo se analiza empíricamente el efecto que la publicación del beneficio anual tiene sobre el valor de mercado y el volumen de negociación de las acciones admitidas a cotización en el mercado bursátil español para el periodo 1999-2001. Con la finalidad de llevar a cabo un análisis más completo, se examina la relación existente entre los cambios en los volúmenes alrededor del anuncio y los cambios en el precio de las acciones así como la sensibilidad del volumen anormal al signo de las rentabilidades anormales acumuladas, además de las diferentes características de las empresas como determinantes de los cambios en la negociación alrededor del anuncio.

Los resultados obtenidos ponen de manifiesto la existencia de contenido informativo en la publicación del beneficio contable anual. La actividad de negociación alrededor del anuncio de beneficio anual está relacionada con el número de analistas financieros que cubren una empresa durante el año previo al anuncio y con el contenido informativo del beneficio, sin que existan indicios de que esté asociada con la divergencia de opinión de los inversores previa a la publicación, el intervalo de tiempo transcurrido entre la predicción y la publicación, o con el cambio de riesgo. La magnitud de beneficio inesperado es explicativa de la negociación contemporánea.

PALABRAS CLAVES: anuncios de beneficios contables, rentabilidades anormales, volumen de negociación.

ABSTRACT

The aim of this study is analyzed empirically the effect that annual earnings announcements have in market value and the trading volume of shares on the Spanish Stock Market for the period between 1999 and 2001. With the finality to accomplish a more complete analysis, is examined the actual relation between changes in the trading volume around earnings announcements and changes in shares prices besides the sensibility of trading volume to the accumulated abnormal return's sign in addition to different firms' characteristics as determinants of changes in the trading volume around earnings announcements.

The obtained results demonstrate the presence of informative content at the annual earnings announcements' disclosure. Activity of trading volume around earnings announcements is connected with the number of analysts following a firm during the previous year to the announcement and information content of the earnings announcement, without anything which indicate that it is associated with the investors' opinion divergence before the disclosure, the period of time lapsed between the prediction and the earnings announcements, or with the risk change. The magnitude of unexpected earnings is explanatory of the contemporary trading volume.

KEYWORDS: earnings announcement, abnormal returns, trading volume.

1. INTRODUCCIÓN

La cifra de resultados es, sin duda, el dato que ha despertado más interés y el que recibe mayor atención por parte de los usuarios de la contabilidad financiera y, en particular, por los inversores en el mercado de capitales. Es importante señalar que la magnitud de los beneficios contables es de gran utilidad en la toma de decisiones de los inversores porque les permite obtener información acerca de los flujos de caja futuros y del riesgo asociado a los mismos. Estudios previos han demostrado que existe una asociación significativa entre el beneficio contable y los flujos de caja (Watts y Zimmerman, 1986), de forma que éste puede ser visto como una señal que puede modificar las creencias de los inversores.

Parte del interés en examinar el contenido informativo de los anuncios de beneficios radica en la existencia de modelos teóricos que sugieren que los beneficios contables son potencialmente relevantes en la determinación del valor de las acciones. Como señalan Pope e Inyangete (1992), bajo el supuesto de que los agentes racionales usarán los beneficios de las empresas para inferir valor, existen razones para presagiar que la información publicada en relación al beneficio producirá una distribución de las rentabilidades de las acciones diferente de la distribución incondicional. Asimismo, los inversores forman sus expectativas de beneficios y flujos de tesorería considerando todas aquellas variables futuras que son relevantes en la valoración de las acciones. En este sentido, la publicación de la cifra de beneficios conduce a revisiones de las expectativas concernientes a variables fundamentales en la determinación del valor de las acciones.

La hipótesis de información diferencial está basada en la noción de que existe variación en sección cruzada significativa en la cantidad de información disponible con anterioridad al anuncio de beneficios. Los inversores también utilizan la información divulgada previamente en la formación de sus expectativas. Esencialmente, la publicación de la cifra del beneficio contable confirma o no estas expectativas. En esta línea, Ball y Kothari (1991) argumentan que la precisión de un anuncio de beneficios es informativa dado que los directivos sistemáticamente anuncian de forma anticipada las buenas noticias y retrasan las malas. Por consiguiente, si con el anuncio de beneficios no se verifican las expectativas de los inversores, u ocurre en un momento no esperado, existe “sorpresa” para el mercado. En este sentido, los anuncios de beneficios sirven para resolver completamente la incertidumbre existente sobre la precisión de la información diseminada con anterioridad a la publicación.

El propósito de esta investigación consiste en analizar una muestra de empresas negociadas en el mercado de capitales español con el objetivo de examinar el contenido informativo de los anuncios de beneficios anuales publicados durante el periodo 1999-2001,

reflejado en movimientos en los precios de las acciones y en los volúmenes de negociación los días próximos al anuncio. Observada la reacción del mercado se analiza la relación entre los cambios en el volumen de negociación y en el precio de las acciones, considerando la dirección de las mismas, así como los factores determinantes de la respuesta del volumen de negociación alrededor del anuncio del beneficio anual.

Pese a que los beneficios trimestrales o semestrales también pueden trasladar información a los inversores, dándoles una visión de la evolución de la empresa, nos centramos en la magnitud de beneficio anual. El principal motivo radica en la posibilidad de que la información intermedia podría ser escasa y menos fiable que la anual. Las cifras de beneficios intermedias son, actualmente, percibidas como indicadores imprecisos de los resultados anuales.

La motivación de esta investigación radica en la necesidad de utilizar el volumen de negociación, además de las rentabilidades anormales, para analizar el efecto informativo del anuncio de beneficios anual y sus factores determinantes al ser los estudios previos existentes sobre cambios en la negociación relativamente escasos en comparación a los centrados en cambios en los precios. Sorprendentemente, la evidencia relativa a diferencias entre la magnitud de reacción del precio y del volumen de negociación alrededor del anuncio de beneficios es reducida, aún cuando estudios previos han mostrado la posibilidad de diferentes reacciones del precio y del volumen de negociación a la publicación de beneficios estén asociadas con diferentes interpretaciones.

La primera cuestión que nos planteamos es si el anuncio de beneficios anual origina diferentes movimientos en los precios de las acciones y en el volumen de negociación. La segunda pregunta que nos hacemos es si las respuestas del volumen de negociación y del precio están relacionadas positivamente. Se analiza la posibilidad de que parte de la actividad de negociación observada entorno al anuncio de beneficios venga explicada por el efecto contenido informativo. Y la última cuestión es si las diferentes reacciones en la negociación están vinculadas con características específicas de las empresas que publican el beneficio anual.

La hipótesis de contenido informativo de los anuncios de beneficios se ha contrastado básicamente de dos formas: examinando el comportamiento de los precios y analizando la actividad de negociación de las acciones. La mayoría de la evidencia existente ha detectado que los movimientos en los precios y en los volúmenes de negociación son excepcionalmente elevados alrededor de la fecha de publicación del beneficio. Estos resultados han sido considerados como un claro indicio de contenido informativo en la información difundida con la publicación de la cifra de beneficio contable.

Existen diversas razones por las que esos resultados latentes en la evidencia previa podrían no aplicarse a Europa continental, en general, y en concreto a España como apuntan Arcas y Rees (1999), debido a que el mercado de capitales de U.S.A. es un mercado sofisticado y desarrollado donde gran cantidad de recursos son destinados al análisis de inversión, estando el sistema contable altamente regulado para cubrir las necesidades de los inversores. En Europa, las prácticas contables han sido esbozadas, ante todo, para los usuarios más que para los inversores, el análisis de inversión recibe pocos recursos relativamente y los mercados de capitales están menos regulados.

La evidencia empírica previa existente en el mercado de capitales español ha detectado que existe efecto informativo del anuncio público de la cifra del beneficio contable (Arcas y Rees, 1999). El mismo fenómeno es analizado en esta investigación utilizando una muestra y un periodo diferentes, además de una medida adicional de reacción del mercado, cambios en los volúmenes de negociación. El principal resultado es que se producen cambios significativos en los precios de las acciones de las entidades emisoras el día del anuncio del beneficio anual y el inmediatamente anterior, observándose rentabilidades anormales acumuladas para el periodo $(-1,0)$ positivas y significativas. Este resultado es indicio de que se producen filtraciones de información con anterioridad a la publicación del beneficio contable, posiblemente, a través de otros medios de comunicación (por ejemplo, información on-line). Asimismo, de acuerdo con las conclusiones previas alcanzadas en otros mercados como el del Reino Unido y U.S.A, se han detectado fuertes cambios en la negociación de las acciones el día del anuncio y el inmediatamente posterior, siendo los volúmenes anormales acumulados en el intervalo $(0,1)$ significativamente positivos. Estos cambios pueden estar motivados por la presencia de divergencias previas al anuncio o heterogeneidad en las expectativas de los inversores en el momento de la publicación. Consistente con la evidencia previa, parece que el anuncio de beneficios anual tiene contenido informativo para el mercado, y que las magnitudes de reacción del precio y del volumen de negociación están relacionadas positivamente, además de observarse sensibilidad diferencial del volumen de negociación a la dirección del cambio en el precio de las acciones.

La principal contribución de este estudio se halla en el análisis de la reacción de mercado utilizando la reacción del volumen de negociación como medida complementaria de los cambios en los precios de las acciones. Con ello, es probable que se proporcione una comprensión más allá de la alcanzable sólo con los cambios en el volumen de negociación o sólo con cambios en los precios. Asimismo, se proporciona un modelo que combina algunos de los factores, tratados en investigaciones previas, explicativos de los volúmenes anormales observados en relación con el anuncio de beneficios anual.

El trabajo queda estructurado de la siguiente forma. El siguiente epígrafe se ha dedicado a la revisión teórica y empírica que analiza la presencia de efecto informativo del anuncio del beneficio contable anual. En el tercer epígrafe se describe el procedimiento de selección muestral así como la base de datos utilizada para el desarrollo del trabajo. La metodología desarrollada para la estimación de rentabilidades anormales entorno a la fecha de anuncio de beneficios, los resultados del efecto valoración en relación con el anuncio de beneficio anual así como la reacción de los precios alrededor del evento dependiendo del signo del error de predicción se exponen en el cuarto epígrafe. En el quinto se describe la metodología y resultados del efecto negociación. En la sección sexta, se presenta la descripción de las variables que van a ser utilizadas en el estudio, se analiza si la respuesta del volumen de negociación es sensible a la dirección del cambio en los precios de las acciones además de los factores determinantes de los cambios en la negociación en el momento del anuncio de beneficio anual. Y, por último, en el séptimo epígrafe se presentan las conclusiones.

2. TEORÍA Y EVIDENCIA EMPÍRICA PREVIA

Durante más de tres décadas, se han llevado a cabo investigaciones que han evidenciado similitudes entre las reacciones del precio y del volumen de negociación relativas al anuncio de beneficios, lo que ha conducido a los investigadores a considerar ambas variables como medidas sustitutivas de la reacción del mercado (Bamber y Cheon, 1995) aunque existen diferencias conceptuales significativas, captando cada una de ellas aspectos distintos de la asimilación de la información. Una distinción importante entre cambios en el precio y en el volumen de negociación de las acciones, como magnitudes de contenido informativo, es que la primera implica cambios en las expectativas del mercado como un todo, mientras que la segunda podría reflejar cambios en las expectativas de los inversores de forma individual (Beaver, 1968; Kim y Verrecchia, 1991a, 1991b).

Existe un extenso número de trabajos empíricos que han detectado que el anuncio de beneficio anual tiene contenido informativo para el mercado medido a través de cambios en el precio de las acciones. Para evitar extraer conclusiones injustificadas, consideramos, para la medición de contenido informativo, no sólo los cambios en los precios sino también los cambios en el volumen de negociación. Un argumento explicativo es que podría ser precoz concluir que el anuncio de beneficio anual no tiene efecto informativo para el inversor sólo basándose en una reacción del precio dado que éste podría haber incentivado la negociación.

Numerosos trabajos desarrollados en el área de investigación de contenido informativo de la magnitud de beneficio anual tienen su origen en los trabajos seminales de Beaver (1968)

y Ball y Brown (1968). Suponen la base de un extenso número de investigaciones empíricas sobre reacción de mercado a la divulgación del beneficio contable, en términos de cambios en los precios. Estos estudios pioneros fueron seguidos por múltiples investigaciones desarrolladas en diferentes mercados bursátiles: Emanuel (1984) en Nueva Zelanda, Pope e Inyangete (1992) y Elsharkawy y Garrod (1996) en el mercado de Reino Unido, Kallunki (1996) en Finlandia, Odabasi (1998) en el mercado bursátil de Turquía, Laurent (2000) en el de Bélgica y Gajewski y Queré (2001) en Francia. Para el mercado español, Arcas y Rees (1999) detectan que los anuncios de beneficios van acompañados de rentabilidades anormales medias significativas además de un incremento de la volatilidad y asimetría informativa en los días circundantes al anuncio de beneficios.

Por otra parte, la mayoría de trabajos que investigan la reacción de los precios llevan a cabo un análisis adicional de comportamiento de las rentabilidades segmentando la muestra en dos submuestras en base al signo del error de predicción (Elsharkawy y Garrod, 1996; Laurent, 2000; Gajewski y Queré, 2001), y detectan que la reacción a anuncios de beneficios anuales no es simétrica para el caso de buenas y malas noticias.

En la literatura previa se han propuesto diferentes modelos que analizan la relación dinámica entre los excesos de rentabilidad originados por la publicación de la cifra de beneficios y características específicas de las empresas. Una de las variables que está presente en la mayoría de recientes investigaciones es la magnitud de sorpresa de beneficios medida a partir de las predicciones de analistas del beneficio por acción. En concreto, y en relación con esta variable, Elsharkawy y Garrod (1996), Hew (1996), Mutjaba (2000), Gajewski y Queré (2001), entre otros, han detectado que existe una relación positiva entre el beneficio no esperado y los cambios en los precios de las acciones. Autores como Grant (1980), Atiase (1985), Ball y Kothari (1991), Shevlin y Shores, (1993), Cheon, Christensen y Bamber (2001), entre muchos otros, han estudiado la relación del tamaño de la empresa con el contenido informativo del anuncio de beneficio, argumentando que existe una relación inversa entre la cantidad de información inesperada divulgada al mercado por el anuncio del beneficio contable y el tamaño, medido por la capitalización bursátil y el activo total de la empresa. Otras investigaciones se han centrado en demostrar empíricamente el efecto valoración. Entre otros, se señala como uno de los más recientes, el efectuado por Cheon, Christensen y Bamber (2001). La presencia de inversores sofisticados también puede provocar reacciones diferentes del mercado cuando la cifra de beneficio anual es publicada (Potter, 1992; Elsharkawy y Garrod, 1996).

El estudio de reacción del mercado ante la divulgación del beneficio contable con cambios en los precios de las acciones y en los volúmenes de negociación ha sido replicado para anuncios de beneficios anuales para empresas cotizadas en otros países, principalmente

U.S.A y, en menor medida, para Reino Unido siendo escasa la evidencia previa para España cuando se emplean cambios en los precios (Arcas y Rees, 1999) e inexistente cuando se trata de volúmenes de negociación.

Beaver (1968) es el primero que sugiere el uso del volumen de negociación, además del precio de las acciones, para la medición del contenido informativo de los anuncios de beneficios. Si bien, el soporte teórico de la relación positiva entre el cambio en el volumen de negociación y el grado de heterogeneidad en las expectativas de los inversores fue suministrado por Varian (1985), y seguido por Karpoff (1986). Karpoff señala que los volúmenes de negociación inusualmente altos pueden ser debidos a reacciones heterogéneas a la publicación del beneficio por interpretaciones idiosincrásicas, o bien pueden reflejar consenso entre los inversores con expectativas previas divergentes.

Otro trabajo con gran alcance y repercusión es el llevado a cabo por Kim y Verrecchia (1991a, 1991b) quienes detectan que el volumen de negociación alrededor del anuncio de beneficios es proporcional a la magnitud de cambios en los precios de las acciones. Sin embargo, con los modelos propuestos por los mismos no debería observarse negociación en ausencia de cambios en los precios, lo cual no se corresponde con la evidencia empírica.

Partiendo de los trabajos anteriores desarrollados en un marco teórico, han sido bastantes las investigaciones que han tratado de contrastar empíricamente sus aportaciones teóricas. En concreto, Bamber (1986), para anuncios de beneficios anuales, Bamber (1987), para anuncios de beneficios trimestrales, Ziebart (1990), y Ajinkya et al. (1991) investigan el contenido informativo del anuncio de beneficios sólo en términos de volumen de negociación. A diferencia de estos trabajos, el análisis empírico realizado por Atiase y Bamber (1994) les permite examinar la reacción del volumen de negociación en relación con la reacción del precio de las acciones, detectando que la magnitud de cambio en el volumen de negociación cuando el beneficio es publicado está asociada positivamente con la magnitud de rentabilidades anormales.

Pese a la evidencia existente de que cambios en la negociación entorno al anuncio podrían reflejar idénticas interpretaciones de la información publicada pero heterogeneidad en las expectativas previas al anuncio, Kandel y Pearson (1995) argumentan que cuando los cambios en el volumen de negociación coinciden con mínimos cambios en los precios es probable que se deba a interpretaciones diferenciales de la información pública. Detectan que existe una relación positiva entre los cambios en los precios y en la negociación, y argumentan que este resultado es inconsistente con diversos modelos existentes en los que se asume que los inversores tienen interpretaciones idénticas de la información pública del

beneficio. Más recientemente, Bamber, Barron y Stober (1999) suministran evidencia empírica apoyando el argumento de Kandel y Pearson (1995).

Por último indicar que, identificadas las posibles causas de cambios en la negociación entorno al anuncio de beneficios, en la literatura previa teórica y empírica se han desarrollado investigaciones que contribuyen a la comprensión de los factores explicativos de la respuesta del volumen de negociación. Existe una amplia evidencia empírica sobre la relación positiva y significativa entre la reacción del volumen de negociación y el nivel de asimetría informativa previa al anuncio de beneficios, aproximada por la dispersión en los pronósticos de los analistas (Morse, 1981; Bamber, 1986, 1987; Ajinkya et al. 1991; Kim y Verrecchia, 1991a, 1991b; Dontoh y Ronen, 1993; Kim y Verrecchia, 1994; Atiase y Bamber, 1994; Bamber, Barron y Stober, 1999; Lin, 2001). Autores como Bamber (1986, 1987), Holthausen y Verrecchia (1990), Kross et al. (1994), Bamber y Cheon (1995) explicaron en sus trabajos que el volumen de negociación anormal es una función creciente de la magnitud de beneficio inesperado. Análogamente, Atiase (1980), Ziebart (1990), Atiase y Bamber (1994) contrastaron que los cambios en los volúmenes de negociación son una función decreciente del tamaño de la empresa.

En relación con lo anterior, Choi y Choe (1998) y Lin (2001), basándose en Kross et al. (1994), introducen la variable cambio en el riesgo inducido por el anuncio de beneficios, y postulan una relación directa entre la reacción del volumen de negociación y dicha variable. Chung y Lee (1998) se centran en el impacto que la estructura de propiedad tiene en la respuesta del volumen de negociación a anuncios de beneficios. Epss (1976) examina el efecto de los costes de transacción en el volumen.

3. MUESTRA Y DATOS

Para determinar el momento del anuncio de la cifra del beneficio contable anual consolidado, se ha tomado como fecha relevante la publicada en la sección de hechos relevantes de la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV), y no el día en el que la noticia aparece en la prensa económica al efectuarse, en el caso de nuestra muestra, dicha publicación con anterioridad en la CNMV. Además estas fechas han sido corregidas con la base de datos JCF en los casos en que la publicación en JCF es anterior a la fecha registrada en la CNMV.

Los criterios de selección de la muestra han sido los siguientes. En primer lugar, con la finalidad de aislar el análisis de otros acontecimientos, distintos del anuncio de beneficios anual, que puedan tener un efecto contaminante demostrado sobre el comportamiento de los

precios y en la modificación de las expectativas de los inversores sobre los flujos de caja futuros de la empresa, se han eliminado todos aquellos anuncios que hubieran estado acompañados de cualquier otra decisión financiera o acontecimiento dentro de los 5 días anteriores o posteriores al mismo como pueden ser anuncios de reparto de dividendos, splits, ampliación de capital, fusiones, suspensión cautelar de la negociación y emisión de bonos y obligaciones.

En segundo lugar, se han eliminado todas aquellas empresas que no tengan el final del año fiscal el 31 de diciembre, con el fin de que el periodo previsto para efectuar el pronóstico del beneficio por acción por los analistas financieros sea el mismo para todas las empresas (Choi y Choe, 1998)¹.

En tercer lugar, para formar parte de la muestra es necesario que estén disponibles las rentabilidades y volúmenes diarios correspondientes a los 150 días previos, correspondientes al intervalo pre anuncio, y los relativos a los 150 días posteriores, pertenecientes a la ventana post evento. Asimismo, se han excluido de la muestra los anuncios de beneficios efectuados por empresas financieras con la finalidad de mantener la homogeneidad en el cálculo del beneficio contable.

El proceso de muestreo aplicando los criterios de selección arriba mencionados se presenta en la Tabla 1. La muestra inicial estaba formada por 322 anuncios de beneficios anuales para el periodo 1999-2001, si bien la muestra final se reduce a 246 anuncios correspondientes a 111 empresas que cotizan en el mercado español.

La frecuencia de observaciones por año, mes y día de la semana se presenta en la Tabla 2. En el panel A se advierte que la frecuencia de observaciones es creciente a lo largo del periodo de tiempo. En los meses de Febrero y Marzo se publican el 94.4% de los anuncios de beneficios anuales, siendo los anuncios de beneficios prácticamente nulos los meses de Enero y Abril. Se aprecia que los beneficios anuales suelen publicarse fundamentalmente los Martes, Miércoles o Jueves, concentrando estos tres días el 72.8% de los anuncios publicados. Por tanto, parece poco probable que nuestros resultados se vean afectados por el comportamiento estacional de los rendimientos diarios de las acciones en Enero y Lunes, detectado en la literatura empírica previa.

¹ Este criterio de selección muestral es aplicado con frecuencia en investigaciones que utilizan pronósticos de analistas (Bamber y Cheon, 1995).

TABLA 1**PROCEDIMIENTO DE MUESTREO: MUESTRA DE CONTRASTE**

La muestra está formada por empresas que realizan anuncios de beneficios anuales en el mercado de capitales español. Esta muestra incluye empresas con pronósticos de analistas y cifra de beneficios disponibles en I/B/E/S para los años 1999, 2000 y 2001. Las empresas, además, deben disponer de rentabilidades y volúmenes diarios en el mercado continuo español para el periodo de estudio y el de estimación. Para la obtención de la muestra final y aislar el análisis de otros acontecimientos, distintos del anuncio de beneficios, se han eliminado todas aquellos anuncios de beneficios que hubieran estado acompañados de cualquier otro evento que puedan tener un efecto contaminante en la modificación de las expectativas de los inversores dentro de los 5 días anteriores o posteriores al anuncio de beneficios. Anuncio contemporáneos incluye anuncios de dividendos, de ampliaciones de capital, de emisión de bonos y obligaciones, de participaciones, transformaciones y fusiones. La muestra está formada por empresas que tienen el final del año fiscal el 31 de diciembre.

	1999	2000	2001	TOTAL
MUESTRA INICIAL				322
Rechazadas:				
Datos insuficientes	11	17	8	36
Anuncios contemporáneos	11	8	11	30
Suspensión cautelar de la negociación	3	2	2	7
Final del ejercicio contable distinto del 31 de diciembre	5	4	4	13
MUESTRA FINAL DE CONTRASTE	30	31	25	246

TABLA 2**DISTRIBUCIÓN DE LA MUESTRA POR EVENTOS Y POR SECTORES**

Esta tabla incluye la distribución de los anuncios de la cifra de beneficio contable por año, por meses y por días de la semana. En la tabla se indica la distribución por meses y días para cada uno de los años y de forma global. Con respecto a los meses, se presentan los cuatro primeros meses del año dado las empresas de la muestra realizan todas las publicaciones de beneficios en este horizonte temporal al tratarse de anuncios de beneficios anuales.

Panel A: DISTRIBUCIÓN DE LA MUESTRA POR EVENTOS

	1999	2000	2001	TOTAL	TOTAL (%)
POR AÑO:					
	69	85	92	246	
POR MESES:					
Enero	2	2	9	13	5.2
Febrero	40	58	49	147	59.8
Marzo	27	24	34	85	34.6
Abril	0	1	0	1	0.4
POR DÍA DE LA SEMANA:					
Lunes	19	10	9	38	15.4
Martes	13	34	12	59	24.0
Miércoles	11	20	29	60	24.4
Jueves	14	17	29	60	24.4
Viernes	12	4	13	29	11.8

TABLA 2 Continuación**Panel B: DISTRIBUCIÓN DE LA MUESTRA POR SECTORES**

Esta tabla incluye la distribución de la muestra total por sectores. El criterio tenido en cuenta para la clasificación de las entidades emisoras por sectores ha seguido el establecido por la CNMV. Criterio este adoptado como medida de homogeneidad por no coincidir siempre las agrupaciones de actividades empresariales en las distintas Bolsas Españolas. La clasificación consta de 13 sectores presentados en la primera columna. En la tabla se indica la distribución por sectores para cada uno de los años y de forma global.

SECTOR	1999	2000	2001	TOTAL	TOTAL (%)
Energía y Agua (petróleo, energía eléctrica, agua y gas)	9	6	5	20	8.1
Metálicas Básicas	5	4	4	13	5.3
Cemento, Vidrio y Material de Construcción	5	8	6	19	7.7
Industria Química	1	3	3	7	2.8
Transformación de metales	6	6	9	21	8.5
Otras industrias de transformación	16	23	25	64	26.0
Construcción	5	6	5	16	6.5
Comercios, Otros Servicios y Alta Tecnología	7	7	11	26	10.6
Transportes y Comunicaciones	3	4	4	11	4.5
Inmobiliarias	6	7	6	19	7.7
Altas tecnologías	2	6	10	18	7.3
Otros sectores	4	4	4	12	4.9

En el panel B de la Tabla 2 se describe la distribución de la muestra por sectores atendiendo a la clasificación efectuada por la CNMV. Dos sectores agrupan casi el 40% de los anuncios de beneficios publicados. Destaca la elevada concentración de los publicados por empresas del sector “otras industrias de transformación”, 26%. En el resto de sectores el número de anuncios es similar, excepto para el sector “industria química” que cuenta con un reducido número de publicaciones. Con la segmentación de la muestra por años, se detecta que la distribución sectorial de la totalidad de la muestra es similar para cada uno de los años.

Se calcularon las rentabilidades diarias de los 246 anuncios de beneficios computadas como el logaritmo neperiano del cociente entre los precios de dos días consecutivos, $R_{it} = \ln P_{it} - \ln P_{it-1}$, teniendo en cuenta las correcciones por dividendos, ampliaciones, desdoblamientos, etc. así como los volúmenes diarios definidos como el cociente entre las acciones negociadas por la empresa *i* el día *t* y el total de acciones emitidas por la empresa *i*. Como proxy de la rentabilidad y volumen de negociación del mercado se ha utilizado la correspondiente al índice Ibex35. La información fue obtenida del Servicio de Interconexión de las Bolsas Españolas, S.I.B.E.

Por otra parte, se han utilizado datos de pronósticos de consenso a un año del beneficio por acción y el beneficio por acción real procedentes de la base de datos del Institutional Brokers Estimation System, I/B/E/S, para definir la magnitud de beneficio no esperado. Un análisis descriptivo de las variables utilizadas en el estudio se presenta en la Tabla 3.

TABLA 3
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS PARA LAS VARIABLES DEL ESTUDIO

Se muestran los estadísticos descriptivos de las variables aplicadas en el estudio. |UE|: magnitud de beneficios inesperado, DISP: dispersión en las predicciones de los analistas, TA: total de activo, CAPITALIZ: capitalización bursátil, LN_INT: intervalo de tiempo transcurrido entre la última predicción y la publicación del beneficio, BTM: ratio book to market, RANGE: Diferencia entre el pronóstico máximo y mínimo, NEST: seguimiento de los analistas (número de estimaciones), RG: cambio en el riesgo sistemático. Los valores de la variable activo total y capitalización bursátil se presentan en miles de euros y son valores a 31 diciembre.

	MEDIA	MEDIANA	MÁXIMO	MÍNIMO	DESV. ESTANDAR
UE	0.24	0.10	5.10	0.00	0.51
DISP	0.17	0.11	3.25	0.00	0.28
TA	2061643	407092.5	49717915	11706	5620003
CAPITALIZ.	1553665	422257.7	27346291	7607.5	3391149
LN_INT	18.81	17.00	79.00	3.00	10.19
BTM	0.71	0.53	6.71	-0.29	0.72
RANGE	0.52	0.34	7.00	0.00	0.70
NEST	158.08	155	426	12	101.11
RG	0.21	0.15	1.13	0.00	0.18

El coeficiente medio de variación en los pronósticos de los analistas del beneficio por acción (EPS) precediendo al anuncio de beneficios (DISP) asciende a 0.17, siendo el valor medio alcanzado por la variable RANGE, también proxy de la heterogeneidad en las predicciones del EPS de los analistas, de 0.52. El intervalo de tiempo promedio transcurrido entre la predicción y la publicación del anuncio es de 18.81 días. El número de predicciones siguiendo a una empresa, en media, durante un año previo a la fecha de anuncio es de 158. Estos dos valores últimos están muy próximos a la mediana de cada una de las variables. El tamaño de las empresas ha sido aproximado con dos medidas diferentes: la capitalización bursátil y el volumen de activo total, en miles de euros, que toman valores medios de 1.553.665 y 2.061.643 respectivamente. El cambio medio en el riesgo sistemático entre el periodo anterior y posterior al anuncio es de 0.21, próximo a la mediana (0.15).

4. EFECTO VALORACIÓN

4.1. Metodología

La metodología empleada para examinar el efecto informativo del anuncio de beneficios en el precio de las acciones es el denominado estudio de sucesos. Esta metodología intenta captar las rentabilidades anormales de un activo i en un momento del tiempo determinado t . Para la generación de rentabilidad para cada activo i y para cada momento t , se

utiliza el modelo de mercado expresado mediante la siguiente ecuación,

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it}, \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = T_0, \dots, T_1, \quad [1]$$

donde R_{it} , es la rentabilidad observada para cada día t y para cada título i , R_{mt} es la rentabilidad de la cartera del mercado en el día t .

La estimación del modelo de mercado se efectúa utilizando datos de un periodo de 145 días que comienza en $T_0 = 150$ días antes y finaliza en $T_1 = 6$ días antes de la fecha del anuncio. El periodo de acontecimiento tiene una amplitud de 11 días centrados en el día del anuncio de beneficio anual, desde $T_1+1 = -5$ hasta $T_2 = +5$. Los coeficientes del modelo de mercado se obtienen estimando el modelo [1] por mínimos cuadrados ordinarios con los datos del periodo de estimación para cada activo. Los coeficientes estimados se utilizan para calcular las rentabilidades anormales del activo i el día t , AR_{it} , para cada día del periodo de acontecimiento con el modelo de mercado,

$$AR_{it} = R_{it} - (\alpha_i + \beta_i R_{mt}), \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = T_1+1, \dots, T_2 \quad [2]$$

donde α_i y β_i son los coeficientes estimados utilizando el modelo de mercado como proceso de generación de rentabilidad.

Ante la posibilidad de que el mercado anticipe la información del evento o se produzcan retardos en el precio de las acciones se emplea un periodo de evento de 11 días, centrado entorno a la fecha del anuncio de beneficios, extendiéndose desde el día $T_1+1 = -5$ hasta el día $T_2 = +5$. Para un análisis más completo, se calculan las rentabilidades anormales acumuladas en un periodo (t_1, t_2) con el fin de conocer el efecto acumulado del suceso,

$$CAR(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_{it} \quad [3]$$

Si la publicación del beneficio anual transmite nueva información a los inversores, el valor esperado de estas rentabilidades anormales debe ser significativamente distinto de cero. Para contrastar si el anuncio de beneficios tiene efecto informativo en el mercado se utiliza el test paramétrico de Boehmer et al. (1991), y el test no paramétrico de Corrado (1989).

El test de sección cruzada de Boehmer et al. (1991) es utilizado al presentar una ventaja principal con respecto al resto de tests paramétricos y es que tiene en cuenta no sólo el cambio de varianza de las rentabilidades inducido por el evento sino también la heterocedasticidad de corte transversal de los errores de predicción. Este test se calcula de

acuerdo con la expresión [4]:

$$\frac{\overline{SAR}}{\sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N (SAR_{it} - \overline{SAR_t})^2}} \quad [4]$$

donde $\overline{SAR} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N SAR_{it}$ y N es el número de anuncios incluidos en la muestra.

Adicionalmente, para completar el análisis, se aplica el test de Corrado (1989), consistente ante no normalidad. A diferencia de los paramétricos, no asume ningún supuesto acerca de la distribución de las rentabilidades y está adaptado para corregir la negociación infrecuente (Corrado y Zivney, 1992). La expresión del estadístico planteado es la siguiente:

$$\frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[K_{it} - \frac{1}{2}(\tau+1) \right]}{S(K)} = \frac{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[K_{it} - \frac{1}{2}(\tau+1) \right]}{\sqrt{\frac{1}{\tau} \sum_{t=1}^{\tau} \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[K_{it} - \frac{1}{2}(\tau+1) \right] \right]^2}} \quad [5]$$

donde K_{it} es el rango asignado a la rentabilidad anormal del título i en el día τ , τ es el número de días que componen el período de estimación y de evento.

4.2. Resultados

La evidencia hallada en el análisis de cambios en los precios de las acciones es que la publicación del beneficio anual tiene efecto informativo para los inversores. Antes de comenzar con el análisis de los resultados, como se muestra en la Tabla 4, realizamos un test de normalidad de los residuos del modelo [1] para cada día del periodo de acontecimiento, con el test de Jarque-Bera, que impide aceptar como correcto el supuesto de normalidad de algunos de los tests convencionales², lo que justifica la utilización del test no paramétrico de Corrado (1989).

² La distribución muestral de las rentabilidades anormales es leptocúrtica y presenta asimetría positiva, evidencia encontrada en trabajos previos (Morse, 1981)

TABLA 4

IMPACTO DE LA DIVULGACIÓN DEL BENEFICIO EN LOS PRECIOS DE LAS ACCIONES DE LAS ENTIDADES EMISORAS

En las tres primeras filas se presenta la distribución muestral de las rentabilidades anormales para cada uno de los días de la ventana de estudio (-5, +5). El test de Jarque-Bera permite contrastar el supuesto de normalidad.

En esta tabla se presenta la reacción de mercado a anuncios de beneficios anuales efectuados en el periodo 1999-2001. AR es la rentabilidad anormal media diaria generada por el anuncio de beneficios el día t , y CAR es la rentabilidad anormal media acumulada en el intervalo $(t1, t2)$ del periodo de acontecimiento, expresadas en tantos por ciento. Las AR son calculadas utilizando el modelo de mercado por mínimos cuadrados ordinarios. Periodo de evento: (-5,+5). Periodo de estimación: (-145, -6).

El contraste de la hipótesis nula, $H_0: AR=0$, se ha realizado utilizando el estadístico del test de Boehmer et al. (1991) y el estadístico del test de los rangos de Corrado (1989).

***=p-valor ≤ 0.01 , **=p-valor ≤ 0.05 , *= p-valor ≤ 0.10 .

	-5	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4	+5
<i>Media AR</i>	0.365	0.237	-0.118	0.109	0.555	0.363	0.478	-0.097	0.139	0.289	-0.184
<i>Mediana</i>	0.066	0.136	-0.030	-0.061	0.347	0.037	0.115	-0.133	-0.216	0.038	-0.149
<i>Desv.Típica</i>	0.025	0.023	0.022	0.024	0.023	0.027	0.028	0.026	0.032	0.025	0.020
<i>Jarque-Bera</i>	282.48***	77.30***	61.20***	368.31***	118.32***	153.78***	134.70***	238.69***	4680.61***	864.01***	183.76***
<i>Boehmer et al.</i>	2.53***	1.56	-0.57	0.87	4.19***	2.50***	2.18**	-0.24	1.09	1.92*	-1.82*
<i>Corrado</i>	1.29	1.55	-0.43	-0.01	2.96***	1.71*	1.48	-0.94	-0.49	1.09	-1.13
	(-1, 0)	(0,+1)	(-1,+1)	(+1,+5)	(-5, -1)	(-5,+5)					
<i>Promedio CAR</i>	0.9179	0.8402	1.3955	0.6241	1.1527	2.1648					
<i>Boehmer et al.</i>	4.97***	3.08***	4.82***	1.80*	3.82***	4.36***					
<i>Corrado</i>	3.30***	2.25**	3.55***	0.01	2.40**	2.14**					

En las filas quinta y sexta de la Tabla 4 se recogen los estadísticos de Boehmer et al. (1991) y de Corrado (1989) de la rentabilidad anormal media, y de la rentabilidad anormal promedio acumulada en las filas octava y novena. Los cambios más significativos en las rentabilidades ocurren el día del anuncio de beneficios y el inmediatamente anterior. La rentabilidad anormal media del día del evento es de 0.36%, y los estadísticos de Boehmer y Corrado toman el valor 2.50 y 1.71 respectivamente, ambos significativos. La rentabilidad anormal media del día previo al anuncio también es positiva y significativa, 0.56%, y los estadísticos toman valores de 4.19 y 2.96 respectivamente, ambos con un p-valor de 0.00. La rentabilidad anormal media acumula en el intervalo de dos días $(-1,0)$ es de 0.92%, fuertemente significativa con ambos contrastes ($p = 0.00$). Asimismo, se observan excesos de rentabilidad medios significativos alrededor del anuncio, en las ventanas $(0,+1)$ y $(-1,+1)$, a un nivel de significación del 1%.

Este resultado parece indicar que se produce filtración de información a través de otras fuentes alternativas (por ejemplo, información on-line) y, consecuentemente, el mercado agregado anticipa el contenido informativo del anuncio de beneficios. Esta evidencia nos permite afirmar que el anuncio de beneficios tiene un efecto informativo positivo para el mercado desde una perspectiva agregada.

En la Tabla 5 se resume el comportamiento del precio de las acciones alrededor del anuncio de beneficios para cada uno de los años del periodo muestral. Se puede apreciar que los inversores son más eficientes en la adquisición de información privada en relación con el anuncio de beneficios anual a medida que pasa el tiempo. Se observa que para los anuncios de beneficios efectuados en 1999 los inversores reaccionan el día del evento y el posterior, si bien en los anuncios realizados en los años 2000 y 2001 se descuenta la información con anterioridad al anuncio, produciéndose cambios significativos en los precios el día del evento y el inmediatamente anterior³.

Los resultados observados son consistentes con la evidencia previa detectada en otros mercados (Gajewski y Queré, 2001, para el mercado francés; Laurent, 2000, para empresas belgas; Elsharawy y Garrod, 1996, para empresas cotizadas en la Bolsa de Londres; Bajo, 2002, para las empresas cotizadas en el mercado italiano). Todas estas investigaciones confirman que los excesos de rentabilidad promedios son significativamente positivos en los días (-1) y 0 , y en el intervalo $(-1,0)$.

³ No obstante, estos resultados deberían interpretarse con cautela dado que tres años podría no ser un horizonte de tiempo suficientemente amplio como para asegurar que una mayor eficiencia en la adquisición de información.

TABLA 5**PAUTA DE COMPORTAMIENTO DE LAS RENTABILIDADES ANORMALES EN EL PERIODO 1999-2001**

En esta tabla se presenta el comportamiento del precio de las acciones alrededor de la cifra del beneficio contable anual diferenciando por el año de publicación del beneficio.

El primer valor que aparece son las rentabilidades extraordinarias promedio (AR) para cada uno de los días y las rentabilidades extraordinarias promedio acumuladas (CAR) para cada uno de los intervalos de tiempo. Fecha del anuncio ($t=0$) “publicación de la cifra del beneficio contable anual”. Entre paréntesis se presenta el valor del estadístico paramétrico de Boehmer et al., y entre corchetes el valor del estadístico no paramétrico de Corrado.

***=p-valor ≤ 0.01 , **=p-valor ≤ 0.05 , *=p-valor ≤ 0.10 .

	1999 (N=69)	2000 (N=85)	2001 (N=92)
-1	-0.01 (0.05) [0.66]	0.68 (3.00)*** [1.77]*	0.60 (2.75)*** [2.07]**
0	0.62 (2.31)** [1.60]	0.94 (2.85)*** [1.75]*	0.13 (0.48) [0.71]
1	-0.56 (-1.86)* [-1.26]	1.22 (3.01)*** [2.06]**	-0.21 (-1.44) [-0.74]
(-1, +1)	0.06 (0.31) [0.45]	2.84 (4.78)*** [3.22]***	0.52 (1.28) [1.18]
(-1, 0)	0.62 (1.63) [1.44]	1.62 (4.30)*** [2.48]**	0.73 (2.65)*** [1.97]**
(0, 1)	0.07 (0.34) [0.24]	2.15 (3.82)*** [2.69]***	-0.08 (-0.72) [-0.02]
(-5, -1)	0.65 (1.63) [1.29]	2.35 (3.45)*** [1.97]**	0.32 (1.00) [0.96]
(1, 5)	-1.42 (-3.11)*** [-1.70]*	2.74 (3.39)*** [1.35]	-0.44 (-1.52) [-0.88]

4.3. *Sensibilidad al signo del error de predicción*

En esta sección, nos centramos en el análisis de la reacción diferencial de las rentabilidades atendiendo al signo del error de predicción. El cambio en los precios de las acciones para un periodo de tiempo determinado está relacionado con el signo y la magnitud de los beneficios inesperados (Elsharkawy y Garrod, 1996). La literatura previa ha

demostrado que el cambio en el precio de las acciones alrededor del anuncio de beneficios anual es diferente y en la misma dirección que el signo de error de predicción de los analistas financieros. Skinner y Sloan (2000) argumentan que el signo del error de predicción es más importante que la magnitud en la determinación de la reacción del mercado durante el periodo de anuncio.

La expresión del beneficio inesperado en el momento t para la empresa i es la siguiente:

$$UE_{i,t} = \frac{EPS_{i,t} - FEPS_{i,t}}{FEPS_{i,t}} \quad [6]$$

siendo $EPS_{i,t}$ el beneficio por acción real obtenido por la empresa i en el año t , y $FEPS_{i,t}$ la última predicción del beneficio por acción, inmediatamente anterior al anuncio de beneficios, realizada por los analistas financieros. Para definir la magnitud de sorpresa nos centramos en predicciones de analistas, y no en beneficios pasados, porque, como argumentan Larrán y Rees (1999), los pronósticos de los analistas, principalmente en Estados Unidos, son más seguros o correctos que las predicciones basadas en series temporales.⁴

Con esta finalidad, se forman dos carteras según el signo del error de predicción (UE): (1) activos con un error de predicción positivo (sesgo pesimista), y (2) empresas con un error de predicción negativo (sesgo optimista). Se espera que cuando el error de predicción sea positivo, buena noticia, se generen rentabilidades anormales positivas alrededor del anuncio de beneficios anual, mientras que si es negativo, mala noticia, se postula que los excesos de rentabilidad sean negativos.

Los resultados se presentan en la Tabla 6. Se detecta una reacción positiva y significativa en el periodo $(-1,0)$ no sólo cuando el sesgo en las predicciones de los analistas financieros es pesimista sino también cuando es optimista. Si el sesgo es pesimista las rentabilidades anormales ascienden a 0.96%, significativas al 1%, y si el sesgo es optimista el cambio en el precio de las acciones continua siendo positivo, 0.79%, pero menos significativo que cuando es pesimista.

La evidencia detectada es similar a la previa cuando el error de predicción es positivo, los cambios en las rentabilidades se producen en el mismo sentido que el signo del error. Si bien los resultados obtenidos cuando el error de predicción es negativo son contrarios a los esperados. No obstante, Gajewski y Queré (2001) detectan que las rentabilidades anormales

⁴ Al tratarse de información más actualizada, su nivel de error es menor por cuestiones de cantidad y oportunidad de información (Larrán y Rees, 1999).

acumuladas en el intervalo (-1,0) para anuncios de beneficios semestrales permanecen negativas para las malas noticias, mientras que las reacciones a anuncios de beneficios anuales para sorpresas negativas tienden a convertirse en positivas dentro de un intervalo de tiempo corto, consistente con nuestro resultado.

TABLA 6

COMPORTAMIENTO DEL PRECIO DE LAS ACCIONES ALREDEDOR DEL ANUNCIO DE BENEFICIO ATENDIENDO AL SIGNO DEL ERROR DE PREDICCIÓN.

En esta tabla se presenta el comportamiento del precio de las acciones alrededor de la cifra del beneficio contable anual diferenciando entre error de predicción (UE) positivo y negativo. Entre paréntesis se presentan las medias de cada una de las submuestras. La segunda y quinta columna recoge las rentabilidades anormales en porcentaje para cada día del periodo de acontecimiento cuando el error de predicción es positivo y negativo respectivamente. Se utiliza el test de Boehmer robusto a heterocedasticidad y el test no paramétrico de Corrado. La submuestra de empresas con un UE positivo está formada por 118 observaciones, y por 111 la submuestra de empresas con UE negativo. Se presenta la media de la variable tamaño, aproximada por el total de activo y por la capitalización bursátil, para contrastar si existe una relación entre el tamaño de la empresa y el sesgo optimista cometido por los analistas financieros. ***=p-valor $\leq$ 0.01, **=p-valor $\leq$ 0.05, *= p-valor $\leq$ 0.10.

Mln_ta (Mln_cap) es la desviación del tamaño con respecto a su mediana. Si el valor es positivo se clasifica como empresa de mayor tamaño, mientras que si es negativo como empresas pequeñas.

	UE positivo (0.237)			UE negativo (0.284)		
	AR (%)	Boehmer	Corrado	AR (%)	Boehmer	Corrado
-5	0.3073	1.643	0.669	0.4718	1.978*	1.402
-4	0.3658	1.962*	1.616	-0.0193	-0.054	0.508
-3	-0.3752	-1.478	-1.281	0.3145	1.663	1.144
-2	0.0990	0.743	0.425	0.1541	0.552	-0.289
-1	0.5279	3.097***	2.641***	0.5910	2.689***	1.962**
0	0.4347	1.862*	1.314	0.1971	1.145	0.949
1	0.4781	1.674*	1.380	0.3594	1.052	0.672
2	-0.1729	-0.262	-1.168	0.1293	0.520	0.324
3	-0.2104	-0.320	-0.965	0.4738	1.693	0.333
4	0.4153	1.647	1.180	0.3448	1.508	0.896
5	-0.2436	-1.614	-1.214	-0.0765	-0.522	-0.338
(-1,+1)	1.4407	3.824***	3.080***	1.1475	2.554**	2.068**
(-1, 0)	0.9626	3.609***	2.797***	0.7881	2.946***	2.058**

Media	Ln_ta	Mln_ta	Ln_cap	Mln_cap
UE pos	13.603	0.686	18.572	-0.669
UE neg	12.880	-0.037	17.590	-1.531

Investigaciones previas (Das et al., 1998; Wu, 1999) han demostrado que la demanda de información no pública es más elevada para empresas cuyos beneficios son más difíciles de predecir que para aquellas cuyos beneficios pueden ser pronosticados con mayor precisión usando información pública. Suponiendo que el optimismo en las predicciones facilita el

acceso a la información no pública de la gerencia, los analistas financieros tienen incentivos a emitir pronósticos más optimistas para aquellas empresas con baja pronosticabilidad (generalmente, empresas pequeñas con menor nivel de información pública).

En este sentido, en la Tabla 6, se observa que la submuestra con pronósticos más optimistas (UE neg) está formada por empresas más pequeñas tanto cuando el tamaño es medido por activo total como por capitalización bursátil. Con la evidencia detectada se podría concluir que el mercado conoce la relación existente entre el tamaño de las empresas y el sesgo demasiado optimista en las predicciones de los analistas⁵, no siendo percibido el error de predicción negativo como una mala noticia. Los inversores, probablemente, descuenten la predicción más pesimista en los precios lo que justifica que la publicación del beneficio por acción provoque cambios positivos en los precios de las acciones cuando el sesgo es optimista. En síntesis, puede señalarse que cuando el sesgo es optimista el pronóstico de los analistas podría no ser considerado como proxy del beneficio esperado.

5. EFECTO NEGOCIACIÓN

5.1. Metodología

En este apartado se analiza el efecto que la publicación de la cifra de beneficio anual tiene sobre el volumen de negociación diario de las acciones. En la literatura previa, han sido tres los modelos utilizados para estimar los volúmenes de negociación anormales alrededor del anuncio de beneficios. El modelo ajustado al mercado seguido por Atiase y Bamber (1994) ha sido el aplicado en esta investigación. Un segundo modelo, utilizado por Bamber (1986) y Kross et al. (1994), mide el volumen de negociación anormal ajustado a la mediana del volumen de la empresa específica. Y el último modelo, similar al aplicado por Bamber (1986) y Atiase y Bamber (1994), mide el volumen de negociación anormal utilizando la mediana del volumen en el periodo de análisis de cada empresa.

La literatura teórica previa (Karpoff, 1986; Admati y Pleiderer, 1988) y empírica (Tkac, 1999) ha detectado una relación significativa entre el volumen de negociación de los activos y el volumen de mercado. Se utiliza el modelo de mercado de volumen para calcular los volúmenes anormales tomando como volumen esperado el volumen de negociación diario del mercado,

⁵ Estudios previos han demostrado que los analistas tienden a ser demasiado optimistas en sus predicciones de beneficios (Brown, Foster y Noreen, 1985; Abarbanell, 1991)

$$V_{it} = \alpha_i + \beta_i V_{mt} + \varepsilon_{it}, \quad [7]$$

La técnica de Box y Cox (Bamber, 1987) sugiere que una transformación de las variables dependiente e independiente con logaritmos mejoraría la especificación del modelo y el poder explicativo de las regresiones, suavizando el problema de no normalidad. Para definir el volumen observado y esperado, se toma la transformación logarítmica de las medidas de volúmenes originales para cada activo i y para el mercado,

$$v_{it} = \ln(1 + V_{it}) \quad [8]$$

$$v_{mt} = \ln(1 + V_{mt}) \quad [9]$$

siendo ahora la expresión del modelo de mercado la siguiente,

$$v_{it} = \alpha_i + \beta_i v_{mt} + \xi_{it}, \quad [10]$$

El volumen de negociación anormal del activo i en el día t del periodo de acontecimiento ($T_1+1 = -5$, $T_2 = +5$), es el exceso del volumen observado sobre el estimado según el modelo [9],

$$AV_{it} = v_{it} - (\alpha_i + \beta_i v_{mt}), \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = T_1+1, \dots, T_2 \quad [11]$$

donde AV_{it} es el volumen anormal para cada día t y para cada título i , y los coeficientes α_i y β_i son las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios de los parámetros del modelo de mercado para estimar los volúmenes anormales. La estimación del modelo de mercado se efectúa utilizando datos de un periodo de 145 días que comienza $T_0=150$ días antes de la fecha de anuncio, y finaliza $T_1=6$ días antes de dicha fecha denominado periodo de estimación. Además, las expresiones de V_{it} y V_{mt} se miden como el cociente del número de acciones negociadas y el número de acciones en circulación.

Se examinan los excesos de volúmenes de negociación acumulados en distintos intervalos entorno a la fecha de publicación del anuncio para completar el análisis, y poder captar una posible anticipación o retraso en el contenido informativo derivado del anuncio de beneficios. La expresión de los mismos es la siguiente:

$$CAV(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AV_{it} \quad [12]$$

Para contrastar la presencia de cambios en la negociación de acciones motivados por el anuncio público de beneficios contables, se aplica un test paramétrico robusto a heterocedasticidad (Boehmer et al., 1991) y otro no paramétrico robusto a no normalidad (Corrado, 1989). Los estadísticos de contraste para estos tests se definen de la misma forma que las expresiones [4] y [5].

5.2. Resultados

Como se muestra en la Tabla 7, la aplicación del test de Jarque-Bera a los residuos del modelo [9] para cada día del periodo de acontecimiento, no permite aceptar como válido el supuesto de normalidad implícito en algunos de los tests convencionales⁶, motivo por el que se utiliza el test no paramétrico de Corrado (1989).

Los cambios en los volúmenes de negociación más significativos ocurren el día del anuncio del beneficio anual y el día posterior al mismo. El volumen anormal medio el día del anuncio, después de deshacer la transformación logarítmica, experimenta un significativo incremento del 19%. Para el día posterior al anuncio, se produce un cambio en el volumen de negociación del 47%, aproximadamente, fuertemente significativo con ambos tests que toman valores de 6.18 y 3.66, con un p-valor de 0.00. Para el intervalo de dos días (0,+1) se producen cambios en el volumen promedio acumulado positivos y significativos del 74% (p-valor = 0.00). Con respecto al periodo previo, no se detectan cambios significativos en la negociación en relación con anuncio de beneficios anual, resultado también observado por Kandel y Pearson (1995). Los cambios en los volúmenes de negociación en los días siguientes al anuncio son positivos y bastante más elevados que en periodo previo, aunque no llegan a ser significativos.

La evidencia obtenida viene a demostrar que la publicación del beneficio anual afecta a la actividad de negociación de las acciones medida por el volumen inesperado, el cual resulta ser positivo el día del evento⁷. Los cambios en la negociación entorno a la nueva información pueden ser motivados por desacuerdo en la interpretación de la información en el momento de hacerse pública, o por la presencia de inversores con expectativas heterogéneas previas aún cuando la información se interpreta de forma homogénea (Karpoff, 1986; Kim y Verrecchia, 1991; Choi y Choe, 1998).

⁶ Debe resaltarse que la distribución muestral de los residuos del modelo para cada día t es leptocúrtica y presenta una clara asimetría negativa.

⁷ Investigaciones previas (Morse, 1981; Bamber, 1987) sugieren que aunque los cambios más importantes en los volúmenes ocurren el día del anuncio ($t=0$), los volúmenes anormalmente altos persisten durante los 5 días después del anuncio.

TABLA 7

IMPACTO DE LA DIVULGACIÓN DEL BENEFICIO EN EL VOLUMEN DE NEGOCIACIÓN DE LAS ENTIDADES EMISORAS

En las tres primeras filas se presenta la distribución muestral de los volúmenes anormales para cada uno de los días de la ventana de estudio (-5,+5). El test de Jarque-Bera permite contrastar el supuesto de normalidad.

En esta tabla se presenta la reacción de mercado a anuncios de beneficios efectuados en el periodo 1999-2001. AV es el volumen anormal medio diario generado por el anuncio de beneficios el día t, y CAV es el volumen anormal medio acumulado en el intervalo (t₁, t₂) del periodo de acontecimiento, expresados en tantos por ciento, después de deshacer la transformación logarítmica aplicada al modelo de mercado de volumen. Periodo de evento: (-5,+5). Periodo de estimación: (-145, -6).

El contraste de la hipótesis nula, H₀: AV=0, se ha realizado con el valor del estadístico del test de Boehmer et al. (1991) y el estadístico del test de los rangos de Corrado (1989). ***=p-valor ≤ 0.01, **=p-valor ≤ 0.05, *= p-valor ≤ 0.10.

	-5	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4	+5
<i>Media AV(%)</i>	-0.373	0.440	13.121	9.120	9.022	17.340	38.261	9.024	29.584	14.924	19.284
<i>Mediana</i>	13.63	18.62	9.15	13.36	12.70	24.82	43.79	21.20	18.5964	16.95	16.84
<i>Desv.Típica</i>	1.979	2.389	1.754	1.410	1.530	1.612	1.409	2.043	1.491	1.966	1.406
<i>Jarque-Bera</i>	15945***	9227***	10733***	5841***	5762***	4014***	2740***	4670***	7792***	9465***	3688***
<i>Boehmer et al.</i>	1.21	1.64	2.01**	0.94	1.44	4.15***	6.18***	2.19**	2.85***	2.22**	2.64**
<i>Corrado</i>	1.16	1.74*	1.00	0.22	0.58	2.24**	3.66***	1.50	1.29	1.43	1.28
	(-1, 0)	(0,+1)	(-1,+1)	(+1,+5)	(-5, -1)	(-5,+5)					
<i>Promedio CAV(%)</i>	26.37	55.60	64.62	111.08	31.33	159.75					
<i>Boehmer et al.</i>	3.32***	6.01***	5.01***	4.27***	1.93*	3.80***					
<i>Corrado</i>	1.99*	4.17***	3.74***	4.10***	2.10**	4.85***					

Los resultados observados en este trabajo pueden ser comparados con los detectados en el ámbito de otros mercados que observan excesos de negociación significativos alrededor de la publicación del beneficio contable (Kiger, 1972; Morse, 1980, 1981; Bamber, 1986; Ziebart, 1990).

6. DETERMINANTES DE LA RESPUESTA DEL VOLUMEN DE NEGOCIACIÓN AL ANUNCIO DE BENEFICIO ANUAL

6.1. Descripción de las variables explicativas de la reacción del mercado

Como se ha apuntado en apartados anteriores, los cambios en el volumen de negociación pueden ser explicados por heterogeneidad en la interpretación de la información publicada o por divergencias de opinión previas al anuncio entre los inversores. Por ello, en este apartado se van a definir las posibles variables explicativas de la respuesta del volumen de negociación.

En relación con las interpretaciones idiosincrásicas de la información publicada se ha considerado que la magnitud de beneficio inesperado podría ser una proxy adecuada de las mismas. Tal y como postula la hipótesis de contenido informativo, el anuncio de beneficios no esperado transmite información al mercado. En este sentido, parece probable que anuncios más sorprendentes o más informativos provoquen interpretaciones heterogéneas de la información, produciéndose incrementos del volumen de negociación. La definición del beneficio inesperado en el momento t para la empresa i es la descrita en expresión [6].

Con respecto a la falta de consenso con anterioridad a la publicación del beneficio contables, al igual que en estudios previos (Ajinkya et al., 1991; Atiase y Bamber, 1994; Lin, 2001), se utilizan dos proxies alternativas de la cantidad de información privada disponible con anterioridad a la divulgación del beneficio. Ambas miden el efecto de asimetría informativa previo al anuncio, y están basadas en la divergencia en las predicciones de los analistas: (1) la dispersión en el pronóstico del beneficio por acción para cada empresa i de la muestra deflactado por el valor absoluto del pronóstico medio, y (2) la diferencia entre el pronóstico del EPS más optimista y el más pesimista para cada empresa i de la muestra deflactado por el valor absoluto del pronóstico medio. A la primera la denominamos DISP, y a la segunda RANGE.

$$DISP_i = \frac{SD[E(EPS)_i]}{|FEPS_i|} \quad [13]$$

$$RANGE_i = \frac{MAX[E(EPS)_i] - MIN[E(EPS)_i]}{|FEPS_i|} \quad [14]$$

donde:

$SD[E(EPS)_i]$ es la desviación estándar de las predicciones del EPS realizadas por los analistas financieros para la empresa i.

$FEPS_i$ es la media de los pronósticos de los analistas del EPS efectuados para la empresa i.

$MAX[E(EPS)_i]$ es el pronóstico del EPS más alto (más optimista) realizado por los analistas para la empresa i.

$MIN[E(EPS)_i]$ es el pronóstico del EPS más bajo (más pesimista) realizado por los analistas para la empresa i.

Cabe esperar una relación positiva entre la dispersión existente en las predicciones de los analistas y los cambios en el volumen de negociación dado que si el grado de dispersión o la variabilidad en las predicciones de los analistas para una misma empresa es elevado, la publicación del beneficio contable provocará diferencias de opiniones significativas (Ajinkya, 1991; Atiase y Bamber, 1994); Choi y Choe, 1998).

Además de las anteriores, se han incorporado variables de control por considerarse relacionadas con el nivel de asimetría informativa y el grado de incertidumbre, y por consiguiente, puede ser influyentes en la actividad de negociación entorno al anuncio de beneficios. Esas proxys son: tamaño, índice Ibex35, horizonte temporal, seguimiento de la empresa y cambio en el riesgo.

Para aproximar el tamaño de la empresa se proponen inicialmente dos medidas alternativas. Se considera el activo total a finales del año para el que se efectúa el anuncio, y la capitalización bursátil definida como el producto del precio de las acciones por el número de acciones a 31 diciembre del año para el que se publica el beneficio. Se espera que el tamaño esté relacionado inversamente con el volumen de negociación. Si la asimetría informativa es mayor en las empresas pequeñas que en las grandes, dado que para estas últimas existe una mayor producción y divulgación de la información, eso generaría un

cambio más notable en el volumen de negociación ante el anuncio de beneficios para las empresas de menor tamaño.

La variable horizonte temporal se define como el número de días de hábiles desde la fecha de la última predicción realizada por los analistas previa al anuncio, proxy del beneficio esperado, hasta el día de la publicación del beneficio anual, beneficio real. Si el intervalo de tiempo es muy amplio, puede acaecer que se filtre información al mercado a través de fuentes alternativas a la difusión del beneficio contable, generándose asimetría informativa entre los inversores. En este sentido, se espera que exista una relación negativa entre los volúmenes de negociación anormales, y el periodo de tiempo que separa la predicción del beneficio por acción de la divulgación del beneficio anual.

Otra variable relacionada con el volumen de negociación es el seguimiento de los analistas. Se espera que empresas con más seguimiento suministren mayor cantidad de información tanto financiera como no financiera. La reducción en la asimetría informativa e incertidumbre es proporcional al seguimiento que los analistas hacen de una empresa. Para definir la variable número de analistas interesados en una empresa, se extrae de I/B/E/S el número de analistas que hacen predicciones para cada una de las empresas durante un año previo al anuncio de beneficios contando desde el mes de diciembre inmediatamente anterior al anuncio de beneficios. El motivo de esta restricción es asegurar que con esta medida se capta el seguimiento de los analistas financieros sobre una empresa activamente.

Las variables proxys del tamaño, horizonte temporal y seguimiento de la empresa se transforman con el logaritmo natural para que la distribución de las mismas se aproxime a la normal.

Las empresas componentes del índice Ibex35 son empresas, en general, más seguidas por los analistas financieros y de mayor tamaño que las no pertenecientes al índice. En este sentido, cabe esperar una relación inversa entre la variable índice Ibex35 y la reacción del mercado acompañando al anuncio de beneficios anuales, indicando que el anuncio del beneficio tiene más contenido informativo para los inversores de las empresas que quedan fuera del índice. Para ello, se define una variable dicotómica que adopta el valor 1 si la empresa pertenece al índice Ibex35, y cero en caso contrario. Para determinar si una empresa pertenece o no al índice nos fijamos en la composición del índice ibex35 en el mes de diciembre del año para el que se publica la cifra de beneficio anual.

Se ha incluido en el estudio una variable adicional que mide el cambio en el riesgo sistemático de una empresa entre el periodo previo y el periodo posterior al anuncio (Choi y Choe, 1998, Lin, 2001). En concreto, el cambio en el riesgo puede ser expresado como,

$$RG_i = |\beta_i^a - \beta_i^p| \quad [15]$$

donde β_i^a es la beta estimada para la empresa i en el periodo previo al anuncio de beneficios, y β_i^p es la beta estimada para la empresa i en el periodo posterior al anuncio.

Como paso previo al análisis de regresión, se ha calculado la matriz de correlaciones, presentada en la Tabla 8, entre todas las variables incluidas en el estudio, pues proporciona información relevante al permitir detectar la presencia de multicolinealidad. Se observa que las rentabilidades anormales medias acumuladas presentan una correlación positiva y significativa con los cambios promedios en los volúmenes de negociación acumulados en el mismo periodo, 0.163 para el periodo (0,1). La magnitud de beneficio inesperado, |UE| y el ratio BTM están relacionadas positivamente con el cambio en el volumen de negociación, contrariamente a las variables DISP (RANGE), Ibex35, y proxys del tamaño que presentan una correlación negativa.

Como proxys de la cantidad de información privada disponible con anterioridad al anuncio de beneficio usamos dos variables ampliamente utilizadas en la literatura, DISP y RANGE, y están altamente correlacionadas (0.877). De la misma forma, las proxys de tamaño y seguimiento de la empresa también presentan una correlación significativa. Las correlaciones entre las variables independientes no son generalmente elevadas con excepción de las variables Ibex35 y LN_TA, que tienen una correlación positiva y significativa entre sí de 0.561, y de 0.63 y 0.65 con la variable número de estimaciones (NEST), respectivamente.

6.2. *Relación entre los volúmenes de negociación extraordinarios y los cambios en los precios de las acciones*

Kim y Verrecchia (1997) predicen que existe asociación entre el volumen de negociación alrededor del anuncio de beneficios y la cantidad de información privada recopilada por el inversor antes y durante la publicación del mismo. Estos autores proporcionan dos predicciones básicas de las respuestas de los volúmenes de negociación en relación con los dos tipos de información privada. Primero, si únicamente existe información privada en el periodo previo al anuncio, cabe esperar que el volumen tenga una relación lineal con el valor absoluto de cambio en el precio, con intercepto cero. Segundo, si hay información privada exclusivamente en el periodo de evento se predice que el volumen de negociación sea independiente del valor absoluto de cambio en el precio.

TABLA 8**MATRIZ DE CORRELACIONES DE SPEARMAN**

Esta tabla contiene el coeficiente de correlación de Spearman entre las principales variables utilizadas en el estudio. Las variables CAV (0,1) y CAR(0,1) son los volúmenes y rentabilidades anormales medias acumuladas en el periodo (0,1). UE es la magnitud de beneficios inesperado calculado con el pronóstico del EPS de I/B/E/S como proxy de beneficio esperado. LN_NEST transformación logarítmica del número de estimaciones realizadas por los analistas financieros. LN_INT es el intervalo de tiempo transcurrido desde la última predicción de los analistas financieros hasta el momento de la publicación de la cifra de beneficios. DISP es la dispersión en las predicciones de los analistas. LN_CAP y LN_TA es la transformación logarítmica de la capitalización bursátil y del activo total. RG se define como el cambio en el riesgo sistemático. IBEX35 variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa pertenece al índice Ibex35, y 0 en otro caso.

	CAV _(0,1)	CAR _(0,1)	UE	DISP	RANGE	IBEX35	BTM	LN_CAP	LN_TA	LN_INT	NEST	RG
CAV _(0,1)	1.000	0.163*	0.041	0.044	-0.059	-0.204**	0.202**	-0.125	-0.170**	-0.044	-0.234**	-0.094
CAR _(0,1)		1.000	-0.001	0.012	-0.006	-0.024	-0.091	0.054	-0.096	0.022	-0.037	0.043
UE			1.000	0.310**	0.150*	-0.289**	0.256**	-0.150*	-0.195**	0.069	-0.276**	-0.064
DISP				1.000	0.877**	-0.080	0.043	-0.046	-0.144*	0.131*	-0.047	0.068
RANGE					1.000	0.147*	-0.127	0.087	0.068	0.093	0.298**	0.104
IBEX35						1.000	0.381**	0.487**	0.561**	0.096	0.632**	0.154*
BTM							1.000	-0.240**	-0.089	0.087	-0.383**	-0.205*
LN_CAP								1.000	0.598**	0.324**	0.479**	0.019
LN_TA									1.000	0.022	0.646**	-0.023
LN_INT										1.000	-0.024	-0.101
NEST											1.000	0.124
RG												1.000

** Correlación significativa al 1%.

* Correlación significativa al 5%.

Por otro lado, Kandel y Pearson (1995) concluyen que el volumen de negociación anormal es significativo cuando la rentabilidad anormal en el periodo de evento es efectivamente cero. Consecuentemente, estos autores ponen en duda el supuesto de que los inversores interpretan de forma agregada el anuncio de beneficios. Este resultado obtenido por Kandel y Pearson da origen a uno de los casos extremos de información privada descritos con anterioridad. Asimismo, Bamber, Barron y Stober (1999) apuntan que en presencia de una muestra de anuncios de beneficios con cambios mínimos o inexistentes en los precios de las acciones, los cambios en la negociación sólo pueden venir incentivados por las diferentes interpretaciones de la información contenida en el anuncio.

Contrariamente, Atiase y Bamber (1994) suministran evidencia de que el volumen de negociación está positivamente relacionado con el valor absoluto de cambio en el precio y con el grado de informatividad diferencial entre los inversores en el periodo previo al anuncio. En este caso, proporcionan evidencia empírica consistente con el otro caso extremo descrito de relación lineal entre el volumen y el cambio en el precio.

En la realidad no se esperaría observar ninguno de los dos casos extremos de información privada alrededor del anuncio de beneficios, dado que si un anuncio de beneficios es anticipado, se generarían ambos tipos de información privada y el volumen de negociación surgiría de una combinación de los casos extremos citados anteriormente.

El objetivo perseguido en este apartado es analizar si el incremento en la negociación contemporánea, periodo (0,1) es causado por la presencia de rentabilidades anormales en ese mismo periodo. Asimismo, se pretende analizar si la dirección del cambio en los precios de las acciones influye en la respuesta del volumen de negociación alrededor del anuncio de beneficio, para examinar si existe asimetría en la relación entre cambios en los precios y en los volúmenes de negociación.

Para controlar dicha relación, se plantea un modelo de regresión en el que la variable dependiente es el volumen de negociación anormal acumulado (CAV) en el periodo (t_1, t_2), y las variables independientes son la magnitud de rentabilidades anormales acumuladas (CAR) para el mismo periodo y la interacción de esta última con una variable dicotómica (Dneg) que toma el valor uno si las CAR son negativas, y cero si son positivas. Con esta última variable se contrasta si la sensibilidad del mercado, traducida en volúmenes anormales, es diferente dependiendo de si las rentabilidades anormales generadas en relación con el anuncio de beneficios son positivas o negativas. Así, el modelo que propuesto es,

$$\left| CAV_{(t_1, t_2)} \right|_i = \delta_0 + \gamma_1 \left| CAR_{(t_1, t_2)} \right|_i + \delta_1 \left| CAR_{(t_1, t_2)} \right|_i * Dneg + \zeta_i \quad [16]$$

donde:

i hace referencia a cada uno de los activos de la muestra.

$|CAV_{(t_1, t_2)}|$ volumen anormal acumulado para el periodo (t_1, t_2) .

$|CAR_{(t_1, t_2)}|$ rentabilidades anormales acumuladas para el periodo (t_1, t_2) .

$Dneg$ variable dicotómica que toma el valor 1 si las CAR son negativas, y 0 si son positivas.

Se realiza un análisis de regresión en sección cruzada considerando como variable dependiente el volumen anormal promedio acumulado en el periodo $(0,1)$ ⁸. Como en Landsman y Maydew (2001), la variable $|CAV_{0,1}|$ se define como la suma de los volúmenes anormales para el periodo $(0,1)$ en relación con el anuncio de beneficios en términos absolutos. Siguiendo a Kim y Verrecchia (1991b), el coeficiente γ_1 debería ser positivo. Se espera que los cambios en el volumen de negociación sean más elevados, en media, para incrementos en los precios de las acciones. El coeficiente δ_1 mide si las respuestas del volumen de negociación son significativamente diferentes dependiendo de la dirección del movimiento en los precios de las acciones. Y, por tanto, la suma de los dos coeficientes $(\gamma_1 + \delta_1)$ mide la relación entre los volúmenes y rentabilidades anormales cuando se producen disminuciones en los precios.

Los resultados de estimación se presentan en la Tabla 9. El coeficiente γ_1 significativamente positivo (8.22) asociado a las rentabilidades anormales medias acumuladas en el periodo $(0,1)$ revelan que son explicativas de una parte de los volúmenes anormales observados en el mismo periodo. Asimismo, se detecta que la respuesta del volumen de negociación al anuncio de beneficios es significativamente diferente para cambios en los precios positivos que para los negativos. El coeficiente δ_1 es negativo y significativo (-13.43). A partir de los coeficientes estimados en la regresión, se ha calculado la significatividad del coeficiente asociado a las CAR negativas, $(\gamma_1 + \delta_1)$, con el test de Wald. Dicho coeficiente toma un valor de (-5.21) y no es significativamente distinto de cero (0.45, p-valor = 0.503). En este sentido, se puede afirmar que la actividad de negociación aumenta con la presencia de

⁸ La evidencia previa ha detectado que el volumen y los cambios en las rentabilidades absolutas están positivamente relacionadas sin embargo ésta asociación se debilita a medida que los intervalos considerados para medir esa relación se acortan (Karpoff, 1987).

rentabilidades anormales positivas pero no se producen cambios en la negociación cuando los excesos de rentabilidad son negativos.

Este resultado es coherente con una relación asimétrica existente y demostrada en la literatura previa (Atiase y Bamber, 1994; Kross y Kim, 2000), e implica que el volumen de negociación aumenta más con la presencia de rentabilidades extraordinarias positivas acumuladas en el periodo (0,1) que con las negativas.

6.3. Factores determinantes de la actividad de negociación alrededor de la fecha de publicación del beneficio anual

En este apartado se desarrolla el contraste de las hipótesis relativas a los factores que la literatura teórica y empírica sugiere que están vinculados sistemáticamente con la forma en la que la información contable influye en las decisiones de negociación de los inversores. En apartados anteriores se ha comprobado por un lado, que la publicación del beneficio anual afecta a los precios de las acciones y a la actividad de negociación, y por otro, que estas dos magnitudes de contenido informativo están relacionadas.

Los determinantes de la actividad de negociación se examinan realizando una regresión en sección cruzada de los volúmenes anormales acumulados en el periodo (t_1, t_2) para cada activo i , sobre una serie de regresores que aproximan la heterogeneidad en la interpretación de la información, las divergencias en las expectativas previas y el nivel de inicial de información (asimetría informativa). El modelo de regresión estimado por MCO con errores estándares de las estimaciones corregidos por heterocedasticidad con el método de White (1980),

$$\left|CAV_{(t_1, t_2)}\right|_i = \alpha_0 + \gamma_1 \left|CAR_{(t_1, t_2)}\right|_i + \delta_1 \left|CAR_{(t_1, t_2)}\right|_i * Dneg + \beta_1 |UE|_i + \beta_2 Ln_nest_i + \beta_3 Disp_i + \beta_4 Ln_int_i + \beta_5 Rg_i + \beta_6 Rsize_i + \xi_i \quad [17]$$

Los signos esperados de los coeficientes de los modelos de regresión son:

$$\gamma_1 > 0; \quad \delta_1 < 0; \quad \beta_1 > 0; \quad \beta_2 < 0; \quad \beta_3 > 0; \quad \beta_4 < 0; \quad \beta_5 > 0; \quad \beta_6 < 0;$$

Para el análisis de regresión multivariante, consideramos como variable dependiente el volumen de negociación anormal medio acumulado en el periodo (0,1). Análogamente, la variable beneficio inesperado la hemos incorporado al modelo como factor explicativo en valor absoluto, sin tener en cuenta la dirección de la sorpresa (positiva o negativa) por

TABLA 9

ANÁLISIS DE REGRESIÓN MULTIVARIANTE PARA EXAMINAR LOS FACTORES RELEVANTES DE LOS VOLÚMENES ANORMALES

En esta Tabla 9 se presentan los resultados de la siguiente regresión, estimada por MCO con errores estándar robustos a la existencia de heterocedasticidad,

$$|CAV_{(0,1)}| = \delta_0 + \gamma_1 |CAR_{(0,1)}|_i + \delta_1 |CAR_{(0,1)}|_i * Dneg + \zeta \quad [16]$$

$$|CAV_{(0,1)}| = \alpha_0 + \gamma_1 |CAR_{(0,1)}|_i + \delta_1 |CAR_{(0,1)}|_i * Dneg + \beta_1 |UE|_i + \beta_2 Ln_nest_i + \beta_3 Disp_i + \beta_4 Ln_int_i + \beta_5 RG_i + \beta_6 Rsize_i + \zeta \quad [17]$$

La variable dependiente, $CAV_{0,1}$, son los volúmenes anormales acumulados en el intervalo (0, 1), UE es la magnitud de beneficios inesperado calculado con el pronóstico del EPS de I/B/E/S como proxy de beneficio esperado, LN_NEST transformación logarítmica del número de estimaciones realizadas por los analistas financieros, LN_INT es el intervalo de tiempo transcurrido desde la última predicción de los analistas financieros hasta el momento de la publicación de la cifra de beneficios. DISP es la dispersión en las predicciones de los analistas, RSIZE es la parte de la variable tamaño que no viene explicada por la variable número de estimaciones.

La estimación del coeficiente ($\gamma_1 + \delta_1$) a partir del modelo [16], con el test de Wald, toma un valor de (-5.21) y no es significativamente distinto de cero. Entre paréntesis el estadístico t de contraste de la hipótesis nula de que el coeficiente correspondiente es igual a cero. ***=p-valor ≤ 0.01 , **=p-valor ≤ 0.05 , *= p-valor ≤ 0.10 .

	Intercepto	CAR _{0,1}	CAR _{0,1} *Dneg	UE	LN_NEST	DISP	LN_INT	RG	RSIZE	Adj. R ²	F-estad
	α_0	γ_1	δ_1	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5	β_6		
Signo esperado	+	+	-	+	-	+	-	+			
	1.489 (6.94)***	6.153 (1.55)								0.424	2.044
	1.360 (13.18)***			0.520 (2.56)**						2.569	7.065***
	3.371 (4.23)***				-0.400 (-2.57)**					4.989	12.711***
	1.425 (13.83)***					0.341 (1.79)*				-0.054	0.876
	1.882 (4.45)***						-0.143 (-1.02)			-0.145	0.666
	1.812 (8.97)***							-0.734 (-1.29)**		0.000	1.013
	1.466 (14.24)***								0.012 (0.16)	-0.441	0.022
[16]	1.561 (6.97)***	8.224 (2.14)**	-13.435 (-2.76)***							1.257	2.559*
[17]	3.110 (2.59)**	9.919 (2.72)***	-3.363 (-0.78)	0.417 (1.96)**	-0.315 (-1.95)**	0.137 (0.79)	-0.147 (-0.97)	-0.501 (-1.16)	0.032 (0.51)	8.242	3.459***

considerarse que si alguna circunstancia puede provocar opiniones diferenciales entre los inversores, y cambios en los volúmenes de negociación, es la magnitud del beneficio inesperado y no el signo.

Dado que la variable número de estimaciones presenta una correlación significativamente positiva con el tamaño se introduce como proxy del tamaño en el modelo de regresión [17] el residuo de la regresión tamaño sobre número de estimaciones (Rsize), evitando así problemas de multicolinealidad.

Los coeficientes estimados junto con sus estadísticos se presentan en la Tabla 9. El coeficiente γ_1 , revela que los cambios en la negociación están positiva y significativamente relacionados con la respuesta del precio de las acciones al anuncio de beneficios. Con la evidencia detectada se puede concluir que la reacción del precio sigue explicando una parte significativa de la respuesta del volumen de negociación a los anuncios de beneficios anuales, resultado consistente con Karpoff (1987), Atiase y Bamber (1994), Lin (2001). La magnitud de beneficio no esperado es explicativa de los movimientos contemporáneos en los volúmenes de negociación al detectarse que el coeficiente asociado a dicha variable es significativamente positivo (0.42). En este sentido, puede afirmarse que parte de la actividad de negociación entorno al anuncio de beneficio parece explicada por la heterogeneidad en la interpretación de la información divulgada.

Se observa que el coeficiente asociado a la variable DISP, β_3 , es positivo pero no significativo (0.14)⁹. Con la evidencia detectada es importante señalar que la relación hipotetizada entre cambios en la negociación y la dispersión en el pronóstico de los analistas no es significativa, no manifestando esta última variable efectos considerables en el volumen de negociación anormal. A diferencia de este resultado, Atiase y Bamber (1994), Choi y Choe (1998) concluyen que la asimetría informativa previa al anuncio (aproximada por las variables DISP y RANGE) está relacionada con los cambios en los volúmenes de negociación. Atiase y Bamber (1994) apuntan que estas variables proxys de asimetría informativa tienen dos limitaciones. La primera es que la asimetría informativa depende no sólo de la cantidad de información adquirida previamente sino también de la calidad de la misma. Y la segunda, es que estas variables sólo captan las divergencias en las expectativas de una parte de los participantes del mercado, los analistas financieros, y no de la totalidad de inversores. Atendiendo a estas restricciones, el resultado obtenido podría ser un indicio de que estas variables no sean buenas proxys del desacuerdo de las expectativas previas de los inversores.

⁹ El resultado obtenido cuando se incluye la variable RANGE, en lugar de DISP, en el modelo de regresión como proxy de asimetría informativa es similar.

Sin embargo, los coeficientes asociados a las siguientes variables, amplitud del intervalo de tiempo (β_4), cambio en el riesgo (β_5) y nivel de información aproximado por el tamaño (β_6) no son significativos, lo que demuestra que éstas no tienen poder explicativo en la respuesta del volumen de negociación en el periodo (0,1). Coherente con la intuición, aunque contrariamente a resultados previos (Kross et al., 1994; Lin, 2001), la actividad de negociación no está relacionada significativamente con la proxy de cambio en el riesgo sistemático producido por un anuncio de beneficios.

Una relación fuerte entre los cambios en la negociación y la variable que aproxima el nivel de seguimiento de los analistas es detectada. El coeficiente β_2 significativamente negativo (-0.315, p-valor = 0.053) sugiere que los cambios en la negociación son más acentuados cuando el anuncio de beneficios es efectuado por empresas menos seguidas por los analistas financieros, incluso después de controlar aspectos como son el beneficio inesperado, la cantidad de información previa al anuncio y el tamaño. Mayor cobertura de analistas está asociado con menos asimetría informativa y, por tanto, conducente a reacciones más bajas del volumen de negociación (Ahmed et al., 2001)¹⁰.

7. CONCLUSIONES FINALES

En este estudio se ha analizado la reacción del mercado al anuncio del beneficio contable anual publicado en la CNMV, para una muestra de 246 anuncios efectuados en el periodo 1999-2001 por 111 empresas cotizadas en el mercado español. La principal aportación de este estudio es la combinación precios-volúmenes para el análisis de contenido informativo del anuncio de beneficios anual en el mercado español.

El análisis de movimiento del precio de las acciones y del volumen de negociación alrededor de la fecha del anuncio, mediante la estimación de las rentabilidades y volúmenes anormales con el modelo de mercado, pone de manifiesto la existencia de contenido informativo en el anuncio de beneficios anuales para los inversores desde una perspectiva de mercado e individual.

¹⁰ Alternativamente, se ha realizado la estimación de los factores determinantes de la negociación sustituyendo la variable número de estimaciones por otra proxy de seguimiento de la empresa que es la pertenencia del activo al índice Ibex35. La variable Ibex35 presenta una relación negativa y significativa con la actividad de negociación, indicio de que la actividad de negociación es más acentuada para las empresas no vinculadas al índice Ibex35. No se producen alteraciones en la significatividad del resto de los coeficientes con respecto a las estimaciones obtenidas con el modelo [20].

La evidencia sugiere que aunque el mercado de capitales español es más pequeño que los mercados de U.S.A. y Reino Unido, investigados en estudios previos, la respuesta de los inversores a la publicación del beneficio anual es similar, al observarse rentabilidades y volúmenes excepcionalmente altos entorno al mismo. Se ha detectado que los precios de las acciones experimentan subidas anormalmente significativas el día del anuncio de beneficios y el anterior. Existe reacción anticipada, indicios de filtración de información. En términos de efecto negociación, también se evidencia efecto informativo en la publicación del beneficio al detectarse cambios en los volúmenes de negociación el día del anuncio y el siguiente, señal de heterogeneidad en las expectativas de los inversores.

Con el análisis de reacción diferencial atendiendo al signo de error de predicción, se observa que los cambios en los precios de las acciones son positivos y significativos no sólo cuando existe un sesgo pesimista en las predicciones de los analistas sino también cuando este sesgo es optimista. La justificación de este resultado puede radicar en el hecho de que los inversores conocen los incentivos de los analistas a realizar predicciones demasiado optimistas, por lo que descuentan la predicción más pesimista y, en consecuencia, el error de predicción negativo no es percibido como una mala noticia.

Asimismo, se demuestra que el movimiento de los precios va seguido de volúmenes de negociación excepcionalmente elevados, y que existe una respuesta asimétrica del volumen de negociación atendiendo a la dirección de las rentabilidades anormales. Dicho de otra forma, cambios en los precios de las acciones positivos van acompañados de cambios en la negociación más elevados que cuando los excesos de rentabilidad son negativos.

Los resultados obtenidos parecen indicar que los cambios en las decisiones de negociación de los inversores del mercado español están guiados por el efecto contenido, informativo aproximado por el movimiento de los precios, por interpretaciones idiosincrásicas de la cifra de beneficio publicado, y por la cobertura media de los analistas financieros a una empresa durante el año previo al anuncio. No existen indicios de que la actividad de negociación esté relacionada con la amplitud del intervalo de tiempo transcurrido entre la publicación y la predicción del beneficio, la dispersión en las predicciones de los analistas, o con el cambio en el riesgo inducido por la publicación del beneficio anual. En este sentido, parece bastante probable que la actividad de negociación alrededor del anuncio sea debida a opiniones heterogéneas de la información divulgada, no pudiéndose afirmar que exista vinculación de los cambios en el volumen de negociación con la falta de consenso previa al anuncio. Esta evidencia es una aportación a la literatura teórica previa en la explicación de la actividad de negociación anormal entorno al anuncio de beneficios anual.

En síntesis, nuestros resultados sugieren que la investigación de reacción del volumen de negociación al anuncio de beneficios anual, en conjunción con la reacción de las

rentabilidades, es probable que proporcione una comprensión mayor de la obtenida posiblemente examinando sólo los estadísticos de cualquiera de las reacciones.

BIBLIOGRAFÍA

- AHMED, A.S., SCHNEIBLE, R.A. y STEVENS, D.E. (2001): "An empirical analysis of the effects of online trading on investor reactions to earnings announcements", *Contemporary Accounting Research*, *Forthcoming*.
- ADMATI, A. y PFLEIDERER, P. (1988): "A theory of intraday patterns: volume and price variability", *Review of Financial Studies*, 1, pp.3-40.
- AJINKYA, B., ATISE, R. y GIFT, M. (1991): "Volume of trading and the dispersion in financial analysts' earnings forecasts", *The Accounting Review*, 66(2), April, pp. 389-401.
- ARCAS, M.J. y REES, W. (1999): "Regularities in the equity price response to earnings announcements in Spain", *The European Accounting Review*, 8(4), pp. 585-607.
- ATIASE, R.K. (1985): "Predisclosure information, firm capitalization, and security price behaviour around earnings announcement", *Journal of Accounting Research*, 23, pp. 21-36.
- ATIASE, R. y BAMBER, L. (1994): "Trading volume reactions to annual accounting earnings announcements", *Journal of Accounting and Economics*, 17, pp. 309-329.
- BAJO, E. (2002): "The information content of abnormal trading volume: an analysis of Italian stock market", Working Paper of University of Bologna.
- BALL, R. y BROWN, P. (1968): "An empirical evaluation of accounting income numbers", *Journal of Accounting Research*, Autumn, pp. 159-178.
- BALL, R. y KOTHARI, S. (1991): "Security returns around earnings announcements", *Accounting Review*, 66(4), October, pp.718-38.
- BAMBER, L. (1986): "The information content of annual earnings releases: A trading volume approach", *Journal of Accounting Research*, Spring, pp. 40-56.
- BAMBER, L. (1987): "Unexpected earnings, firm size, and trading volume around quarterly earnings announcements", *The Accounting Review*, 42, pp. 510-532.
- BAMBER, L., BARRON, O. y STOBBER, T. (1999): "Differential interpretations and trading volume", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34(3), September, pp. 369-386.
- BAMBER, L. y CHEON, Y. (1995): "Differential price and volume reactions to accounting earnings announcements", *The Accounting Review*, 70, July, pp. 417-441.
- BEAVER, W.H. (1968): "The information content of annual earnings announcements", *Journal of Accounting Research*, 6, Supplement, pp. 67-92.
- BOEHMER, E., MUSUMECI, J. y POULSEN, A. (1991): "Event-study methodology under conditions of event-induced variance", *Journal of Financial Economics*, 30, pp. 253-272.
- CHEON, Y., CHRISTENSEN, T. Y BAMBER, L. (2001): "Factors associated with differences in the magnitude of abnormal returns around NYSE versus Nasdaq firms' earnings announcements", *Journal of Business Finance and Accounting*, 28(9), November-December, pp. 1073-1113.

- CHOI, J. Y CHOE, C. (1998): "Explanatory factors for trading volume responses to annual earnings announcements: Evidence from the Korean stock market", *Pacific-Basic Finance Journal*, 6, pp. 193-212.
- CHUNG, D. y LEE, J. (1998): "Ownership structure and trading volume reaction to earnings announcements: evidence from Japan", *Pacific-Basin Finance Journal*, 6, pp. 45-60.
- CORRADO, C. (1989): "A nonparametric test for abnormal security-price performance in event studies", *Journal of Financial Economics*, 23, pp. 385-395.
- CORRADO, C. y ZIVNEY, t. (1992): "The specification and power of the sign test in event study hypothesis tests using daily stock returns", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27(3), pp. 465-478.
- CREADY, W. y MYNATT, P. (1991): "The information content of annual reports: a price and trading volume response analysis", *The Accounting Review*, 66(2), pp. 291-312.
- DAS, S., LEVINE, C. y SIVURAMAKRISHNAN, K. (1998): "Earnings predictability and bias in analysts' earnings forecasts", *The Accounting Review*, 73(2), April, pp. 277-294.
- DONTOH, A. y RONEN, J. (1993): "Information content of accounting announcements", *The Accounting Review*, 68(4), pp. 857-869.
- ELSHARKAWY, A. Y GARROD, N. (1996): "The impact of investor sophistication on price responses to earnings news", *Journal of Business Finance and Accounting*, 23(2), March, pp. 221-235.
- EMANUEL, D. (1984): "The information content of sign and size of earnings announcements: New Zealand evidence", *Accounting and Finance*, November, pp. 25-43.
- GAJEWSKI, J. (1999): "Earnings announcements, asymmetric information, trades and quotes", *European Financial Management*, 5(3), pp. 411-423.
- GAJEWSKI, J. Y QUÉRÉ, B. (2001): "The information content of earnings and turnover announcements in France", *European Accounting Review*, 10(4), pp. 679-704.
- GRANT, E. (1980): "Market implications of differential amounts of interim information", *Journal of Accounting Research*, 18(1), Spring, pp. 255-268.
- HOLTHAUSEN, R. y VERRECCHIA, R. (1990): "The effect of informativeness and consensus on price and volume behaviour", *The Accounting Review*, 65(1), January, pp. 191-208.
- KIGER, J. (1972): "An empirical investigation of NYSE volume and price reactions to the announcements of quarterly earnings", *Journal of Accounting Research*, Spring, pp. 113-128.
- KALLUNKI, J. (1996): "Stock returns and earnings announcements in Finland", *The European Accounting Review*, 5(2), pp. 199-216.
- KANDEL, E. y PEARSON, M. (1995). "Differential Interpretation of Information and Trade in Speculative markets", *Journal of Political Economy*, 103(4), August, pp. 831-872.
- KARPOFF, J. (1986): "A theory of trading volume", *Journal of Finance*, 41, pp. 1060-1088.

- KARPOFF, J. (1987): "The relation between price changes and trading volume", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 22, pp. 109-126.
- KIM, O. Y VERRECCHIA, R. (1991a): "Trading volume and price reactions to public announcements", *Journal of Accounting Research*, 29, pp. 302-321.
- KIM, O. Y VERRECCHIA, R. (1991b): "Market research to anticipated announcements", *Journal of Financial Economics*, 30, pp. 273-309.
- KIM, O. Y VERRECCHIA, R. (1994): "Market liquidity and volume around earnings announcements", *Journal of Accounting and Economics*, 17, pp. 41-67.
- KIM, O. y VERRECCHIA, R. (1997): "Pre-announcement and event-period private information", *Journal of Accounting and Economics*, 24(3), pp. 395-419.
- KROSS, W., HA, G. y HEFLIN, F. (1994): "A test of risk clientele effects via an examination of trading volume response to earnings announcements", *Journal of Accounting and Economics*, 18, pp.67-88.
- KROSS, W. y KIM, M. (2000): "Differences between market responses to earnings announcements in the 1990s v. 1960s", Working paper of Purdue University y University of Missouri-Columbia.
- LARRÁN, M. y REES, W. (1999): "Propiedades de los pronósticos de beneficios realizados por los analistas financieros: una aplicación al caso español", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 28(101), Julio-Septiembre, pp. 675-729.
- LAURENT, M. (2000): "The effect of earnings release for Belgian listed companies", Working Paper WP-CEB: N° 03/005, Université Libre de Bruxelles.
- LANDSMAN, W.R. y MAYDEW, E.L. (2002): "Has the information content of quarterly earnings announcements declined in the past three decades?", *Journal of Accounting Research*, 40(3), June, pp. 797-808.
- LIN, Y. (2001): "Risk clientele and predisclosure information asymmetry effects of accounting earnings announcements", *Proceedings of the National Science Council (ROC), Republic of China*, 11(1), pp.1-15. ISSN 1018-4473.
- MORSE, D. (1981): "Price and Trading volume reaction surrounding earnings announcements: A closer examination", *Journal of Accounting Research*, 19(2), Autumn, pp. 374-383.
- MUTJABA, M. (2001): "Do errors in expectations explain the cross-section of stock returns?" , Working Paper of National University of Singapore.
- ODABASI, A. (1998): "Security returns' reactions to earnings announcements: a case study on the Istanbul Stock Exchange", *Review of Social, Economic and Administrative Studies*, 12(2), pp. 3-19
- POPE, P. e INYANGETE, G. (1992): "Differential information, the variability of UK stock returns and earnings announcements", *Journal of Business Finance and Accounting*, 19(4), pp. 603-623.

- POTTER, G. (1992): "Accounting earnings announcements institutional investor concentration and common stock returns", *Journal of Accounting Research*, 30, pp. 146-155.
- SALIM, C. (2001): "Le contenu informationnel de l'annonce préliminaire", Working Paper de Ecole de Management.
- SHEVLIN, T. y SHORES, D. (1993): "Firm size, security returns, and unexpected earnings: The anomalous signed-size effect", *Contemporary Accounting Research*, (Fall 1993), 10(1), pp. 1-30.
- SKINNER, D.J. y SLOAN, R.G. (2000): "Earnings surprises, growth expectations and stock returns", Working Paper of University of Michigan.
- TKAC, P. (1999): "A trading volume benchmark: theory and evidence", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34, March, pp. 89-114.
- VARIAN, H.R. (1985): "Differences of opinion in financial markets, Working Paper, University of Michigan.
- WATTS, R. y ZIMMERMAN, J. (1986): *Positive Accounting Theory*, Englewood Cliffs, Prentice Hall, New Jersey.
- WYSOCKI, P. (2000): "Private information, earnings announcements and trading volume or stock chat on the internet: a public debate about private information", Working Paper of University of Michigan Business School.
- ZIEBART, D. (1990): "The association between consensus of beliefs and trading activity surrounding earnings announcements", *The Accounting Review*, 65(2), April, pp. 477-488.