

Comportamiento de los precios y volúmenes de negociación ante anuncios de beneficios anuales

Sonia SANABRIA GARCÍA*

Ayudante de Escuela Universitaria

RESUMEN: Este trabajo 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. 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. Asimismo, detectamos una relación asimétrica entre los volúmenes y rentabilidades anormales en el intervalo (0,1). 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 además de con el contenido informativo del beneficio y con la magnitud de beneficio inesperado. En cambio, no existen 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.

Palabra claves: anuncios de beneficios contables, rentabilidades anormales, volumen de negociación.

Clasificación JEL: G10, G14, M41.

ABSTRACT: This paper analyses empirically the effect that the annual earnings announcements has on stock's market value and trading volume in the Spanish stock market during 1999, 2000 and 2001. We examine the actual relation between abnormal trading volume and changes in stocks prices around earnings announcements. Additionally, we study the sensitivity of trading volume to the accumulated abnormal return's sign. We also consider different firms' characteristics as possible determinants of abnormal trading volume around annual earnings announcements.

* Agradezco a Juan Carlos Gómez Sala el tiempo que me ha dedicado durante la realización de este trabajo así como los valiosos comentarios y aportaciones efectuadas al mismo. Del mismo modo, quiero agradecer las útiles sugerencias recibidas por Gonzalo Rubio. Asimismo, la autora agradece a los dos evaluadores anónimos los comentarios y sugerencias aportadas al estudio. Las mismas han posibilitado la obtención de una nueva versión más completa que mejora la comprensión de algunas de las partes del trabajo y posibilita un mayor alcance en el acabado del mismo.

Dirección para correspondencia: Universidad de Alicante, Carretera de San Vicente s/n, 03690 San Vicente (Alicante). E-mail: sonia.sanabria@ua.es

We find that the release of annual earnings announcements provokes an immediate stock market reaction, which suggests the presence of informative content. At the same time, we observe an asymmetric relation between abnormal trading volume and abnormal returns in the interval $(0, 1)$. We find that contemporary trading activity around earnings announcements is related not only with analysts following during the previous year to the earnings announcement and its informative content but also with the magnitude of unexpected earnings. However, abnormal trading volume is not associated to the investors' opinion divergence before earnings announcement. It is neither related to the period of time lapsed between the prediction and earnings announcements release nor to the risk change.

Key words: earnings announcement, abnormal returns, trading volume.

JEL Classification: G10, G14, M41.

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. Tal como sugieren Watts y Zimmerman (1986), existe una asociación significativa entre el beneficio contable y los flujos de caja de forma que este 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 diferentes 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.

Los beneficios trimestrales y/o semestrales pueden trasladar información a los inversores, dándoles una visión de la evolución de la empresa. Los resultados trimestrales son siempre comparados con los obtenidos en el mismo trimestre del ejercicio anterior, razón por la que interviene en el proceso de formación de los precios bursátiles. El resultado anual captura sólo una porción de la información trasladada a los precios, siendo otras fuentes, especialmente los resultados trimestrales, las que captan el 85% de la información incorporada en los precios (Kothari, 2001). Nos centramos en la cifra de beneficio anual con la finalidad de detectar si efectivamente, después de haber sido incorporada en los precios la información intermedia, todavía existe un componente relevante de sorpresa en la publicación de la cifra anual.

Numerosos trabajos desarrollados en el área de investigación de contenido informativo de la magnitud de beneficio anual han sido efectuados en términos de cambios en los precios de los títulos. En esta línea, los estudios pioneros de Beaver (1968), y Ball y Brown (1968) 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. La inmensa mayoría de estas investigaciones, también, analizan la vinculación de los excesos de rentabilidad con características específicas de las empresas como son el beneficio inesperado (Elsharkawy y Garrod, 1996; Hew, 1996; Laurent, 2000; Gajewski y Queré, 2001; Mutjaba, 2001), tamaño (Grant, 1980; Atiase, 1985; Ball y Kothari, 1991; Shevlin y Shores, 1993; Cheon, Christensen y Bamber, 2001), efecto valoración (Cheon, Christensen y Bamber, 2001), la sofisticación del inversor (Potter, 1992; Elsharkawy y Garrod, 1996).

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, siendo inexistente para el caso español. Por ello, la motivación de esta investigación radica en la necesidad de utilizar la actividad de negociación de las acciones, además de las rentabilidades anormales, para contrastar la hipótesis de contenido informativo de los anuncios de beneficios anuales. En la literatura financiera previa, se han documentado similitudes entre los cambios en los precios y en el volumen de negociación cuando se utilizan ambas medidas por separado. Esta evidencia ha conducido a algunos 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 en su conjunto, mientras que la segunda podría reflejar cambios en las expectativas de los inversores de forma individual (Beaver, 1968; Kim y Verrecchia, 1991a, 1991b).

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 expecta-



tativas previas divergentes. Desde un punto de vista empírico, partiendo del marco teórico, los trabajos de Bamber (1986), Bamber (1987), Ziebart (1990), y Ajinkya *et al.* (1991) examinan el contenido informativo del anuncio de beneficios sólo en términos de volumen de negociación. En relación con las rentabilidades anormales, Atiase y Bamber (1994), Wang (1994) ponen de manifiesto que existe una correlación positiva entre las variaciones en el volumen de negociación y los cambios en los precios de las acciones.

Aún cuando cambios en la negociación en torno al anuncio podrían reflejar idénticas interpretaciones de la información publicada pero heterogeneidad en las expectativas previas al anuncio (Karpoff, 1986), 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. Ponen de manifiesto 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).

Investigaciones teóricas y empíricas relacionadas con cambios en la actividad de negociación, identifican factores explicativos que pueden contribuir a una mejor comprensión de la respuesta del volumen de negociación en torno al anuncio de beneficios. Algunos de los aspectos que han sido considerados en la literatura financiera son 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), la magnitud de beneficio inesperado (Bamber, 1986, 1987; Holthausen y Verrecchia, 1990; Kross *et al.*, 1994; Bamber y Cheon, 1995), el tamaño de la empresa (Atiase, 1985; Ziebart, 1990; Atiase y Bamber, 1994), cambio en el riesgo inducido por el anuncio de beneficios (Choi y Choe, 1998; Lin, 2001), la estructura de propiedad (Chung y Lee, 1998).

En síntesis, la evidencia internacional ha llegado a la conclusión de que los anuncios de beneficios tienen contenido informativo para los inversores, medido básicamente con el análisis de cambios en los precios en torno a la publicación y, en menor medida, con cambios en la actividad negociadora. Muchas son las investigaciones que se han centrado en los factores explicativos de los movimientos en precios siendo escasas, hasta lo que conocemos, las que han examinado los determinantes de los cambios en la negociación alrededor de la publicación del resultado 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.

El propósito de esta investigación es 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. Por todo ello, 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 presencia de cambios significativos en ambas magnitudes es indicio de contenido informativo en la información difundida con la publicación de la cifra de beneficio contable. La segunda pregunta que nos hacemos es si existe una relación dinámica entre los cambios en la negociación y en el precio de los títulos. Se analiza la posibilidad de que parte de la actividad de negociación observada en torno al anuncio de beneficios venga explicada por el efecto contenido informativo, además de examinar si la respuesta del volumen es diferente dependiendo de la dirección de cambios en los precios. Finalmente, se plantea si las diferentes reacciones en la negociación están vinculadas con características específicas de las empresas que publican el beneficio anual.

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.

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.

El trabajo queda estructurado de la siguiente forma. El siguiente epígrafe se ha dedicado a la descripción del procedimiento de selección muestral así como de la base de datos utilizada para el desarrollo del trabajo. La metodología desarrollada para la estimación de rentabilidades anormales en torno 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 tercer epígrafe. En el cuarto se describe la metodología y resultados del efecto negociación. Un análisis para contrastar la robustez de los resultados es realizado en el quinto epígrafe. 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 del beneficio anual. Y, por último, en el séptimo epígrafe se presentan las conclusiones.

2. 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, desdoblamiento de acciones, 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 el número 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 Abril². 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.

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

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

2 Nos hemos asegurado de que los anuncios de beneficios no presentan coincidencia con las fechas de celebración de las juntas de accionistas. Estas, se celebran con posterioridad al anuncio de beneficios, generalmente en Mayo o Junio.

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 todos 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. Anuncios 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

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. De forma similar, dicha transformación logarítmica se aplica al cálculo de 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 aproximación a la rentabilidad y al 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 posteriormente la magnitud de beneficio no esperado.

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 (%)
<i>POR AÑO:</i>					
	69	85	92	246	
<i>POR MESES:</i>					
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
<i>POR DIA DE LA SEMANA:</i>					
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

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

3. EFECTO VALORACIÓN

3.1. 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. Ante la posibilidad de que el mercado anticipe la información del evento o se produzcan retardos en el precio de las acciones, 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,

$$AR_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}), \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = T_1+1, \dots, T_2 \quad (2)$$

donde $\hat{\alpha}_i$ y $\hat{\beta}_i$ son los coeficientes estimados utilizando el modelo de mercado como proceso de generación de rentabilidad.

Las rentabilidades anormales de los activos se promedian en sección cruzada cada día del periodo de acontecimiento, obteniendo la rentabilidad anormal media diaria, $AR_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N AR_{it}$.

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,

$$CAR(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_t \quad T_1 < t_1 < T_2; \quad T_1 + 1 < t_2 \leq T_2 \quad (3)$$

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):

$$\frac{\overline{SAR}}{\sqrt{\frac{1}{N(N-1)} \sum_{i=1}^N (SAR_{it} - \overline{SAR}_t)^2}} \tag{4}$$

donde N es el número de anuncios incluidos en la muestra, $\overline{SAR} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N SAR_{it}$, $SAR_{it} = AR_{it} / S_{it}$, siendo S_{it} la desviación estándar de los residuos en el periodo de estimación.

Adicionalmente, para completar el análisis, se aplica el test de Corrado (1989), basado en el rango de las rentabilidades anormales, 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:

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

donde K_{it} es el rango asignado a la rentabilidad anormal del título i en el día t, $K_{it} = rank(AR_{it})$, $t = 1, \dots, 11$, de forma que si $AR_{it} > AR_{jt}$ implica que $K_{it} > K_{jt}$; τ es el intervalo sobre el que se transforman las rentabilidades anormales en rangos que incluye el periodo de estimación (145 días) y la ventana de evento (11 días).

3.2. 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 3, 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 convencionales³, lo que justifica la utilización del test no paramétrico de Corrado (1989).

En las filas quinta y sexta de la Tabla 3 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

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

Tabla 3
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: (-150, -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 \leq 0.01, **=p-valor \leq 0.05, *=p-valor \leq 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</i>	0.9179	0.8402	1.3955	0.6241	1.1527	2.1648					
<i>CAR(%)</i>											
<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**					

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

Tabla 4

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]

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 4 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 anterior⁴.

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).

3.3. 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.⁵

4 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.

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

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 5. 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 continúa siendo positivo, 0.79%, pero menos significativo que cuando es pesimista.

Tabla 5
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 ≤ 0.01, **=p-valor ≤ 0.05, *= p-valor ≤ 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**

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

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 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.

En cambio, para el día del evento, se observa que las rentabilidades anormales asociadas a sorpresas positivas ascienden a 0.43%, significativas al 10%, mientras que los cambios en precios no son estadísticamente significativos cuando la sorpresa es negativa. Este comportamiento es similar para las rentabilidades detectadas el día inmediatamente posterior a la fecha de publicación.

Investigaciones previas (Das *et al.*, 1998) 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 5, 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 analistas⁶, no siendo percibido el error de predicción negativo como una mala noticia y no detectándose reacción negativa.

Otra posible explicación adicional a por qué los inversores no reaccionan cuando se publica un beneficio anual inferior al esperado podríamos encontrarla en lo que se conoce como "profit warnings". El hallazgo de Ball y Kothari (1991), acerca del retraso en la revelación de malas noticias, parece haber sido superado. La literatura previa más reciente (Skinner, 1994 y 1997; Francis *et al.*, 1994; Graham *et al.*, 2004) argumenta que para evitar litigios existen incentivos a revelar las malas noticias. En este sentido, una estrategia, cada vez más extendida, seguida por las empresas es la de advertir sobre expectativas de resultados no alcanzadas (profit warnings). De esta forma, los inversores corrigen sus expectativas descontando esa información en los precios, evitándose así sobrerreacciones negativas de los agentes cuando se publica el resultado contable⁷. Nuestro resultado es consistente con esta hipótesis. Es más, si el beneficio publicado es superior a las expectativas de los inversores, los mismos reaccionan de forma positiva detectándose incrementos en las rentabilidades anormales asociadas a errores de predicción negativos.

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

7 Puede parecer "raro", cuanto menos curioso, que los analistas financieros no modifiquen sus predicciones en presencia de profit warnings, a diferencia de los inversores que sí que revisan sus expectativas. En cualquier caso, debemos tener en cuenta que puede darse la posibilidad de que los analistas prefieran no modificar sus predicciones ante malas noticias con la finalidad de mantener una buena relación con la empresa para la adquisición de información privilegiada, a través de los directivos, que posteriormente incorporan en sus recomendaciones.

4. EFECTO NEGOCIACIÓN

4.1. 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,

$$V_{it} = \alpha_i + \beta_i V_{mt} + \varepsilon_{it}, \quad (7)$$

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,

$$v_{it} = Ln(1 + V_{it}) \quad (8)$$

$$v_{mt} = Ln(1 + V_{mt}) \quad (9)$$

La distribución de los errores de predicción del modelo de mercado con las variables transformadas en logaritmos se aproxima a la normal, de forma que las inferencias basadas en los mismos resultan más apropiadas. En la literatura financiera se ha demostrado que las series de volumen de negociación muestran un alto nivel de correlación. Teniendo en cuenta esta evidencia, tras la estimación de los volúmenes anormales, se ha contrastado que los errores de predicción del modelo de mercado de volumen estimados por MCO (10) están autocorrelacionados significativamente. En este sentido, para tener en cuenta la estructura de correlación de los residuos se asume que siguen un proceso AR(1) de la forma siguiente,

$$v_{it} = \alpha_i + \beta_i v_{mt} + \xi_{it}, \quad y \quad \xi_{it} = \rho \xi_{i,t-1} + u_{it} \quad (10)$$

donde $u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$.

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),

$$AV_{it} = v_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i v_{mt}), \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = T_1+1, \dots, T_2 \quad (11)$$

donde AV_{it} es el volumen anormal para cada día t y para cada título i , y los coeficientes $\hat{\alpha}_i$ y $\hat{\beta}_i$ 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.

Los volúmenes anormales de los activos se promedian en sección cruzada cada día del periodo de acontecimiento, obteniendo el volumen anormal media diario, $AV_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N AV_{it}$. Se

examinan los excesos de volúmenes de negociación acumulados en distintos intervalos en torno 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:

$$CAV(t_1, t_2) = \sum_{t=t_1}^{t_2} AV_t \quad T_1 < t_1 < T_2; \quad T_1 + 1 < t_2 \leq T_2 \quad (12)$$

Para contrastar la presencia de cambios en la negociación de acciones motivados por el anuncio público de beneficios contables, se usan los contrastes de Boehmer y Corrado. Los estadísticos de contraste para estos tests se definen de la misma forma que las expresiones (4) y (5).

4.2. Resultados

Como se muestra en la Tabla 6, y del mismo modo que en el caso de las rentabilidades, 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 convencionales⁸, motivo por el que también se utiliza el test no paramétrico de Corrado (1989).

Los cambios en los volúmenes de negociación más significativos ocurren el día del

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

Tabla 6
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: (-150, -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***					

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 el 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 evento⁹. Los cambios en la negociación en torno 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).

El desfase temporal detectado entre los cambios en precios, en (-1,0), y en volúmenes de negociación, en (0,+1), es consistente con la relación de causalidad lineal unidireccional de los rendimientos hacia el volumen negociado mostrada por Zarraga (1998). Esta relación, tal y como apunta la autora, es de carácter positiva, de manera que los incrementos en los rendimientos provocarán aumentos en el volumen negociado del día siguiente¹⁰. Además, demuestra que el rendimiento del día anterior es el más significativo para explicar el volumen de negociación actual.

5. ROBUSTEZ

Dada la dificultad de aislar los precios y los volúmenes de la influencia de otro tipo de información diferente de la publicación del beneficio contable (tales como modificaciones en el tipo de interés, la influencia de la Bolsa de Nueva York o la publicación de determinados indicadores macroeconómicos), en este apartado proponemos un análisis alternativo para poder identificar claramente la presencia de contenido informativo en los anuncios de beneficios anuales, asegurándonos de que los resultados detectados previamente no están influenciados por la existencia de cualquier otra información.

La prueba de robustez propuesta es contrastar si empresas con anuncios de resultados contables en fechas determinadas presentan un comportamiento distinto a empresas que no tienen anuncios en dichas fechas. Necesitamos una muestra de empresas que no anuncien resultados en las mismas fechas de análisis y cuya publicación de beneficios estén lo sufi-

9 A diferencia de investigaciones previas (Morse, 1981; Bamber, 1986, 1987; Ziebart, 1990) 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.

10 Debe apuntarse que el trabajo de Zarraga (1998) es general, y no sólo para anuncios de beneficios, por lo que aplicándolo al trabajo que nos ocupa puede señalarse que la reacción del volumen podría ser una consecuencia de la causa que supone la modificación de los precios.

cientemente alejados para aislar el efecto de la publicación. Sin embargo, todas las empresas cotizadas tienen obligación de publicar su resultado anual, es por ello que la elección de empresas sin este evento puede ser difícil y problemático (la no disponibilidad de la fecha de anuncio, por limitaciones en la base de datos, no implica necesariamente que el mercado no disponga de esa información).

El criterio elegido para establecer la muestra de control ha sido el siguiente. Partiendo de nuestra muestra global de anuncios de beneficios, se ha formado una muestra de análisis compuesta por todas las empresas que anuncian beneficios entre el 1 de enero y el 15 de febrero. En cambio, la muestra de control está formada por todas aquellas firmas cuyo resultado contable ha sido publicado a partir del 1 de marzo. Cada título de la cartera de control es similar en tamaño, medido por la capitalización bursátil a principio de año, a otro activo de la muestra de análisis. El hecho de que las compañías que componen la cartera de control divulguen su beneficio con posterioridad al 1 de marzo garantiza la presencia de activos que no contienen el evento. Asimismo, el intervalo de 15 días de diferencia entre la última fecha de publicación en la muestra de análisis y la primera en la muestra de control aísla las dos muestras suficientemente evitando que exista un efecto contaminante.

La estimación de las rentabilidades (volúmenes de negociación) anormales se ha efectuado con el modelo de mercado pero utilizando como rentabilidad (volumen) de referencia la serie de rentabilidades (volúmenes) de la cartera de control. Sostenemos que la rentabilidad (volumen) observada para cada título de la cartera de control (ausencia de anuncio de beneficio), centrada en la correspondiente fecha de anuncio, puede ser considerada como "normal". Así, la existencia de contenido informativo será detectada con la presencia de rentabilidades (volúmenes) anormalmente significativos alrededor del anuncio.

Los resultados mostrados en la tabla 7 confirman la presencia de contenido informativo en los anuncios de beneficios anuales. Se aprecia que los cambios en precios más significativos ocurren el día del evento así como en el intervalo (-1,0). Esta evidencia corrobora que la publicación de resultados contables provoca movimientos en los precios que se traducen en rentabilidades significativamente superiores a las generadas por compañías que no anuncian beneficios en las fechas correspondientes. Asimismo, se detecta que la actividad negociadora de los títulos que anuncian beneficios se incrementa de forma significativa el día del evento y el inmediatamente posterior con respecto al volumen de negociación de las empresas que no divulgan resultados en esas mismas fechas¹¹.

La evidencia hallada con este análisis pone de manifiesto que el comportamiento en los precios y en los volúmenes de negociación de los títulos que publican su cifra de resultados anuales en una fecha determinada es sensiblemente distinto al de los títulos de las compañías que no tienen anuncios de beneficios en esas mismas fechas.

11 Otra forma alternativa que hemos llevado a cabo para contrastar la robustez de los resultados ha sido repetir el event study para la cartera de análisis y para la de control, detectándose cambios significativamente positivos para las rentabilidades y volúmenes de la cartera de análisis pero no significativos para la cartera de control.

Tabla 7
Robustez de los resultados: muestra de control

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: (-150, -6). La estimación de las rentabilidades (volumenes de negociación) anormales se llevó a cabo con el modelo de mercado utilizando como rentabilidad (volumen) de referencia la rentabilidad (volumen) de la cartera de control que hemos elegido. Los títulos que componen la cartera de control (40 observaciones) son similares en tamaño, medido por la capitalización bursátil, a los que constituyen la muestra de análisis (40 observaciones).

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>	-0.112	0.402	-0.198	-0.293	0.080	1.008	0.396	-0.312	-0.026	0.275	-0.207
<i>Boehmer et al.</i>	-0.081	1.142	-0.186	-0.376	0.584	2.142**	0.207	-0.127	0.021	0.632	-0.618
<i>Corrado</i>	-0.292	0.735	-0.497	-0.930	0.699	1.867*	0.400	-0.443	0.321	1.233	-0.191
	(-1, 0)	(0,+1)	(-1,+1)	(+1,+5)	(-5,-1)	(-5,+5)					
<i>Promedio CAR(%)</i>	1.097	1.516	1.605	1.024	-0.121	0.126					
<i>Boehmer et al.</i>	2.505**	1.852*	2.075**	1.000	0.135	0.147					
<i>Corrado</i>	1.814*	1.603	1.712*	0.875	-0.127	0.590					
	-5	-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4	+5
<i>Media AV(%)</i>	-6.314	2.856	6.666	12.242	18.334	36.738	36.411	20.281	21.672	5.852	15.004
<i>Boehmer et al.</i>	-0.697	0.185	0.577	0.753	1.566	2.587**	2.432**	1.663	1.700*	0.632	0.950
<i>Corrado</i>	-0.754	-0.015	0.408	0.438	1.375	1.741*	1.798*	1.129	1.236	0.545	0.968
	(-1, 0)	(0,+1)	(-1,+1)	(+1,+5)	(-5,-1)	(-5,+5)					
<i>Promedio CAV(%)</i>	57.030	73.149	93.441	177.260	33.784	99.220					
<i>Boehmer et al.</i>	2.608**	2.903***	2.952***	1.854*	0.623	2.101**					
<i>Corrado</i>	2.204**	2.503**	2.838***	2.674***	0.650	2.538**					

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

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

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. Una relación contemporánea positiva entre cambios en el volumen de negociación y en los precios en valor absoluto ha sido documentada en Atiase y Bamber (1994), Wang (1994)¹². Este último además documenta que la correlación positiva entre los cambios en los precios y las variaciones en la actividad de negociación se incrementa con la asimetría informativa. La diferencia (heterogeneidad) en las respuestas de los inversores a la misma información produce negociación, de forma que cuanto mayor sea la asimetría informativa, mayor es el volumen de negociación anormal generado con la llegada del anuncio de beneficios. En este sentido, para examinar si efectivamente existe tal asociación precio-volumen, planteamos un modelo que analiza la relación dinámica entre los cambios en la negociación y en los precios, además de examinar si la actividad de negociación difiere dependiendo de la dirección en la que se muevan los precios de los títulos.

Para controlar dicha relación, se plantea un modelo de regresión en el que la variable dependiente es el volumen de negociación anormal promedio acumulado (CAV) en el periodo (t₁, t₂), definido según la expresión (12), y las variables independientes son la magnitud de rentabilidades anormales promedias acumuladas (CAR) para el mismo periodo, definida de acuerdo con la expresión (3), y la interacción de este 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. El modelo planteado sugiere una relación de causalidad lineal contemporánea de los rendimientos hacia el volumen, evidencia de causalidad observada por Zarraga (1998). Así, el modelo que propuesto es,

$$\left|CAV_{(t_1,t_2)}\right|_i = \delta_0 + \gamma_1 \left|CAR_{(t_1,t_2)}\right|_i + \delta_1 \left|CAR_{(t_1,t_2)}\right|_i * Dneg + \zeta_i \quad (13)$$

donde:

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

$\left|CAV_{(t_1,t_2)}\right|$ volumen anormal acumulado para el periodo (t₁, t₂).

$\left|CAR_{(t_1,t_2)}\right|$ rentabilidades anormales acumuladas para el periodo (t₁, t₂).

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

12 En Karpoff (1987) puede encontrarse una excelente revisión.

Se realiza un análisis de regresión en sección cruzada considerando como variable dependiente el volumen anormal promedio acumulado en el periodo (0,1)¹³. Como en Landsman y Maydew (2002), 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 10. 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, resultado consistente con Karpoff (1987), Atiase y Bamber (1994), Lin (2001). 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 rentabilidades anormales positivas pero no se producen cambios en la negociación cuando los excesos de rentabilidad son negativos¹⁴.

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.

6.2. 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 esperados transmite información al mercado. En este sentido, parece probable que anuncios más sorpren-

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

14 Asimismo, se ha repetido el análisis con un modelo que sugiere relación de causalidad lineal del volumen negociado hacia las rentabilidades. Los resultados están en la misma línea que los observados con el modelo de regresión (13), relación positiva entre cambios en precios y en volúmenes, además de una reacción asimétrica dependiendo de la dirección del volumen de negociación, observándose que los precios aumentan más con incrementos en el volumen que con disminuciones.

dentes 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 contable, 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.

$$DISP_i = \frac{SD[E(EPS)_i]}{|FEPS_i|} \quad (14)$$

$$RANGE_i = \frac{MAX[E(EPS)_i] - MIN[E(EPS)_i]}{|FEPS_i|} \quad (15)$$

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, pueden ser influyentes en la actividad de negociación en torno al anuncio de beneficios. Esas variables instrumentales son: tamaño, pertenencia al 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, como aproximación 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, permitiendo al inversor adquirir más información vinculada a la divulgación del resultado. La probabilidad de reducir las asimetrías informativas se incrementa al disponer de más tiempo para procesar la información. Por todo ello, cabe esperar que el impacto de la información contenida en el anuncio sea menor, existiendo una relación negativa entre la respuesta del volumen de negociación y el horizonte temporal.

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 que aproximan al 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, comprendido por 145 días previos al anuncio (-150,-6), y el periodo posterior al anuncio de 145 días que va desde el día (+6) hasta (+150) (Choi y Choe, 1998; Lin, 2001). En concreto, el cambio en el riesgo puede ser expresado como,

$$RG_i = \left| \beta_i^a - \beta_i^p \right| \quad (16)$$

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.

Un análisis descriptivo de las variables utilizadas en el estudio se presenta en la Tabla 8. 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)¹⁵.

Tabla 8
Estadísticos descriptivos para las variables del estudio

Se muestran los estadísticos descriptivos de las variables aplicadas en el estudio. [UE]: magnitud de beneficios inesperados, definida como la diferencia entre el beneficio por acción real y el pronóstico de consenso de los analistas, deflactado por este último. DISP: dispersión en las predicciones de los analistas, la desviación en el pronóstico del beneficio por acción, deflactado por el valor absoluto del pronóstico medio. TA: total de activo a finales del año para el que de efectúa el anuncio. CAPITALIZ: capitalización bursátil, definida como el producto del precio de las acciones por el número de acciones a 31 de diciembre del año para el que se publica el beneficio. LN_INT: logaritmo del intervalo de tiempo transcurrido entre la última predicción y la publicación del beneficio. BTM: ratio book to market, definido como el cociente entre el valor contable y la capitalización de mercado. RANGE: diferencia entre el pronóstico del beneficio por acción más optimista y el más pesimista. NEST: seguimiento de los analistas definida como el número de analistas que hacen predicciones para cada empresa durante el año previo al anuncio. RG: cambio en el riesgo sistemático entre el periodo previo y el posterior al anuncio. Los valores de las variables 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

15 El valor medio del cambio en el riesgo sistemático sin valores absolutos es 0.038 (valor de la mediana: 0.025). Este resultado refuerza nuestra evidencia de contenido informativo en la publicación del beneficio y descarta la posibilidad de que las mayores rentabilidades sean consecuencia de un incremento en el riesgo sistemático.

Tabla 9
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 acumuladas en el período (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 Ibx35, 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%.

Como paso previo al análisis de regresión, se ha calculado la matriz de correlaciones, presentada en la Tabla 9, 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.

6.3. 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 positivamente.

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)¹⁶,

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

Tal como se ha discutido anteriormente, los signos esperados de los coeficientes de los modelos de regresión son:

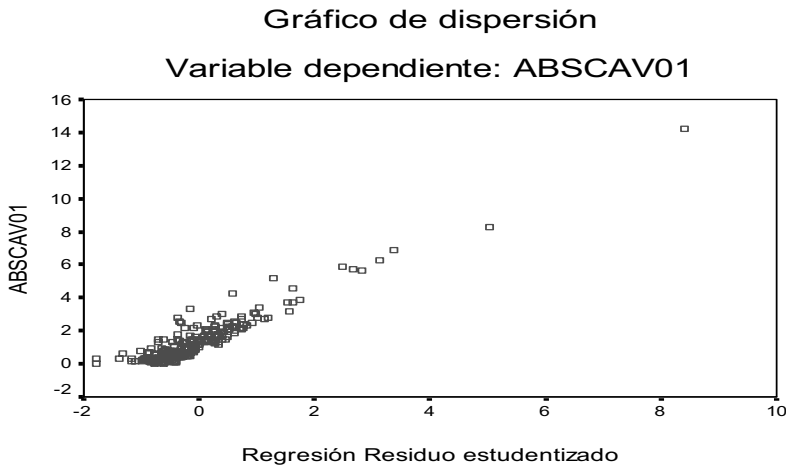
$$\gamma_1 > 0; \quad \delta_1 < 0; \quad \beta_1 > 0; \quad \beta_2 < 0; \quad \beta_3 > 0; \quad \beta_4 < 0; \quad \beta_5 > 0; \quad \beta_6 < 0;$$

16 Se ha analizado de forma pormenorizada la relación existente entre la variable dependiente y los residuos estandarizados de la regresión, asegurándonos de la ausencia de relación no lineal entre las variables examinadas. La representación gráfica se presenta en el Gráfico 1.

Gráfico 1

Análisis de la relación lineal entre las variables consideradas

Teniendo en cuenta la consideración de que puede existir una relación no lineal entre algunas de las variables utilizadas en el análisis de regresión, hemos analizado de forma pormenorizada la relación existente entre las mismas, examinando la relación entre la variable dependiente y los residuos estandarizados de la regresión (17) para tener en cuenta todas las variables de forma global. La relación entre la variable dependiente, volumen anormal acumulado en el (0,1), con las explicativas ($|CAR_{0,1}|$, $|CAR_{0,1}|*Dneg.$, $|UE|$, LN_NEST , $DISP$, LN_INT , RG , $RSIZE$) se presenta en el siguiente gráfico. Asimismo, se ha estudiado la relación de la variable dependiente con cada una de las explicativas, detectándose en todos los casos un relación lineal entre las mismas.



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

La divulgación de un mismo anuncio puede provocar interpretaciones diferentes dependiendo del valor esperado del beneficio por el inversor, dado que en el momento de su publicación todos los inversores están disponiendo de la misma información pero no la interpretan de forma homogénea ya que las expectativas no son las mismas. Es por ello que he considerado esta variable como proxy de la interpretación de la información que está siendo publicada en ese momento, y no de las divergencias de opinión previas al anuncio. Cuanto mayor sea la sorpresa de beneficios, más alejado está el beneficio real del esperado, mayor puede ser la probabilidad de que los participantes del mercado hagan diferentes interpretaciones de la misma información.

Dado que la variable número de estimaciones presenta una correlación significativamente positiva con el tamaño se introduce como aproximación del tamaño en el modelo de regresión (17) el residuo de la regresión tamaño sobre número de estimaciones ($Rsize$), evitando así problemas de multicolinealidad¹⁷.

17 Para asegurarnos de que las variables que hemos incluido en la regresión no presentan multicolinealidad, realizamos un diagnóstico de colinealidad mediante el cálculo del índice de condicionamiento. Obtenemos un índice de 20.75, luego no tenemos problemas de multicolinealidad ya que para ello el índice debe ser superior a 30.

Tabla 10

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,

$$|CAV_{(0,t)}| = \delta_0 + \gamma_1 |CAV_{(0,t)}| + \delta_1 |CAR_{(0,t)}| * Dneg + \xi \tag{13}$$

$$|CAV_{(0,t)}| = \alpha_0 + \gamma_1 |CAV_{(0,t)}| + \delta_1 |CAR_{(0,t)}| * Dneg + \beta_1 |UE| + \beta_2 Ln_nest_t + \beta_3 Disp_t + \beta_4 Ln_int_t + \beta_5 RG_j + \beta_6 Rsize_t + \xi \tag{17}$$

La variable dependiente, $CAV_{0,t}$, son los volúmenes anormales acumulados en el intervalo (0, 1), UE es la magnitud de beneficios inesperados 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,t}	CAR _{0,t} *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)		0.022
(13)	8.224 (6.97)***	-13.435 (-2.76)***							1.257		2.559*
(17)	9.919 (2.59)**	-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***

Los coeficientes estimados junto con sus estadísticos se presentan en la Tabla 10. El coeficiente γ_1 , revela que la reacción del precio sigue explicando una parte significativa de la respuesta del volumen de negociación a los anuncios de beneficios anuales¹⁸. 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 en torno 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)¹⁹. 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.

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 estas 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 el 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)²⁰.

18 Los resultados obtenidos son similares cuando se repite el análisis de regresión incluyendo dos aproximaciones de la volatilidad de precio en torno al anuncio (rentabilidades anormales acumuladas en (0,1) al cuadrado, y las rentabilidades anormales medias diarias en los días (0) y (+1) al cuadrado.

19 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.

20 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 (17).

7. CONCLUSIONES

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.

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 en torno 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 obstante, sigue existiendo una parte de la respuesta del volumen de negociación que no viene explicado por ninguna de las variables utilizadas en el estudio. Atendiendo a este motivo, se señala que la parte inexplicada del volumen de negociación anormal en torno al anuncio de beneficios podría venir guiado por la presencia de determinados agentes desinformados que actúan más por necesidades de liquidez. Estos agentes no informados tienen un comportamiento determinado sobre todo antes del anuncio de beneficios (cuando no existe información clara). En este sentido, cabría esperar un patrón de volumen de negociación decreciente anterior al anuncio relacionado con el grado de asimetría informativa. Sin embargo, hemos analizado la relación entre el volumen de negociación en (-5,-1) y el nivel de asimetría de información ex ante (DISP) pero no es significativa.

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 en torno 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.

REFERENCIAS

- Abarbanell, J.S., 1991. Do analysts' earnings forecasts incorporate information in prior stock price changes?, *Journal of Accounting and Economics* 14, 147-165.
- Ahmed, A.S., Schneible, R.A. y D. Stevens, 2001. An empirical analysis of the effects of online trading on investor reactions to earnings announcements, *Contemporary Accounting Research*, forthcoming.
- Admati, A. y P. Pfleiderer, 1988. A theory of intraday patterns: volume and price variability, *Review of Financial Studies* 1, 3-40.
- Ajinkya, B., Atiase, R. y M. Gift, 1991. Volume of trading and the dispersion in financial analysts' earnings forecasts, *The Accounting Review* 66, 389-401.
- Arcas, M.J. y W. Rees, 1999. Regularities in the equity price response to earnings announcements in Spain, *The European Accounting Review* 8, 585-607.
- Atiase, R.K., 1985. Predislosure information, firm capitalization, and security price behaviour around earnings announcement, *Journal of Accounting Research* 23, 21-36.
- Atiase, R. y L. Bamber, 1994. Trading volume reactions to annual accounting earnings announcements, *Journal of Accounting and Economics* 17, 309-329.
- Bajo, E., 2002. The information content of abnormal trading volume: an analysis of Italian stock market, Working Paper (University of Bologna).
- Ball, R. y P. Brown, 1968. An empirical evaluation of accounting income numbers, *Journal of Accounting Research*, Autumn, 159-178.
- Ball, R. y S. Kothari, 1991. Security returns around earnings announcements, *Accounting Review* 66, 718-38.
- Bamber, L., 1986. The information content of annual earnings releases: A trading volume approach, *Journal of Accounting Research*, Spring, 40-56.
- Bamber, L., 1987. Unexpected earnings, firm size, and trading volume around quarterly earnings announcements, *The Accounting Review*, 42, 510-532.
- Bamber, L., Barron, O. y T. Stober, 1999. Differential interpretations and trading volume, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 34, 369-386.
- Bamber, L. y Y. Cheon, 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, 67-92.
- Boehmer, E., Musumeci, J. y A. Poulsen, 1991. Event-study methodology under conditions of event-induced variance, *Journal of Financial Economics* 30, 253-272.

- Brown, P., Foster, G. y E. Noreen, 1985. Security analyst multi-year earnings forecasts and the capital market, American Accounting Association, Sarasota.
- Cheon, Y., Christensen, T. Y. L. Bamber, 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, 1073-1113.
- Choi, J. Y. C. Choe, 1998. Explanatory factors for trading volume responses to annual earnings announcements: Evidence from the Korean stock market, *Pacific-Basic Finance Journal* 6, 193-212.
- Chung, D. y J. Lee, 1998. Ownership structure and trading volume reaction to earnings announcements: evidence from Japan, *Pacific-Basin Finance Journal* 6, 45-60.
- Corrado, C., 1989. A nonparametric test for abnormal security-price performance in event studies, *Journal of Financial Economics* 23, 385-395.
- Corrado, C. y T. Zivney, 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, 465-478.
- Das, S., Levine, C. y K. Sivuramakrishnan, 1998. Earnings predictability and bias in analysts' earnings forecasts, *The Accounting Review* 73, 277-294.
- Dontoh, A. y J. Ronen, 1993. Information content of accounting announcements, *The Accounting Review* 68, 857-869.
- Elsharkawy, A. y N. Garrod, 1996. The impact of investor sophistication on price responses to earnings news, *Journal of Business Finance and Accounting* 23, 221-235.
- Emanuel, D., 1984. The information content of sign and size of earnings announcements: New Zealand evidence, *Accounting and Finance*, November, 25-43.
- Francis, J., D. Philbrick y C. Schipper, 1994. Shareholder litigation and corporate disclosures, *Journal of Accounting Research*, 32, 137-165.
- Gajewski, J., 1999. Earnings announcements, asymmetric information, trades and quotes, *European Financial Management* 5, 411-423.
- Gajewski, J. y B. Quéré, 2001. The information content of earnings and turnover announcements in France, *European Accounting Review* 10, 679-704.
- Grant, E., 1980. Market implications of differential amounts of interim information, *Journal of Accounting Research* 18, 255-268.
- Graham, J., C.R. Harvey y S. Rajgopal, 2004. The economics implications of corporate financial reporting, *Journal of Financial Economics* (www.ssrn.com).
- Hew, D., L. Skerratt, N. Strong. y M. Walker, 1996. Post-earnings announcement drift: some preliminary evidence for the UK, *Accounting and Business Research* 26, 283-293.
- Holthausen, R. y R. Verrecchia, 1990. The effect of informativeness and consensus on price and volume behaviour, *The Accounting Review* 65, 191-208.
- Kallunki, J., 1996. Stock returns and earnings announcements in Finland, *The European Accounting Review* 5, 199-216.
- Kandel, E. y M. Pearson, 1995. Differential Interpretation of Information and Trade in Speculative markets, *Journal of Political Economy* 103, 831-872.
- Karpoff, J., 1986. A theory of trading volume, *Journal of Finance* 41, 1060-1088.
- Karpoff, J., 1987. The relation between price changes and trading volume, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 22, 109-126.
- Kim, O. y R. Verrecchia, 1991a. Trading volume and price reactions to public announcements, *Journal of Accounting Research* 29, 302-321.
- Kim, O. y R. Verrecchia, 1991b. Market research to anticipated announcements, *Journal of Financial Economics* 30, 273-309.

- Kim, O. y R. Verrecchia, 1994. Market liquidity and volume around earnings announcements, *Journal of Accounting and Economics* 17, 41-67.
- Kim, O. y R. Verrecchia, 1997. Pre-announcement and event-period private information, *Journal of Accounting and Economics* 24, 395-419.
- Kothari, S.P., 2001. Capital Market Research in Accounting, *Journal of Accounting and Economics*, 31, 105-231.
- Kross, W., G. Ha, y F. Heflin, 1994. A test of risk clientele effects via an examination of trading volume response to earnings announcements, *Journal of Accounting and Economics* 18, 67-88.
- Kross, W. y M. Kim, 2000. Differences between market responses to earnings announcements in the 1990s v. 1960s, Working paper (Purdue University and University of Missouri-Columbia).
- Larrán, M. y W. Rees, 1999. Propiedades de los pronósticos de beneficios realizados por los analistas financieros: una aplicación al caso español, *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 28, 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. y E. Maydew, 2002. Has the information content of quarterly earnings announcements declined in the past three decades?, *Journal of Accounting Research* 40, 797-808.
- Lin, Y., 2001. Risk clientele and predisclosure information asymmetry effects of accounting earnings announcements, *Proceedings of the National Science Council (ROC)*, 11, 1-15.
- Morse, D., 1981. Price and trading volume reaction surrounding earnings announcements: A closer examination, *Journal of Accounting Research* 19, 374-383.
- Mutjaba, M., 2001. Do errors in expectations explain the cross-section of stock returns?, Working Paper (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, 3-19
- Pope, P. y G. Inyangete, 1992. Differential information, the variability of UK stock returns and earnings announcements, *Journal of Business Finance and Accounting* 19, 603-623.
- Potter, G., 1992. Accounting earnings announcements institutional investor concentration and common stock returns, *Journal of Accounting Research* 30, 146-155.
- Shevlin, T. y D. Shores, 1993. Firm size, security returns, and unexpected earnings: The anomalous signed-size effect, *Contemporary Accounting Research* 10, 1-30.
- Skinner, D., 1994. Why firms voluntarily disclose bad news? *Journal of Accounting Research*, 32, 38-61.
- Skinner, D.J. y R.G. Sloan, 2000. Earnings surprises, growth expectations and stock returns, Working Paper (University of Michigan).
- Tkac, P., 1999. A trading volume benchmark: theory and evidence, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 34, 89-114.
- Varian, H.R., 1985. Differences of opinion in financial markets, Working Paper (University of Michigan).
- Wang, J., 1994: A model of competitive stock trading volume, *The Journal of Political Economy* 102, 127-168.
- Watts, R. y J. Zimmerman, 1986. Englewood Cliffs, *Positive Accounting Theory*, Prentice Hall, New Jersey.
- Zarraga, A., 1998. Análisis de causalidad entre rendimientos y volumen, *Investigaciones Económicas* 22, 45-67.
- Ziebart, D., 1990. The association between consensus of beliefs and trading activity surrounding earnings announcements, *The Accounting Review* 65, 477-488.