

REVISIÓN DE EXPECTATIVAS EN LAS PRESENTACIONES DE EMPRESA ANTE LOS ANALISTAS FINANCIEROS*

J. Carlos Gómez Sala, Ana Gil y Francisco Poveda**

WP-EC 2002-19

Correspondencia a: J. Carlos Gómez Sala. Universidad de Alicante, Departamento Economía Financiera, Técnicas de Mercado y Publicidad. Campus San Vicente. 03690 Alicante. Tel.: 96 590 93 09, Fax: 96 590 36 21, E-mail: gsala@ua.es.

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

Primera Edición Agosto 2002

Depósito Legal: V-3097-2002

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

* Agradecemos a José Luis Sánchez-Fernández Valderrama, Secretario General del Instituto Español de de Analistas Financieros y al Institutional Brokers Estimate System, I/B/E/S, los datos facilitados para la realización de este estudio.

** Departamento de Economía Financiera y Contabilidad, Universidad de Alicante.

REVISIÓN DE EXPECTATIVAS EN LAS PRESENTACIONES DE EMPRESA ANTE LOS ANALISTAS FINANCIEROS

J. Carlos Gómez Sala, Ana Gil y Francisco Poveda

RESUMEN

En este trabajo se analiza la reacción del mercado y de los analistas de inversión en una muestra de 156 presentaciones de empresa organizadas por el Instituto Español de Analistas Financieros en el periodo 1994-2000. El efecto precio se ha estimado con tres especificaciones distintas del modelo de mercado: MCO, GARCH(1,1) y no paramétrica, combinados con distintos estadísticos de contraste. Se han detectado rentabilidades positivas anormalmente significativas el día de la reunión y el siguiente. La estimación no paramétrica del modelo de mercado es la que mejor capta el efecto precio producido por las presentaciones. El movimiento de los precios se asocia a volúmenes de negociación excepcionalmente elevados en los mismos días, que no van acompañados de un aumento paralelo en el tamaño medio diario de las transacciones realizadas. Los analistas financieros corrigen anormalmente al alza sus predicciones de beneficios por acción desde el mes anterior a la reunión hasta tres meses después de la misma. Las revisiones contemporánea y posterior, podrían deberse a la información obtenida en la propia reunión y al retardo con que los analistas suelen actualizar sus predicciones, respectivamente. No existen indicios de que la reacción del mercado esté relacionada con correcciones en la valoración de las acciones, el nivel de riesgo, o el nivel previo de información aproximado por el tamaño.

Palabras clave: revelación voluntaria, analistas de inversión

Clasificación JEL: G14, M41

ABSTRACT

This study examines the reactions of the Spanish capital market and financial analysts to CEO presentations organized by the Spanish Society of Financial Analysts. The sample contains 156 presentations that took place during the period 1994-2000. To estimate the effect of these meetings -on stock prices we use three different specifications of the market model: ordinary least squares (OLS), GARCH (1,1) and non-parametric models, combined with several test statistics. The results show significantly positive abnormal returns on the presentation date and on the day following it. The non-parametric estimation of the market model seems to be the best specification for detecting price response to presentations. The stock price movement is associated with exceptionally high trading volumes on the presentation date and the day after, without any parallel increase in the daily average size of trades. Financial analysts revise their earnings per share forecasts upward beginning one month before the presentation date and ending three months later. We find no evidence that suggests that market's reaction is associated with either undervaluation, risk or the previous information level proxied by size.

Key words: Voluntary disclosure, security analysts, CEO presentations.

JEL Classification: G14, M41.

1. Introducción.

Las asociaciones profesionales de analistas de inversión de los mercados de valores más importantes del mundo y su equivalente en España, el Instituto Español de Analistas Financieros, organizan con regularidad encuentros restringidos de la alta dirección de las sociedades cotizadas con sus miembros. Las empresas utilizan estos actos con la intención de mejorar el flujo de información con el mercado, facilitar la valoración correcta de sus acciones, e influenciar las recomendaciones de los analistas y las decisiones de inversión de sus clientes. Al realizarlos soportan costes directos, por los gastos de preparación y realización del acto, y costes de oportunidad por el tiempo dedicado por el personal de la empresa.

Para los analistas es una actividad más del proceso de obtención de información, que les permite ampliar sus conocimientos sobre la empresa en cuestión, sin coste y con acceso simultáneo junto a toda la comunidad de profesionales especializados en análisis financiero. Estos encuentros les proporcionan la posibilidad de recibir información de distinto tipo y de más calidad que la que les llega mediante otras formas de revelación voluntaria (ruedas o notas de prensa, predicciones de beneficios realizadas por la dirección, etc.).

Las presentaciones se diferencian de otros encuentros públicos entre directivos y analistas financieros como las conferencias abiertas. En estas últimas, las decisiones de realizarla y de elegir la fecha de celebración, las toma la propia firma. En las presentaciones es la sociedad de analistas la que invita a la empresa emisora a participar, proponiéndole una fecha en el contexto de su calendario anual. A la empresa sólo le corresponde aceptar o rechazar la invitación en la fecha indicada. Estas diferencias marcan también los contenidos. Las conferencias suelen celebrarse inmediatamente después de un anuncio de beneficios o de un acontecimiento inusual, sirviendo para explicar los pormenores del mismo. Por sus características, las presentaciones no se suelen asociar a otros anuncios de la empresa y en su contenido predominan aspectos de tipo cualitativo.

La revelación selectiva de información en general, y las presentaciones a los analistas en particular, están siendo objeto de viva controversia en ámbitos profesionales y académicos. Los supervisores de los mercados de valores tienden a considerar las presentaciones como actos con contenido informativo, por lo que están promulgando

normas que obligan a los directivos a divulgar abiertamente toda información material que pueda afectar al precio de las acciones¹. Ante esta situación las empresas están optando por celebrar conferencias abiertas por distintos medios (videoconferencia, internet, etc.).

En ámbitos académicos existen dudas sobre la verdadera naturaleza de este tipo de actos. Por un lado, se consideran encuentros en los que los directivos divulgan, voluntaria o involuntariamente, información privada sobre las perspectivas futuras de las empresas. Por otro, hay quien opina que, dado su carácter de acontecimiento programado con antelación, es poco probable que los directivos con información privada favorable esperen meses antes de difundirla en el mercado. Su finalidad no sería emitir información adicional, sino ayudar a los analistas a entender la política general de la empresa y sus perspectivas futuras, permitiéndoles también apreciar la capacidad del equipo directivo. Se trataría así de dar a conocer aspectos cualitativos de la gestión difícilmente divulgables de manera no verbal, así como de ampliar y aclarar información previamente conocida.

La hipótesis del contenido informativo de las presentaciones se ha analizado básicamente de dos formas: examinando el comportamiento de los precios y la actividad de negociación de las acciones y estudiando las predicciones de los analistas alrededor de la fecha de presentación. La mayor parte de la investigación empírica previa ha detectado cambios significativos en el primero y segundo momentos de la distribución de rentabilidad de las acciones, así como volúmenes de negociación excepcionalmente elevados alrededor de las presentaciones. Unos autores consideran estos hallazgos un claro indicio de que estos encuentros tienen contenido informativo (Walmsley, Yadav y Rees, 1992; Fontowicz y García, 2000). Otros, sin embargo, consideran que no se pueden atribuir a la divulgación de nueva información, sino que son resultado de la formación de un estado de opinión sobre la situación de la empresa y sus perspectivas, creado en la presentación al confirmar, aclarar y profundizar el equipo directivo en información ya conocida por los inversores (Lane y Orgeron, 1992; Sundaran, Ogden y Walker, 1993; Francis, Hanna y Philbrick, 1997). Esta idea es

¹ La Security and Exchange Comision, SEC, por ejemplo, la ha equiparado prácticamente a la negociación de iniciados en la Regulation Fair Disclosure (S7-31-19,Reg FD, 23 Octubre del 2000). Esta norma obliga a los directivos a difundir públicamente cualquier revelación intencional o no de información material realizada en los encuentros con analistas. En España el proyecto de Ley Financiera recoge un tratamiento similar.

avalada por los directivos de las empresas que, en opinión manifestada mediante encuesta, consideran que las presentaciones no tienen contenido informativo (Marston, 1996).

El contenido informativo de las presentaciones se ha estudiado también examinando los cambios en la actividad de los analistas alrededor del encuentro. Si fueran acontecimientos diseñados con el único propósito de atraer la atención de los profesionales, sólo se debería observar un mayor número de analistas siguiendo la empresa con posterioridad al acto. Por el contrario, si en la misma se difunde información relevante, se deberían observar cambios de expectativas, plasmadas en revisiones de las predicciones de beneficios y de las recomendaciones realizadas por los analistas con posterioridad.

El objetivo de este trabajo consiste en aportar evidencia acerca de las decisiones de revelación selectiva de información, analizando las presentaciones realizadas por las empresas españolas ante un grupo escogido de participantes en el mercado. La primera parte se concentra en el impacto que dicha decisión tiene en el movimiento de los precios y la actividad de negociación de las acciones. En la segunda parte se examina el efecto sobre la actividad de los analistas financieros. En particular, en el número de analistas que siguen las empresas y en sus predicciones de beneficios por acción.

2. Las presentaciones ante analistas organizadas por el Instituto Español de Analistas Financieros.

Las presentaciones de las sociedades emisoras a los analistas son encuentros públicos y formales organizados por el Instituto Español de Analistas Financieros, IEAF, entre los directivos de las empresas cotizadas y los analistas de inversión. Su objetivo primordial consiste en facilitar los contactos entre los directivos de las empresas y la comunidad de inversores, representada por los profesionales del análisis financiero.

El Instituto organiza los encuentros asumiendo la iniciativa del proceso que conduce a su celebración. Invita a las empresas en función del interés de sus miembros²,

² No se utiliza ningún criterio explícito para seleccionar las empresas.

fija la fecha y la hora de común acuerdo con la firma, convoca con antelación el acto, anunciándolo públicamente por medios diferentes y organiza el desarrollo del mismo³. Las empresas, ante la invitación cursada por el IEAF, deciden voluntariamente si intervenir o no. Los encuentros se realizan normalmente a las 12:30 horas, de lunes a viernes y terminan antes de que finalice la sesión en el mercado. Las empresas suelen entregar documentación complementaria en el propio acto aunque, a veces, la envían por anticipado a los asistentes.

En general, el acto consiste en una exposición verbal de unos 30 ó 45 minutos, realizada por un alto responsable de la empresa, normalmente el director general, sobre distintos aspectos de interés en relación a su actividad presente y futura, seguida por un coloquio, en el que este se somete a las cuestiones suscitadas por los profesionales. La posibilidad de intervenir, finalizada la exposición de la dirección, permite a los asistentes incidir en su contenido, abordar diferentes cuestiones de su interés y formarse una idea de la capacidad del equipo directivo.

Como consecuencia de su configuración interactiva este tipo de reuniones facilitan el tratamiento de una gran variedad de temas: predicciones de beneficios, ventas, márgenes, segmentos de negocio, desarrollo de nuevos productos, previsiones a corto plazo, proyecciones a largo plazo, etc. Pero, sobre todo, al tratarse de una exposición oral, permite difundir información cualitativa, difícil de trasladar de otra manera como política general, estrategias, etc.

3. Muestra y datos

La población de presentaciones está formada por los 392 encuentros con analistas organizados por el Instituto Español de Analistas Financieros en el periodo 1994-2000. A fin de aislar cualquier posible efecto de las presentaciones sobre los precios y la actividad de negociación en el proceso de muestreo se han aplicado los siguientes filtros. En primer lugar se han eliminado las presentaciones realizadas por empresas no cotizadas en el mercado continuo de la bolsa española en el momento de su realización (sociedades extranjeras, empresas españolas con motivo de su introducción a

³ La prensa económica no suele recoger el anuncio de las presentaciones. A veces, da cuenta de su presentación el día posterior a la misma.

bolsa, etc.). Este criterio ha producido la eliminación de 39 presentaciones. En segundo lugar se ha exigido una separación temporal mínima de seis meses entre dos presentaciones consecutivas de la misma empresa, a fin de evitar los problemas estadísticos derivados del solapamiento de los periodos en la estimación de los modelos de expectativas. Este filtro ha provocado la separación de 51 observaciones. Tercero, se han eliminado las acciones con datos de mercado incompletos en los 156 días que rodean a la presentación y las empresas sin predicciones mensuales de beneficios por acción para el año en curso, o con un número insuficiente de las mismas en la base de datos I/B/E/S. La aplicación de este filtro ha dejado fuera 61 presentaciones. Finalmente se han tenido en cuenta los acontecimientos contemporáneos en la misma empresa con efecto demostrado sobre el comportamiento de los precios (splits, dividendos, ampliaciones de capital, beneficios, fusiones, etc.) lo que ha llevado a suprimir 85 presentaciones. La muestra final está formada por 156 presentaciones. La tabla 1 resume el proceso de muestreo con los criterios arriba mencionados. En la última fila se exhibe la distribución temporal en frecuencia anual de la muestra de contraste. El número medio de presentaciones por año es de 22.29 para todo el periodo muestral.

Tabla 1: Procedimiento de muestreo: muestra de contraste

	<u>Año Presentación</u>							<i>Total</i>
	<i>1994</i>	<i>1995</i>	<i>1996</i>	<i>1997</i>	<i>1998</i>	<i>1999</i>	<i>2000</i>	
Presentaciones organizadas por IEAF	36	51	52	65	57	66	65	392
No cotizar en el mercado continuo	4	6	5	1	2	8	13	39
Solapamiento periodo muestral	8	11	10	16	0	2	4	51
Datos no disponibles	3	6	8	16	12	11	5	61
Acontecimientos contemporáneos	6	10	10	12	21	10	16	85
Presentaciones eliminadas	(21)	(33)	(33)	(45)	(35)	(31)	(38)	(236)
Muestra de contraste	15	18	19	20	22	35	27	156

Las presentaciones de la muestra final han sido realizadas por 71 empresas diferentes. En promedio se han efectuado 2.2 encuentros por empresa. Ninguna firma ha realizado presentaciones en los siete años del periodo muestral. Treinta de ellas, el 42.2% de la muestra, han celebrado una sola presentación y sesenta (aproximadamente el 85%), han realizado de una a tres. Sólo once empresas han participado con más de tres encuentros. Por tanto, no se puede decir que las firmas españolas utilicen las presentaciones ante analistas como un mecanismo habitual de comunicación con el

mercado⁴. Sin embargo, la regularidad es mayor que en el mercado americano, donde Francis et al. (1997) han detectado que el 73% de las empresas realizaron una sola presentación en un periodo de siete años.

La distribución mensual, semanal y sectorial de las presentaciones se recoge en la tabla 2. En el panel A se observa una fuerte concentración de las conferencias en el primer semestre del año. Entre Enero y Junio se realizan el 74% de los encuentros. Dentro del primer semestre, los meses de Marzo, Abril y Mayo centralizan más de la mitad de los actos celebrados, exactamente el 58%. En el panel B se aprecia que las presentaciones se suelen celebrar fundamentalmente en Martes, Miércoles o Jueves. Estos tres días concentran aproximadamente el 78% de los actos celebrados. Por tanto, parece poco probable que nuestros resultados se vean afectados por el comportamiento estacional de los rendimientos de las acciones en Enero y Lunes, detectado en la evidencia empírica previa.

En el panel C se describe la distribución por industrias de la muestra utilizando la clasificación de la Sociedad de Bolsas. Cuatro sectores agrupan más del 40% de las presentaciones realizadas. Resalta el elevado número de actos realizados por empresas de industrias fuertemente reguladas como la de energía eléctrica 14.7%, seguros, 11.5% y banca, 7.1%. Sectores en los que, en principio, cabría esperar pocos incentivos a la realización de este tipo de encuentros, dado que el problema de asimetría de información debería ser relativamente menos severo.

Sólo en 30 casos de la población inicial se anunciaron beneficios en un intervalo de cinco días previo a la presentación, por lo que es poco plausible que la dirección utilice estos actos para explicar estos eventos como ocurre en las conferencias abiertas.

En el trabajo se han utilizado los siguientes datos de mercado de frecuencia diaria procedentes del Servicio de Interconexión de las Bolsas Españolas, SIBE: precios de cierre, volumen en valor efectivo negociado y número de negociaciones de las acciones incluidas en la muestra final. La rentabilidad diaria se ha calculado como el logaritmo del cociente de dos precios consecutivos, teniendo en cuenta dividendos, ampliaciones de capital y splits. Como rentabilidad del mercado se ha utilizado la rentabilidad del índice Ibex35. Se han utilizado también datos de las predicciones

⁴ No obstante, los filtros aplicados en el proceso de muestreo garantizan que las presentaciones de la muestra final no se asocian a hechos o acontecimientos de carácter excepcional.

mensuales de beneficios por acción a un año y del número medio de analistas que realizan dichas predicciones cada mes, procedentes de la base de datos del Institutional Brokers Estimate System, I/B/E/S.

Tabla 2. Distribución temporal y sectorial de la muestra de presentaciones organizadas por el IEAF

Panel A: Distribución mensual												
Mes	1	2	3	4	5	6	7	9	10	11	12	
#	3	9	20	30	40	14	6	4	10	17	3	
(%)	2	6	13	19	26	9	4	3	6	11	2	
Panel B: Distribución semanal												
Día	L		M		X		J		V			
#	20		46		35		40		15			
(%)	13		29		22		26		10			
Panel C: Distribución Sectorial												
						#						(%)
Petróleo						4						2.6
Electricidad y Gas						23						14.7
Agua						6						3.8
Metálicas Básicas						8						5.1
Cemento y Materiales de Construcción						7						4.5
Industria Química						2						1.3
Transformación Productos Metálicos						5						3.2
Construcción Maquinaria y Mat. Elect.						3						1.9
Construcción Maquinaria Elevación						2						1.3
Alimentación, Bebida y Tabaco						8						5.1
Textil						3						1.9
Madera y Mueble						2						1.3
Papel y Artes Gráficas						4						2.6
Construcción						8						5.1
Comercio						16						10.3
Aparcamiento y Autopistas						3						1.9
Seguros						18						11.5
Bancos						11						7.1
Inmobiliarias						7						4.5
Sociedades de Cartera						6						3.8
Otros Servicios						5						3.2
Alta Tecnología						5						3.2

4. Efecto precio.

La mayoría de las investigaciones previamente realizadas han detectado cambios temporales en los precios de las acciones, que generan rentabilidades anormales significativamente positivas alrededor de las presentaciones a los analistas financieros. En contra de lo esperado en un acontecimiento de fecha conocida con antelación donde, teóricamente, el desencadenante del efecto debería ser la información divulgada en el transcurso del acto, se han observado reacciones anticipadas en los encuentros organizados por la sociedad de analistas de la Bolsa de Nueva York, NYSSA⁵ (Regan, 1980; Lane y Orgeron, 1992; y Francis, Hanna y Philbrick, 1997). Se han detectado también efectos contemporáneos y posteriores sobre los precios tanto en Estados Unidos (Sudaram, Ogden y Walker, 1993; y Francis, Hanna y Philbrick, 1997), como en Francia (Fontowicz y García, 2000). Sin embargo, Byrd, Johnson y Johnson (1995) en una muestra de presentaciones organizadas por la NYSSA y Fleming (2001), analizando los encuentros abiertos realizados a iniciativa de las propias empresas en el mercado australiano, no han detectado rentabilidades anormales⁶.

4.1. Metodología

En esta sección se estudia si las presentaciones organizadas por el IEAF en el mercado de capitales español afectan a los precios de las acciones utilizando la metodología de acontecimientos. Esta metodología intenta captar las rentabilidades inesperadas o anormales de un determinado activo en un momento determinado del tiempo t , A_{it} , como la diferencia entre las rentabilidades observadas, R_{it} , y las esperadas en ausencia del acontecimiento en cuestión, $E(R_{it})$. Aunque existen distintas técnicas para estimar rentabilidades esperadas, los análisis competitivos previamente realizados por Cable y Holland (1999) entre otros, muestran una clara preferencia por el modelo de mercado. Para cada activo i , el modelo de mercado como proceso de generación de rendimientos se expresa mediante la siguiente ecuación,

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

⁵ New York Society of Security Analysts, NYSSA.

⁶ En el mercado australiano las empresas cotizadas pueden voluntariamente realizar una presentación abierta, después de comunicar un hecho relevante, para explicar los pormenores del mismo.

donde: R_{it} , es la rentabilidad realizada del activo, R_{mt} es la rentabilidad contemporánea del mercado y ε_{it} es la perturbación aleatoria.

Los $L_3 = 156$ datos diarios del periodo alrededor del acontecimiento se dividen en dos conjuntos disjuntos: el primero, denominado de estimación es anterior al propio suceso, tiene una duración de $L_1 = 145$ días, empezando en $T_0 = -150$ y terminando en $T_1 = -6$, de tiempo relativo al día de la presentación. En el segundo, denominado de acontecimiento, se produce el suceso y es el subperiodo en el que se calculan sus efectos en términos de rentabilidades anormales y se realizan los contrastes de hipótesis. El periodo de acontecimiento tiene una duración de $L_2 = 11$ días centrados el día de la presentación, desde $T_1 + 1 = -5$ hasta $T_2 = + 5$.

Los parámetros del modelo de mercado se obtienen estimando el modelo [1] con datos del periodo de estimación individualmente para cada activo. Los coeficientes estimados se utilizan para obtener los errores de predicción, que se usan como estimaciones de las rentabilidades anormales del activo i el día t del periodo de acontecimiento,

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

donde, A_{it} es la rentabilidad anormal del activo i en el día t inducida por el acontecimiento y $\hat{\alpha}_i$ y $\hat{\beta}_i$ son los coeficientes estimados utilizando el modelo de mercado como proceso de generación de rentabilidad⁷.

Las rentabilidades anormales de los activos se promedian en sección cruzada cada día del periodo de acontecimiento, obteniendo la rentabilidad anormal media diaria $\bar{A}_i = N^{-1} \sum_{i=1}^N A_{it}$. Las rentabilidades anormales medias acumuladas en intervalos de diferente duración, se calculan agregando temporalmente las rentabilidades anormales medias diarias desde el primer día del intervalo hasta el último $\bar{A}(a, b) = \sum_{t=a}^b \bar{A}_i$, donde $T_1 + 1 \leq a < b \leq T_2$.

La reacción del mercado al acontecimiento se examina contrastando la significatividad estadística de las rentabilidades anormales medias diarias y de las

⁷ Para $t \in$ (periodo de estimación) las A_{it} son perturbaciones del modelo de mercado y para $t \in$ (periodo de acontecimiento) son errores de predicción.

rentabilidades anormales medias acumuladas en una ventana dada: $H_0 : \bar{A}_t = 0$ y $H_0 : \bar{A}(a,b) = 0$. El rechazo de la hipótesis nula implica que la presentación tiene un efecto precio estadísticamente significativo.

4.2. Modelizaciones alternativas

El efecto valoración se va examinar utilizando procedimientos y modelizaciones alternativas, con el objetivo de tener en cuenta las características de los datos y los posibles problemas de especificación del proceso de generación de rentabilidad a que pueden dar lugar. La utilización de alternativas distintas permitirá también contrastar la robustez de los resultados. En primer lugar, se estima el modelo [1] por MCO, con inferencia basada en el supuesto de normalidad de las rentabilidades anormales calculadas con [2], en lo que en adelante llamaremos metodología estándar. A continuación, en el mismo punto, se examinan las hipótesis de normalidad y cambio en la varianza inducida por el acontecimiento y se calculan los estadísticos de contraste mediante procedimientos adaptados a estas dos situaciones. En segundo lugar, se estima el modelo [1] por máxima verosimilitud suponiendo errores normales GARCH, se obtienen las rentabilidades anormales utilizando [2], y se utiliza inferencia que incorpora la información del proceso estocástico de la varianza. Finalmente, se estima el modelo [1] por el método robusto de Theil y se realizan los contrastes con procedimientos adaptados a cambios en la varianza y no normalidad.

4.2.1 Estimación e inferencia MCO, contrastes de normalidad y heteroscedasticidad inducida por el acontecimiento

El método MCO supone que en [1] la perturbación está idéntica e independientemente distribuida como una normal, y que la varianza es constante entre el periodo de estimación y el periodo de acontecimiento. Con estos supuestos el método MCO proporciona estimadores asintóticamente eficientes y de mínima varianza en la clase de estimadores insesgados, las rentabilidades anormales así como la varianza del error de predicción estarán bien calculadas y las inferencias basadas en las mismas serán correctas.

Las rentabilidades anormales medias diarias calculadas estimando el modelo de mercado [1] por MCO se presentan en las columnas de la izquierda de la tabla 3. En la columna con encabezamiento t_1 se presenta el estadístico $t_1 = \sum_{i=1}^N A_{it} / \left(\sum_{i=1}^N \sigma_{\varepsilon_i}^2 \right)^{1/2}$, de

Brown y Warner (1985), basado en la varianza del error de predicción y utilizado para contrastar la hipótesis nula.

Tabla 3. Efecto Precio de las Presentaciones realizadas por los directivos de las empresas cotizadas ante los analistas de inversión.

En este cuadro día hace referencia a tiempo medido en días relativo a la fecha de presentación (día 0). \bar{A}_t es la rentabilidad anormal media diaria generada por las presentaciones en el día t , o la rentabilidad anormal media acumulada en el intervalo (a,b) del periodo de acontecimiento, expresada en tantos por ciento. El valor t_1 es el estadístico de Brown y Warner (1985) sigue una distribución t_{N-1} , t_2 es el estadístico del test de Boehmer et al. (1991), t_3 es el estadístico de Hilliard y Savickas (2000) y z el estadístico del test de los rangos de Corrado (1989). En la estimación GARCH(1,1) se ha utilizado el algoritmo de optimización no lineal de Berndt, Hall, Hall, y Hausman (1974) y se han obtenido errores estándar robustos a la no normalidad por el método QLS de Bollerslev y Woolridge (1992). *** = p-valor ≤ 0.01 , ** = p-valor ≤ 0.05 , * = p-valor ≤ 0.10

Día	Estimación MCO				Estimación GARCH(1,1)			Estimación robusta		
	\bar{A}_t (%)	t_1	t_2	z	\bar{A}_t (%)	t_3	z	\bar{A}_t (%)	t_2	z
-5	-0.02	-0.11	0.16	-0.12	0.02	-0.18	-0.12	0.06	0.53	0.00
-4	-0.09	-0.53	-0.75	-0.37	-0.05	-0.21	-0.42	-0.05	-0.30	-0.51
-3	-0.07	-0.42	-0.46	0.09	-0.01	0.09	0.24	-0.04	-0.12	0.09
-2	0.05	0.27	0.72	0.20	0.10	0.61	0.24	0.12	1.05	0.34
-1	-0.04	-0.21	-0.37	-0.08	0.01	-0.23	-0.03	0.03	0.09	0.08
0	0.23	1.29	1.80*	1.80*	0.28	2.09**	1.82*	0.29	2.33**	1.84**
1	0.26	1.50	1.95*	1.90*	0.30	1.67*	1.97**	0.33	2.48**	1.91**
2	0.00	0.00	0.31	0.23	0.05	0.45	0.18	0.10	0.98	0.03
3	0.12	0.68	0.21	-0.11	0.16	0.39	-0.17	0.21	1.02	0.00
4	-0.02	-0.12	0.19	-0.94	0.02	0.12	-1.01	0.05	0.60	-0.90
5	0.03	0.18	0.73	0.55	0.09	0.51	0.66	0.13	1.44	0.50
(-5,-1)	-0.18	-0.45	-0.29	-0.12	0.07	0.00	-0.04	0.12	0.55	0.00
(+1,+5)	0.39	1.00	1.52	0.73	0.62	1.48	0.73	0.82	2.90***	0.69
(0,+1)	0.49	1.97*	2.73***	2.61***	0.58	2.82***	2.68***	0.62	3.49***	2.66***

Se puede observar que ninguna de las rentabilidades anormales medias diarias es estadísticamente significativa a un nivel del 10% con el estadístico t_1 , y que sólo las rentabilidades anormales medias acumuladas de la ventana posterior de dos días (0,+1), de un 0.49%, es significativamente distinta de cero ($t_1 = 1.97$, $p = 0.02$).

No obstante, la inferencia tradicional es válida si los supuestos planteados en el método MCO no se cumplen. La no normalidad de las rentabilidades diarias y de las perturbaciones del modelo de mercado, puede llevar a que los estadísticos no sigan la

distribución asumida. Asimismo, si el acontecimiento induce cambios en la varianza, la inferencia sería incorrecta, independientemente del método de estimación utilizado y del tamaño muestral⁸.

Vamos a realizar a continuación un test de normalidad de los residuos del modelo de mercado [1] y un test de cambio de varianza, que nos indicarán la conveniencia de utilizar el test paramétrico de Boehmer, Musumeci y Poulsen (1991) y el no paramétrico de los rangos de Corrado (1989), adaptados para tener en cuenta la no normalidad y la heterocedasticidad inducida por el acontecimiento, respectivamente.

En primer lugar, el test de Jarque-Bera se utiliza para contrastar la hipótesis nula de que los residuos del modelo de mercado en el periodo de estimación siguen una distribución normal. La probabilidad marginal del estadístico de Jarque-Bera es inferior a 0.10 en 129 de los 156 activos. La media del coeficiente de curtosis para el conjunto de la muestra es de 9.66 y la del coeficiente de asimetría 0.29. La distribución de los residuos es leptocúrtica y asimétrica positiva. Por tanto, se rechaza la hipótesis nula de normalidad de los residuos del modelo de mercado estimado por MCO, con lo que está justificada la utilización del test no paramétrico de Corrado (1989).

En segundo lugar, dada la no normalidad de los residuos, para comprobar si las presentaciones provocan cambios en la varianza se utiliza el contraste no paramétrico propuesto por Walmsley, Yadav y Rees (1992). Este contraste parte de las rentabilidades anómalas normalizadas por la desviación estándar de los residuos en el periodo de estimación,

$$S_{it} = A_{it} / \sqrt{\frac{1}{L_1 - 1} \sum_{\tau=1}^T \left(A_{i\tau} - \frac{\sum_{\tau=1}^T A_{i\tau}}{L_1} \right)^2}$$

Las S_{it} de cada activo en el periodo de acontecimiento se ordenan de forma ascendente, y se les asigna el rango que ocupan en dicha serie, $K_{it} = \text{Rango}(S_{it})$, $t = 1, \dots, L_2$ de forma que si $S_{it} > S_{jt}$, implica que $K_{it} > K_{jt}$ en el día t , y $1 \leq K_{it} \leq L_2$. El estadístico divide la media de sección cruzada de las desviaciones de los rangos respecto a su valor medio esperado $(L_2+1)/2$, por su desviación estándar,

⁸ El error en no considerar el incremento de la varianza inducido por el acontecimiento llevaría a sobrevalorar la verdadera significatividad de las rentabilidades anormales medias.

$$z_{WYR,t} = \frac{N^{-1} \sum_{i=1}^N K_{it} - (L_2 + 1)/2}{\sqrt{Var(K_{it})/N}}$$

Bajo la hipótesis nula $z_{WYR,t}$ sigue una distribución normal unitaria.

Los resultados obtenidos con este test indican que las presentaciones incrementan la varianza de los residuos de forma significativa en dos días alrededor de la fecha del acontecimiento. El día de la presentación el valor del estadístico es de 1.79 con p-valor = 0.04, y el día siguiente $z_{WYR} = 1.87$ con p-valor = 0.03. Por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula de que la varianza no cambia del periodo de estimación al periodo de acontecimiento y está justificada la utilización del test de de Boehmer *et. al.* (1991). Este resultado esta en línea con los observados por Walmsley, Yadav y Rees (1992) en las presentaciones organizadas por la sociedad de analistas de inversión del Reino Unido.

En las columnas cuarta y quinta de la tabla 3 se recogen los estadísticos t_2 de Boehmer *et. al.* (1991) y z de Corrado (1989). Con estos tests las presentaciones realizadas ante los analistas de inversión tienen ahora un efecto significativo sobre el precio de las acciones en dos días del intervalo de acontecimiento. La rentabilidad anormal media diaria del día de la presentación es de 0,23%, y los estadísticos t_2 y z toman ambos valor 1.80 con p-valor 0.07. La rentabilidad anormal media del día siguiente al encuentro es también positiva de aproximadamente el 0,26%, y significativa con el test paramétrico ($t_2 = 1.95$, $p = 0.05$) y no paramétrico ($z = 1.90$, $p = 0.05$). Ninguna otra de las rentabilidades anormales medias diarias en el periodo que va desde cinco días antes hasta cinco días después de la presentación es significativamente distinta de cero. La rentabilidad anormal media acumulada en el intervalo de dos días (0,+1), es de 0.49%, fuertemente significativa con ambos contrastes. Las rentabilidades anormales acumuladas del resto de los intervalos son insignificantes.

La combinación de estimación MCO con contrastes que tienen en cuenta la no normalidad y la heterocedasticidad inducida por el acontecimiento, capta mejor las rentabilidades anormales generadas por las presentaciones que la metodología básica. Estos resultados permiten atribuir el movimiento de los precios a las presentaciones ante los analistas e indican, inicialmente, la importancia que el mercado concede a este tipo de mecanismos de revelación voluntaria de información.

4.2.2 Modelización GARCH

En el apartado anterior se ha contemplado la posibilidad de que no se cumplan los supuestos distribucionales planteados en el modelo de mercado y se ha propuesto una posible solución basada en la modificación de los estadísticos de contraste. Sin embargo, la no normalidad y la heteroscedasticidad afectan no sólo a la inferencia sino también a la estimación de los parámetros, por lo que se deben considerar especificaciones y métodos de estimación alternativos.

En concreto, si la perturbación del modelo de mercado es heterocedástica o no normal, la estimación incorrecta de los parámetros mediante MCO en el periodo de estimación, llevaría a una estimación incorrecta de las rentabilidades anormales diarias y de las rentabilidades anormales acumuladas en el periodo de acontecimiento, dado que la ecuación [2] no se cumple. Asimismo, la estimación incorrecta de los parámetros, junto a supuestos distribucionales inadecuados, llevaría a tests estadísticos incorrectos, invalidando cualquier inferencia.

Una primera modelización alternativa se apoya en la evidencia acerca de la existencia de asimetría, exceso de curtosis y heteroscedasticidad persistente en las series de rentabilidades diarias. La incidencia de estas características podría resultar en pérdida de eficiencia de los estimadores de los parámetros MCO, haciendo que las rentabilidades anormales estimadas con [2] en el apartado anterior no fueran correctas.

La aproximación GARCH permite tratar adecuadamente estas propiedades de los rendimientos diarios en el modelo de mercado, permitiendo que la varianza cambie como una función de las realizaciones pasadas del error y de la propia varianza. El modelo GARCH(p,q) se escribe como,

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{it} + h_{it}^{1/2} \eta_{it},$$

$$h_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{j=1}^p \alpha_{ij} \varepsilon_{i,t-j}^2 + \sum_{j=1}^q b_{ij} h_{i,t-j} \quad [3]$$

donde $\varepsilon_{it} = h_{it}^{1/2} \eta_{it}$, es la perturbación del modelo, $\eta_{it} \sim NID(0,1)$ es un proceso de ruido blanco gaussiano; h_{it} la varianza condicional, $h_{it} = E_{\tau-1}(\varepsilon_{it}^2)$, y $\varepsilon_{it} | \varepsilon_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t-2}, \dots \sim N(0, h_{it})$. El proceso de la varianza condicional especificado en la

segunda ecuación capta la heteroscedasticidad y tiene en cuenta el comportamiento leptocúrtico en la serie de rentabilidades diarias.

Akgiray (1989) ha detectado en el mercado norteamericano que un proceso GARCH(1,1) es el que presenta un mejor ajuste y una mayor seguridad de predicción en la serie de rentabilidad diaria de los activos. A la misma conclusión se ha llegado en el mercado español (Abad y Rubia, 2000, y Nicolau, 2001). Siguiendo esta evidencia la ecuación del modelo de mercado [1] se ha corregido por heteroscedasticidad mediante un GARCH(1,1).

En la parte central de la tabla 3 se presentan los resultados obtenidos al calcular las rentabilidades anormales utilizando el modelo [3] como estándar de rentabilidad normal, con $p = q = 1$. Para incorporar en los contrastes la información acerca del proceso de la volatilidad se presenta el estadístico t_3 de Hilliard y Savickas (2000). Este test es similar al de Boehmer et al. (1991) excepto en que las rentabilidades anormales se estandarizan por las estimaciones GARCH(1,1) de la varianza, $S_{it} = A_{it} / \sqrt{\hat{h}_{it}}$. El estadístico de contraste para las rentabilidades anormales medias diarias $t_3 = \bar{S}_t (N-1) / \sqrt{\sum_{i=1}^N (S_{it} - \bar{S}_t)^2}$, sigue una distribución t_{N-1} y donde $\bar{S}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N S_{it}$.

Se puede observar que las rentabilidades anormales son de magnitud superior a las obtenidas con la estimación MCO. Las presentaciones generan rentabilidades anormales medias positivas y estadísticamente significativas del 0.28%, el día de celebración, lo que permite rechazar la hipótesis nula con niveles marginales de significación inferiores al 4% con los test paramétrico e inferior al 7% con el no paramétrico. El día siguiente la rentabilidad anormal es del 0.30%, también estadísticamente significativa ($t_3 = 1.67$, $p = 0.09$ y $z = 1.97$, $p = 0.05$). El resto de las rentabilidades medias diarias de los once días que rodean el acto, son insignificantes independientemente de su signo. Las rentabilidades anormales medias acumuladas son significativas con los test paramétrico y no paramétrico sólo para el intervalo de dos días (0,+1) de cerca del 0.58% ($t_3 = 2.82$, $p = 0.00$ y $z = 2.68$ con $p = 0.00$).

La modelización GARCH(1,1) parece captar mejor que el modelo tradicional, y que el modelo tradicional combinado con los contrastes que tienen en cuenta la heteroscedasticidad inducida por el acontecimiento y la no normalidad, las rentabilidades extraordinarias generadas por las presentaciones ante los analistas financieros. Por tanto, el modelo básico podría estar imponiendo restricciones incorrectas al proceso de generación

de rendimientos, sesgando los parámetros y haciendo que los errores de predicción sean estimaciones incorrectas de las rentabilidades anormales.

4.2.3 Estimación robusta

La presencia de observaciones atípicas tiene un gran impacto en las estimaciones MCO del modelo de mercado y en el cálculo de las rentabilidades anormales. Por otra parte, a pesar de que los modelos GARCH tratan de captar la no normalidad de los datos, los residuos estandarizados de los modelos estimados teniendo en cuenta efectos GARCH, con frecuencia continúan presentando leptocurtosis (Bollerslev, Chou y Kroner, 1992).

Bajo no normalidad Talwar (1993) ha demostrado que los métodos de estimación robusta obtienen mejores resultados que MCO con varias distribuciones no normales (distribución t, estable simétrica, etc.) y que la estimación por máxima verosimilitud con errores GARCH(1,1). Atendiendo esta sugerencia vamos a estimar el modelo de mercado sin imponer ningún supuesto acerca de la distribución de las perturbaciones, utilizando el método de estimación robusta propuesto por Theil (1950). El proceso de estimación sigue los pasos siguientes: primero se ordenan los pares de observaciones (R_{it} , R_{mt}) del periodo de estimación de forma ascendente en R_{mt} . Segundo, se clasifican los pares en dos grupos en base a la mediana, excluyendo el par de observaciones correspondientes a la mediana si L_1 es impar. En tercer lugar se calcula la pendiente con los $L_1/2$ pares de datos de cada grupo,

$$\beta_{i,t,t+L_1/2} = \frac{R_{i,t+L_1/2} - R_{it}}{R_{m,t+L_1/2} - R_{mt}}$$

A continuación, se estima el coeficiente β_i como la mediana de las pendientes $\beta_{i,t,t+L_1/2}$. Finalmente, se calculan los valores del intercepto para todos los pares de datos y su mediana. Con este procedimiento los valores extremos caen al principio o al final del proceso de ordenación, de forma que utilizando la mediana se elimina la influencia potencial de las observaciones extremas en la estimación de los parámetros.

Las rentabilidades anormales calculadas con la estimación no paramétrica del modelo de mercado se presentan en las tres últimas columnas de la derecha de la tabla 3. De nuevo se puede apreciar que la rentabilidad anormal media diaria es positiva y estadísticamente significativa sólo en los días 0 y +1. El día de la presentación la

rentabilidad media anormal es del 0.29%, estadísticamente distinta de cero a un nivel del 2% con el test paramétrico y del 3% con el test no paramétrico. La rentabilidad anormal media del día +1 es de 0.33%, significativa con el test de Boehmer et. al. ($t_2=2.48$, $p = 0.01$) y con el de Corrado ($z = 1.91$, $p = 0.03$). Asimismo, son significativas las rentabilidades anormales medias acumuladas del intervalo de dos días (0,+1), con rentabilidad anormal media de 0.62% ($t_2 = 3.49$ y $z = 2.66$ ambos con $p = 0.00$), y de cinco días (+1,+5) de 0.82%, significativa sólo con el test paramétrico.

En conjunto, se ha encontrado evidencia de que las presentaciones de empresa ante los analistas financieros generan rentabilidades anormales significativamente positivas el día en que el acto tiene lugar y el siguiente. No existen indicios de anticipación en el movimiento de los precios. El efecto generado es temporal, dado que las rentabilidades anormales acumuladas posteriores son prácticamente insignificantes. Estos resultados son consistentes tanto con el argumento de que en las presentaciones se transmite nueva información como con el de que sólo sirven para explicar e interpretar información previamente revelada. De otro lado, las tres especificaciones utilizadas llegan a resultados básicamente consistentes, aunque la modelización no paramétrica parece tener mayor capacidad para detectar rentabilidades anormales que las modelizaciones MCO y GARCH(1,1).

5. Efectos en la actividad de negociación

5.1. Efecto Volumen

En este apartado se analiza el efecto de las presentaciones en el volumen diario de negociación medido en valor efectivo. La literatura de microestructura asocia volumen de negociación elevado con llegada de información. Un incremento del volumen de negociación se asocia también con más ruido en la formación de precios; esto es, con una mayor presencia de inversores desinformados o con un mayor desacuerdo acerca de la información recibida, que provoca una respuesta heterogénea.

En el contexto de los encuentros con analistas se ha detectado, utilizando datos diarios, un incremento temporal del volumen alrededor del día de su realización (Lane y Orgeron, 1992; Francis *et al.*, 1997; y Fleming, 2001). Con datos de frecuencia intradiaria Frankel *et. al.* (1999) observan aumentos en el volumen en el caso de las

conferencias abiertas, mientras que Brooks, Johnson y Su (1997), no hallaron cambios significativos.

Por otra parte, la literatura teórica relaciona el volumen de negociación de los activos con el volumen del mercado (Karpoff, 1985, y Admati y Pleiderer, 1988, entre otros) y la evidencia empírica previa ha detectado la existencia de una relación significativa entre ambas variables (Tkac, 1999). Por ello, resulta conveniente utilizar un modelo de mercado de volumen a fin de aislar el efecto producido por las presentaciones en el volumen de negociación de los títulos afectados. De esta forma, se corrige la tendencia general del conjunto del mercado y el volumen medio anormal asociado a características específicas de los activos pero no relacionado con el acontecimiento.

Ajinkya y Jain (1989) han documentado que la distribución empírica de los errores de predicción del modelo de mercado, basados en las variables de volumen originales, es asimétrica a la derecha y leptocúrtica. Para evitar este problema se toma la transformación logarítmica de las medidas de volumen originales para el activo i y para el mercado, $v_{it} = \text{Ln}(1+V_{it})$ y $v_{mt} = \text{Ln}(1+V_{mt})$. La distribución de los errores de predicción del modelo de mercado con las variables transformadas se aproximan a la normal, de forma que las inferencias basadas en los mismos resultan más apropiadas. Asimismo, estos autores han demostrado que los errores de predicción del modelo de mercado de volumen estimados por MCO están significativamente autocorrelacionados. Para tener en cuenta la estructura de correlación de los residuos se asume que siguen un proceso AR(1) de la forma siguiente,

$$v_{it} = \alpha_i + \beta_i v_{mt} + \varepsilon_{it}, \quad \text{y} \quad \varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + u_{it} \quad [4]$$

con $u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$. El modelo se estima por mínimos cuadrados generalizados, utilizando datos del periodo de estimación⁹. El volumen anormal del activo i en el día t del periodo de acontecimiento, VA_{it} , es el exceso del volumen observado sobre el estimado según el modelo (4),

$$VA_{it} = (v_{it} - \hat{\rho}_i v_{i,t-1}) - \left[\hat{\alpha}_i (1 - \hat{\rho}_i) + \hat{\beta}_i (v_{mt} - \hat{\rho}_i v_{m,t-1}) \right] \quad [5]$$

⁹ Se ha utilizado el procedimiento en dos etapas de Cochrane-Orcutt para incorporar la autocorrelación en la estimación de los parámetros.

donde los coeficientes son las estimaciones MCG de los parámetros del modelo del mercado de volumen.

El volumen anormal medio del día t es el promedio de sección cruzada de los VA_{it} , $VAM_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N VA_{it}$. Deshaciendo la transformación logarítmica se obtiene el incremento anormal diario de volumen ΔV . Los contrastes de significatividad del volumen anormal medio diario se realizan mediante el test de Brown y Warner (1985) y de Corrado (1989), descritos anteriormente.

Los resultados de la estimación con el modelo de mercado de volumen se presentan en las columnas de la izquierda de la tabla 4. Sólo el volumen anormal medio diario del día siguiente a la presentación es positivo del 19%, y estadísticamente significativo con los tests paramétrico ($t = 2.55$, $p = 0.01$) y no paramétrico ($z = 2.23$, $p = 0.03$). Los volúmenes anormales negativos dominan el intervalo que precede a la presentación, acumulando en cinco días un volumen un 24.76% inferior a lo normal, que es significativamente distinto de cero sólo con el test de Corrado.

Estos resultados vienen a demostrar que las presentaciones ante los analistas afectan a la actividad de negociación de las acciones medida por el volumen de negociación en valor efectivo. El efecto volumen parece básicamente concentrado el día siguiente a su celebración. Los cambios en el volumen podrían reflejar la reacción de los inversores a la difusión de nueva información. Alternativamente podría indicar también un aumento en las diferencias de interpretación que los agentes hacen de la información ofrecida en estos encuentros (Kandel y Pearson, 1995).

5.2. *Tamaño Medio de las Transacciones*

Las presentaciones se dirigen a un público restringido formado básicamente por analistas financieros. La difusión selectiva ante los analistas y de estos con sus propios clientes, podría proporcionar una ventaja temporal a algunos inversores. Si esto ocurriera, cabría esperar que el tamaño medio de las transacciones fuera mayor alrededor de la presentación. Frankel, Johson y Skinner (1999) han encontrado evidencia de que el tamaño medio de las transacciones aumenta cuando se realizan presentaciones restringidas, y Bushee, Matsumoto y Miller (2001), han detectado que el porcentaje de transacciones pequeñas es significativamente menor alrededor de las conferencias cerradas.

Tabla 4. Efecto Volumen de las Presentaciones realizadas por los directivos de las empresas cotizadas ante los analistas de inversión

En este cuadro día hace referencia a tiempo medido en días relativo a la fecha de presentación (día 0). $\Delta V(\%)$ es el volumen anormal expresado en tantos por ciento después de deshacer la transformación logarítmica aplicada en el modelo de mercado de volumen. El valor t es el estadístico del test de Brown y Warner (1985) y z el estadístico del test de los rangos de Corrado (1989). *** = p-valor ≤ 0.01 , ** = p-valor ≤ 0.05 , * = p-valor ≤ 0.10

Día	Efecto Volumen			Tamaño medio transacciones		
	$\Delta V(\%)$	t ₁	z	Media (%)	t ₁	z
-5	-4.88	-0.65	-1.33	3.59	0.29	-1.55
-4	-5.78	-0.78	-2.09**	-14.52	-1.17	-0.83
-3	-5.67	-0.76	-1.34	-12.28	-0.99	-0.52
-2	-11.02	-1.48	-2.61***	-13.13	-1.06	-2.18**
-1	2.59	0.35	-1.09	14.90	1.20	-0.05
0	2.57	0.35	1.11	-2.34	-0.19	1.54
1	19.00	2.55***	2.23**	-6.83	-0.55	2.12**
2	-0.24	-0.03	-0.52	-12.49	-1.01	-1.22
3	0.04	0.01	-0.59	7.24	0.58	-0.26
4	0.26	0.03	-0.26	-5.44	-0.44	-0.54
5	-19.19	-2.57***	-1.56	-13.38	-1.08	-1.22
(-5,-1)	-24.76	-1.49	-3.79***	-20.17	-0.73	-2.29**
(+1,+5)	-0.13	-0.01	-0.31	-30.99	-1.12	-0.50
(0,+1)	21.58	2.05**	2.36**	-9.17	-0.52	2.59***

El tamaño de la inversión aumenta con el nivel de información (Easley y O'Hara, 1987) y con la riqueza de los inversores (Lee y Radhakrishna, 2000), por lo que la variable tamaño medio de las transacciones, calculada dividiendo el valor efectivo negociado por el número de negociaciones diarias, se utiliza para realizar inferencias acerca del tipo de agente que negocia alrededor de las presentaciones: informado o desinformado e individual o institucional. Si los cambios en el volumen de negociación observados tuvieran su origen en grandes inversores, el tamaño medio de las negociaciones debería ser anormalmente elevado, a menos que estos fragmenten sus órdenes, lo que es poco probable por razones de costes de transacción.

El tamaño medio anormal del activo i en el periodo t, se calcula como el cociente entre el tamaño medio diario observado y su valor medio en un intervalo de 90 días del periodo de estimación, a lo que se le resta la unidad. $TMA_{it} = (TM_{it} / \bar{TM}_i) - 1$. El tamaño medio anormal de cada día del periodo de acontecimiento TAM_{it} , es la media de sección cruzada de las TMA_{it} .

Los resultados se presentan en las columnas de la derecha de la tabla 4. El tamaño medio de las transacciones aumenta un 14.9% el día anterior a la presentación y un 7.24% cinco días después, aunque no se puede rechazar la hipótesis nula con los dos tests utilizados. El resto de los días se observa una reducción estadísticamente insignificante en esta variable.

Con los datos utilizados, por tanto, no parece que las presentaciones faciliten sólo a los grandes inversores la posibilidad de negociar con la información divulgada durante el acto, por lo que no se puede decir que estén colocando en situación de desventaja a ningún grupo de inversores en particular. Esto podría indicar que los analistas canalizan eficientemente la información entre los inversores, facilitando el proceso de formación de precios.

6. Reacción de los Analistas Financieros a las Presentaciones

En esta sección se analiza la respuesta de los analistas a las presentaciones. En primer lugar se examina si estos encuentros atraen la atención de los expertos, incrementando el número medio de analistas que realizan predicciones de beneficios en torno a los mismos. En segundo lugar, se estudia si en las presentaciones se divulga información, analizando las revisiones mensuales en las predicciones a un año de los beneficios por acción realizadas por los analistas alrededor de estas reuniones.

La muestra utilizada en este apartado difiere de la empleada en las secciones anteriores. Se han excluido las 27 presentaciones realizadas el año 2000, de las que no se dispone de suficientes datos en la base I/B/E/S. La muestra de contraste utilizada es de 129 presentaciones.

6.1. *Cambio en el número de analistas que siguen la empresa*

Los contactos directos con los analistas financieros externos, reducen el coste de adquisición de información, lo que podría aumentar el número de analistas que siguen la empresa. En este sentido, la evidencia previa ha detectado que las presentaciones producen un incremento significativo en el número de analistas siguiendo las empresas que realizan presentaciones (Byrd, Johnson y Johnson, 1995, y Francis, Hanna y Philbrick, 1997).

De cada una de las firmas de la muestra se ha tomado cada mes el número medio de analistas que realizan predicciones en un periodo de dos años anterior a la presentación (-24,-1), y en otro intervalo de igual duración post-presentación (0,+23). En el panel A de la tabla 5 se presenta la media de sección cruzada del número medio de analistas que siguen las firmas alrededor de estos encuentros. El número medio aumenta de 19.60 a un valor de 20.31, después de la presentación, aunque el aumento no es estadísticamente significativo.

No obstante, la comparación del número de analistas en el periodo previo y posterior podría verse afectada por la existencia de una tendencia alcista en el nivel medio de seguimiento de los analistas, tal y como se aprecia en la Figura 1, lo que podría confundir el verdadero efecto de las presentaciones. Para controlar la tendencia vamos a estimar el seguimiento anormal de los analistas utilizando la modelización propuesta por Francis, Hanna y Philbrick (1997), mediante la siguiente regresión de serie temporal:

$$NA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 T_{it} + \alpha_2 POST_{it} + \alpha_3 T_{it} \times POST_{it} + u_{it}$$

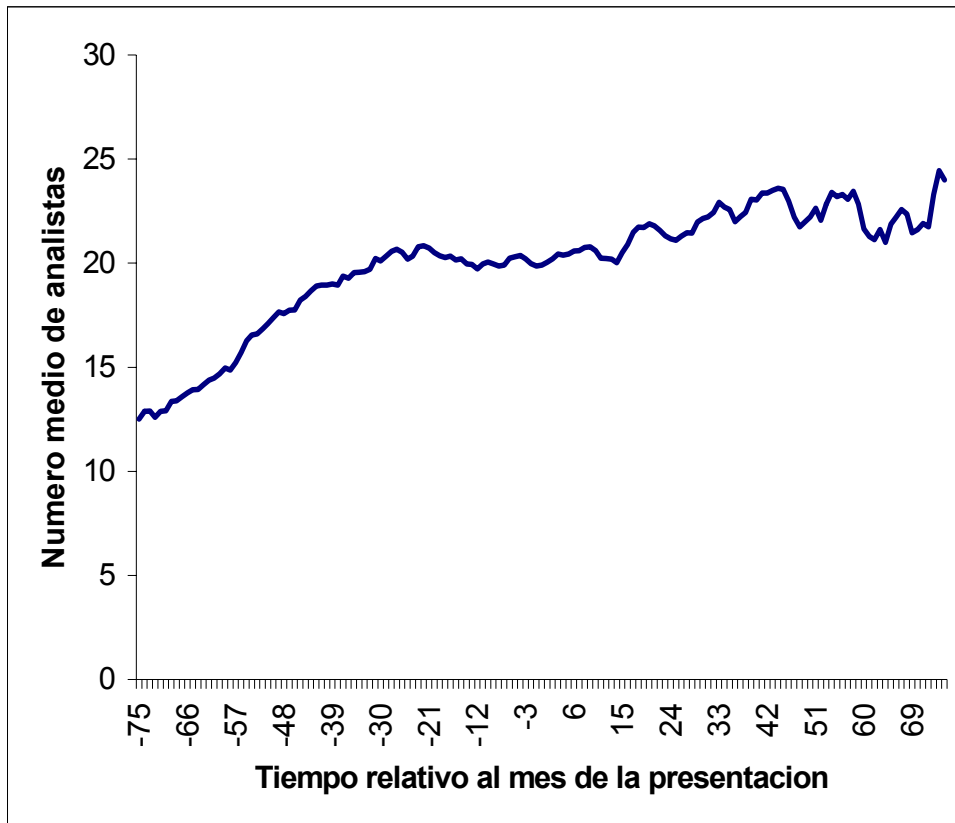
donde: NA_{it} es el número de analistas que realizan predicciones del beneficio por acción del año en curso de empresa i en el mes t ; T_{it} es el índice de la secuencia de intervalos mensuales de tiempo medido relativo a la presentación, -24, -7, ..., 0, ..., + 23; y $POST_{it}$ es una variable indicador que toma valor 1 si $T_{it} > -1$, y cero en caso contrario. Las presentaciones irán acompañadas de un incremento en el número de analistas si $\alpha_2 > 0$.

Francis, Hanna y Philbrick (1997) estiman el modelo anterior por MCO, considerando que la variable dependiente es una variable continua que se distribuye como una normal en el intervalo que va de menos infinito a más infinito. Sin embargo, al no tener en cuenta la naturaleza de entero no negativo de la variable dependiente, el modelo econométrico anterior puede dar lugar a predicciones imposibles, resultando en estimaciones de los parámetros sesgadas/inconsistentes y en inferencias inválidas.

La variable número de analistas es un número entero no negativo, por lo que puede resultar más adecuado el modelo estadístico de Poisson con parámetro λ . Rock, Sedo y Willenborg (2001), han propuesto su utilización para analizar los determinantes en sección cruzada del nivel de seguimiento. Aquí vamos a utilizarlo en serie temporal donde el problema de sobredispersión en los datos es menos severo. En este modelo la media condicional de la variable dependiente es una función exponencial de las

variables explicativas y de los parámetros. Los parámetros se estiman utilizando máxima verosimilitud con distribución de Poisson.

Figura 1. Nivel medio de seguimiento de los analistas en tiempo relativo al mes de la presentación



Los coeficientes estimados, junto a sus estadísticos, se presentan en el panel B de la tabla 5. El valor positivo de 0.01 del coeficiente α_1 muestra la existencia de una tendencia positiva y significativa en el nivel medio de analistas ($t = 4.16$, $p=0.00$), que no tiene continuidad después de la presentación, como indica el valor negativo del coeficiente α_3 de -0.01 ($t = -3.94$, $p = 0.00$)¹⁰. La tendencia bajista posterior es similar

¹⁰ Debido a la exponenciación la interpretación de los coeficientes es diferente que en MCO. Un cambio unitario en el regresor j provoca un cambio proporcional α_j en el número de analistas.

en magnitud a la alcista anterior, dado que no se puede rechazar la hipótesis nula de que $\alpha_1 = -\alpha_3$ ($F = 0.0012$, $p=0.97$).

Tabla 5. Seguimiento de los Analistas alrededor de las presentaciones organizadas por el IEAF

En esta tabla el tiempo se mide en meses relativo al mes de la presentación. En el panel A, se contrasta la hipótesis nula de que la media del número de analistas que realizan predicciones de las empresas que realizan presentaciones en el periodo de 24 meses anterior al encuentro es igual a la media del periodo de 24 meses posterior. En el panel B se ofrecen los resultados de la regresión del número de analistas sobre una constante, una variable que refleja la tendencia anterior y otra que indica la tendencia posterior a la presentación en el número de analistas que siguen a la empresa. La estimación se realiza considerando que la variable dependiente es una variable que toma valores enteros no negativos y la perturbación sigue una distribución de Poisson. *** = p-valor ≤ 0.01 , ** = p-valor ≤ 0.05 , * = p-valor ≤ 0.10

$H_0 : \bar{N}A_{PRE} = \bar{N}A_{POST}$		$NA_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 T_{it} + \alpha_2 POST_{it} + \alpha_3 T_{it} \times POST_{it} + u_{it}$	
Media anterior (-24,-1)	19.60	α_0	2.89
Media posterior (+0,+23)	20.31		(49.49)***
test de diferencia de medias	-0.63	α_1	0.01
p-valor	0.53		(4.16)***
		α_2	-0.02
			(-1.29)
		α_3	-0.01
			(-3.94)***

Después de controlar la tendencia el nivel medio de analistas no aumenta, sino que disminuye después de la presentación. Concretamente, el coeficiente α_2 toma valor -0.02 , aunque no se puede rechazar la hipótesis nula de que su valor sea igual a cero.

En resumen, con los dos tests realizados, se rechaza que se produzca un aumento del número de analistas siguiendo las empresas que realizan presentaciones, de forma que se puede cuestionar que sean un simple mecanismo diseñado para atraer la atención de los especialistas financieros.

6.2. *Revisión de las predicciones de beneficios por acción*

Un acontecimiento tiene contenido informativo si provoca que los analistas revisan sus expectativas de flujos de tesorería futuros de la empresa. Actualizando sus propias predicciones podrían inducir a los inversores a cambiar sus expectativas de flujos de tesorería y el valor de la empresa. La evidencia previa, sin embargo, no ha detectado que los analistas reajustan sus predicciones de beneficios por acción después de las presentaciones (Lane y Orgedon, 1992).

Vamos a utilizar la revisión mensual de las predicciones de beneficios a un año como proxy del cambio de expectativas de los analistas acerca de los flujos de tesorería futuros de las empresas. Una revisión positiva (negativa) y significativa en la fecha del acontecimiento podría ser consistente con un cambio al alza (baja) de las expectativas del mercado acerca de los flujos de tesorería futuros.

En cada mes el cambio en la predicción de los beneficios por acción se calcula dividiendo la media de las predicciones del mes t por la media de las predicciones a un año en el mes $t-1$,

$$RP_{it} = (PBPA_{it} / PBPA_{it-1}) - 1, \quad [6]$$

donde RP_{it} es la revisión mensual del beneficio por acción, $PBPA_{it}$ es la predicción media del beneficio por acción a un año de la empresa i realizada en el mes t . Si las presentaciones tienen contenido informativo la media muestral de los cambios en las predicciones, RP_t tiene que ser significativamente distinta de cero.

Los resultados de este análisis se muestran en la parte izquierda de la tabla 6 bajo la denominación de revisiones no ajustadas. Se observa que los analistas, de forma sistemática, aumentan significativamente sus predicciones a un año de los beneficios por acción desde el mes anterior a la presentación hasta el mes posterior. Asimismo, se detecta un incremento de los beneficios por acción previstos al plazo de un año tres meses antes y después de la presentación.

Tabla 6. Revisión de las predicciones de beneficios a un año realizadas por los analistas alrededor de las presentaciones organizadas por el IEAF

En este cuadro la columna mes mide el tiempo relativo al mes de la presentación. Las columnas segunda y tercera, bajo el nombre de revisiones no ajustadas, presentan el promedio muestral de la media en las predicciones mensuales de beneficios a un año, calculado como $\overline{RP}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N RP_{it}$, donde $RP_{it} = (PBPA_{it} / PBPA_{it-1}) - 1$. Las columnas de la derecha denominadas revisiones ajustadas, muestran las revisiones anormales medias mensuales estimadas con el método de Ederington y Goh (1998), \overline{RPA}_t . Entre paréntesis aparece el estadístico t del contraste de la hipótesis nula de que la revisión media mensual es nula. *** = p-valor ≤ 0.01 , ** = p-valor ≤ 0.05 , * = p-valor ≤ 0.10

mes	Revisiones no ajustadas		Revisiones ajustadas	
	\overline{RP}_t (%)	t	\overline{RPA}_t (%)	t
-3	1.90	2.16**	2.75	2.97***
-2	1.33	0.91	2.28	1.46
-1	2.72	2.96***	3.92	4.15***
0	4.25	2.98***	5.79	3.40***
+1	2.33	1.97*	4.26	2.15**
+2	1.13	1.61	1.94	2.79**
+3	1.06	2.42**	2.19	4.58**

No obstante, la literatura empírica previa ha demostrado que las predicciones de beneficios son parcialmente predecibles, por lo que la ecuación [6] anterior podría no ser suficiente para medir el cambio de expectativas de los analistas (O'Brien, 1988; Larran y Rees, 1999). Concretamente, se ha documentado que las predicciones iniciales son sistemáticamente optimistas, de forma que la revisión media tiende a ser negativa, y que las revisiones tienden a estar serialmente correlacionadas. Así, las revisiones en las predicciones posteriores al evento se podrían atribuir tanto al propio acontecimiento como a patrones predecibles en la actualización de las predicciones. Para controlar estas dos tendencias es necesario obtener una medida de "sorpresa" en la revisión de las predicciones. Ederington y Goh (1998), han desarrollado una metodología para calcular revisiones anormales de las predicciones de los analistas restando la revisión esperada a la observada.

El método propuesto para ajustar las revisiones de beneficios, utiliza el siguiente modelo de retardos distribuidos,

$$RP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 RP_{i,t-1} + \alpha_2 RP_{i,t-2} + \alpha_3 RP_{i,t-3} + \alpha_4 RP_{i,t-4} + \alpha_5 RP_{i,t-5} + \alpha_6 RP_{i,t-6} + u_{it} \quad [7]$$

En este modelo, α_0 se interpreta como la revisión del BPA_{it} en ausencia de nueva información. Se espera que este coeficiente tome valores negativos, indicando revisiones a la baja de la predicción optimista inicial, tal y como predice O'Brien (1988). Los coeficientes asociados a las variables retardadas se predice que deben tener el mismo signo, de forma que una revisión debe ir seguida de otras del mismo sentido.

La ecuación [7] anterior se ha estimado por MCO utilizando datos del periodo 1994-1999, de una muestra aleatoria de 36 empresas no incluidas en la muestra. La media de los coeficientes estimados se utiliza para calcular la expectativa de revisión de las predicciones de la forma siguiente,

$$E(\widehat{RP}_{it}) = -0.01 + 0.05 RP_{i,t-1} + 0.07 RP_{i,t-2} + 0.04 RP_{i,t-3} - 0.07 RP_{i,t-4} - 0.02 RP_{i,t-5} + 0.01 RP_{i,t-6} \quad [8]$$

(-2.85) (1.60) (2.39) (1.51) (-3.52) (-0.84) (0.36)

La constante es negativa y significativa, indicando que las predicciones son optimistas y en promedio se revisan a la baja.

Los resultados obtenidos se muestran en la parte derecha de la tabla 6 bajo el nombre de rentabilidades ajustadas. Aunque las magnitudes cambian respecto a las revisiones no ajustadas de las predicciones de beneficios, los resultados a los que se llega son básicamente similares: los analistas revisan significativamente al alza sus predicciones de beneficios por acción desde el mes anterior a la presentación hasta el tercer mes posterior al acto. El incremento más fuerte se produce en el mismo mes de la presentación y su valor decrece después lentamente. Los analistas incrementan en promedio sus predicciones de beneficios en un 5.79% en el mes del encuentro y un 4.26% en el mes siguiente.

La actualización anticipada de las predicciones cuestiona que sea la información divulgada en el propio acto el desencadenante de la revisión. La revisión más pronunciada en el mes del encuentro podría registrar el efecto incremental de la información o de las aclaraciones recibidas por los analistas en la propia reunión. Esto es, los analistas podrían considerar que la celebración de la presentación es una buena noticia y que en el desarrollo del encuentro se divulga nueva información o se profundiza y aclara la previamente conocida, que es bien acogida por los analistas quienes, a su vez, revisan sus propias expectativas de beneficios por acción.

7. Factores Determinantes de las Rentabilidades Anormales

Los directivos que realizan las presentaciones podrían creer que el valor de mercado las acciones es inferior al calculado en base a sus expectativas privadas. De ser así, podrían aprovechar los encuentros para trasladar información a los analistas e inversores, provocando una revisión al alza en la valoración de los títulos. De esta forma la información revelada serviría para corregir el precio y la reacción del mercado sería mayor cuanto más infravalorada estuviera la empresa. Francis *et. al.* (1997) consideran esta posibilidad utilizando como proxies de valoración el ratio beneficios-precio, el ratio flujos de tesorería-precio y el ratio valor contable-valor de mercado.

La reacción del mercado podría estar relacionada también con otras variables distintas de la infravaloración como el nivel de riesgo de la empresa, la información revelada por otros medios y el nivel previo de información existente. La necesidad de aportar información adicional a lo largo del acto podría ser mayor en las firmas más arriesgadas, dado que cuanto mayor sea la incertidumbre de una empresa, más explicaciones tienen que ofrecer a los analistas sobre el efecto de los factores internos y externos en los resultados futuros. Fleming (2001) utiliza la cobertura de intereses como variable de riesgo. Para controlar por la información divulgada por otros medios, se considera la revisión anormal en las predicciones de beneficios por acción realizadas por los analistas alrededor del mes de la presentación, revisiones que se suponen conocidas por los inversores en el momento de la reunión. Asimismo, si en los encuentros se difunde información, la reacción debería ser más fuerte en aquellas empresas cuyo nivel de información previo a la presentación es menor. En la literatura se han utilizado distintas variables como proxy de la cantidad de información disponible por los inversores en el mercado. Una de ellas es el tamaño, medido como el logaritmo de la capitalización bursátil. Si las empresas pequeñas producen menos información que las grandes, la rentabilidad anormal generada en las presentaciones debería estar inversamente relacionada con esta variable.

La literatura empírica previa ha detectado que las rentabilidades anormales están positivamente relacionadas con el grado de infravaloración (Francis *et. al.*, 1997), el nivel de riesgo y negativamente relacionadas con el tamaño (Fleming, 2001).

Para facilitar la comparabilidad de resultados con los obtenidos en trabajos previamente realizados, vamos a realizar una regresión de sección cruzada con las rentabilidades anormales acumuladas sobre una serie de regresores que aproximan el

nivel de infravaloración, el grado de incertidumbre, el nivel inicial de información y la información divulgada por otros medios alrededor de la presentación,

$$CAR_i(0,+1) = \gamma_0 + \gamma_1 EPR_i + \gamma_2 BTM_i + \gamma_3 COB_i + \gamma_4 RABPA_i + \gamma_5 \log S_i + u_i \quad [9]$$

donde $CAR_i(0,+1)$ es la rentabilidad anómala acumulada en el intervalo de dos días $(0,+1)$, EP_i es el ratio beneficios/precio por acción, BTM_i es el ratio valor contable/valor de mercado y COB_i es el ratio de cobertura de intereses. El valor de las tres últimas variables se ha calculado al final del año anterior a la presentación. Como variables de control se han utilizado la revisión anormal de los beneficios por acción entre el mes anterior y el del encuentro, $RABPA_i$ y $\log S_i$ es el logaritmo del tamaño medido por la capitalización bursátil. La estimación se realiza en sección cruzada por MCO con errores estándar consistentes a la existencia de heteroscedasticidad. Primero se regresa la variable dependiente sobre la constante y cada una de las variables exógenas. Segundo, la variable dependiente se regresa sobre la constante y todas las variables independientes conjuntamente.

Los resultados de la estimación se presentan en la tabla 7. La primera columna se refiere a la variable independiente. El resto de las columnas muestran los coeficientes estimados y los estadísticos t correspondientes. Se observa que no existe una relación significativa entre las rentabilidades anormales y las variables representativas de infravaloración en ninguno de los modelos estimados. La reacción del precio tampoco está significativamente relacionada con el nivel de riesgo de la empresa medido por la cobertura de intereses, ni con la variable que aproxima el nivel de información de las firmas. La relación más fuerte se da entre las rentabilidades anómalas acumuladas y la revisión anormal de los beneficios por acción entre los meses -1 y 0 , aunque no es estadísticamente significativa (p -valor = 0.12 en el modelo 5). La asociación entre ambas variables es negativa indicando que la reacción de los precios es menor cuanto mayor es la información previamente divulgada. Por tanto, parece que los inversores tienden a incorporar la información de la revisión de las predicciones de beneficios.

Con la evidencia detectada en este apartado se rechaza que la respuesta de los precios esté asociada a una posible valoración incorrecta de las acciones de las empresas que realizan este tipo de actos.

Tabla 7. Determinantes de las Rentabilidades Anormales producidas por las Presentaciones

En esta tabla se ofrecen los resultados de la regresión siguiente, estimada por MCO con errores estándar robustos a la existencia de heteroscedasticidad, $CAR_i(0, +1) = \gamma_0 + \gamma_1 BTM_i + \gamma_2 EP_i + \gamma_3 COB_i + \gamma_4 RABPA_i + \gamma_5 \log S_i + u_i$ donde $CAR(0,+1)$ es la rentabilidad acumulada en el intervalo (0,+1), EP_i es el ratio beneficios/precio por acción, BTM_i es el ratio valor contable/valor de mercado y COB_i es el ratio de cobertura de intereses. El valor de estas variables se ha calculado al final del año anterior a la presentación. Entre los regresores se utilizan como variables de control la revisión anormal de los beneficios por acción entre el mes anterior y el del encuentro, $RABPA_i$, y $\log S_i$ es la variable tamaño, medida por el logaritmo de la capitalización bursátil. 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 .

Modelo	C	BTM	EP	COB	RABPA(-1,0)	LnS	R ²	F
1	0.0032 (0.89)	0.0021 (0.46)					0.00	
2	0.0007 (0.16)		0.0434 (0.89)				0.01	
3	0.0044 (1.85)*			0.0000 (-0.03)			0.00	
4	0.0059 (2.44)**				-0.0148 (-1.47)		0.02	
5	-0.0124 (-0.66)					0.0014 (0.89)	0.01	
6	-0.0149 (-0.70)	0.0025 (0.50)	0.0257 (0.49)	0.0000 (0.02)	-0.0119 (-1.12)	0.0014 (0.83)	0.03	0.63

8. Conclusiones

En este trabajo se ha analizado la reacción del mercado y de los analistas de inversión a las presentaciones organizadas por el Instituto Español de Analistas Financieros, en una muestra de 156 presentaciones realizadas en el periodo 1994-2000.

Se ha detectado que los precios de las acciones experimentan subidas anormalmente significativas el día de la reunión y el siguiente. No existen indicios de revisión anticipada en los precios de los títulos. En el análisis del efecto precio se han utilizado distintas especificaciones del modelo de rendimientos esperados y de los estadísticos de contraste. Se ha comprobado que la especificación incorrecta del modelo puede llevar a la estimación inexacta de los parámetros y a inferencias erróneas. La

modelización no paramétrica es la que mejor capta las rentabilidades anormales generadas por las presentaciones.

El movimiento de los precios va seguido de volúmenes de negociación excepcionalmente elevados el día posterior al encuentro, aunque, en principio, no parece que vayan acompañados de un aumento paralelo en el tamaño medio diario de las transacciones realizadas. El comportamiento del tamaño medio de las negociaciones podría indicar que las presentaciones no colocan en situación de desventaja a ningún grupo de inversores en particular.

Por otro lado, estos encuentros no parecen atraer la atención de un mayor número de analistas. No obstante, estos profesionales revisan anormalmente al alza sus predicciones de beneficios por acción desde el mes anterior a la reunión, mes en el que ya conocen que la empresa ha aceptado realizar la presentación y la fecha de la misma, hasta tres meses después. La magnitud de la revisión es más fuerte en el mes de la presentación y su valor decrece en los dos meses siguientes. La reacción anticipada de los analistas podría señalar que estos valoran la aceptación de la empresa para participar en los encuentros programados. La revisión en el mes de la presentación podría responder a la información obtenida en la propia reunión. La de los meses posteriores se debería al retardo con que los analistas suelen actualizar sus predicciones.

No existen indicios de que la reacción de los precios esté relacionada con correcciones de valoración, con el riesgo de la empresa o con el nivel previo de información aproximado por el tamaño. La reacción positiva del mercado es más fuerte, aunque no significativa, en las empresas donde la revisión anormal de las predicciones de beneficios por acción es menor. Con estos resultados se descarta la revelación de nueva información como detonante del efecto precio.

En conjunto la evidencia obtenida muestra que parece poco probable que los directivos utilicen las presentaciones con el objetivo de corregir una posible valoración incorrecta de las acciones y, por tanto, es consistente con que la reacción del mercado no se debe a que en las presentaciones se divulgue información que induzca a los inversores a actualizar sus expectativas sobre flujos de tesorería futuros. En estos encuentros los analistas reciben explicaciones y aclaraciones de información conocida que posteriormente transmiten al conjunto de su clientela. El volumen anormal detectado podría reflejar diferencias de opinión entre los inversores sobre las explicaciones recibidas. Asimismo, no parece que existan inversores informados negociando alrededor de las presentaciones. Sin embargo, los analistas revisan

anticipadamente sus predicciones considerando una buena señal el anuncio de la presentación.

Referencias Bibliográficas

- Abad, D., y Rubia, A., 1999, "Evaluation of the fixing trading system in the Spanish Market", working paper EC 99-17, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- Admati, A.R., y Pfleiderer, P., 1988, "A Theory of Intraday Trading Patterns: Volume and Price Variability", *Review of Financial Studies* 1, pp. 3-40.
- Ajinkya, B., y Jain, P., 1989, "The Behavior of Daily Stock Market Trading Volume", *Journal of Accounting and Economics* 11, pp. 331-359.
- Akgiray, V. (1989), "Conditional heteroscedasticity in time series of stock returns: Evidence and forecasts", *Journal of Business* 65, pp. 55-80.
- Berndt, E., Hall, B., Hall, R. y Hausman, J. (1974): "Estimation and inference in non linear structural models", *Annals of Economic and Social Measurement* 4, pp. 653-665.
- Boehmer, E., Musumeci, J., y Poulsen, A. (1991), "Event-study methodology under condition of event-induced variance", *Journal of Financial Economics* 30, pp. 253-272.
- Bollerslev, T. , Chou, R., y Kroner, K.,(1992), "ARCH modeling in Finance", *Journal of Econometrics* 52, pp. 5-59.
- Bollerslev, T., y Wooldridge, J. (1992): "Quasi-Maximum Likelihood estimation and inference in dynamic models with time-varying covariances", *Econometric Review* 11, pp. 143-172.
- Brooks, R., Johnson, M., y Su, T. (1997), "CEO presentations to financial analysts: much ado about nothing?", *Financial Practice and Education*, Invierno-Primavera, pp. 19-29.
- Brown, S., y Warner, J. (1985), "Using daily stock returns: The case of event studies", *Journal of Financial Economics* 14, pp. 3-31.
- Bushee, B., y Matsumoto, D., y Miler, G., 2001, Open versus closed conference calls: The determinants and effects of broadening access to disclosure, SSRN working paper.
- Byrd, J., Johnson, M., y Johnson, M., 1995, "Investors relations and the cost of capital, working paper, University of Michigan".
- Cable, J., y Holland, K. (1999), "Modelling normal returns in event studies: a model selection approach and pilot study", *European Journal of Finance* 5, pp. 331-341.
- Corrado, C., (1989), "A non parametric test for abnormal security price performance in event studies", *Journal of Financial Economics* 23, pp. 385-395.
- Dombrow, J., Rodriguez, M. y Sirmans, C. (2000), "A complete nonparametric event study approach", *Review of Quantitative Finance and Accounting* 14, pp. 361-380.

- Easley, D., y O'Hara, M. (1987), "Price, trade size, and information in securities markets", *Journal of Financial Economics* 19, pp. 69-90.
- Ederington, L., y Goh, J., 1998, "Bond rating agencies and stock analysts: Who know what when?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*,
- Fleming, G. (2001), "Fair disclosure and open market briefings: Evidence from the Australian Stock Exchange", SSRN working paper.
- Fontowicz, L. y García, M. (2000), "L'impact informationnel des reunions d'information de la SFAF", *Analyse Financiere* 121, Enero, pp. 47-61.
- Francis, J., Hanna, J., y Philbrick D. (1997), "Management communications with securities analysts", *Journal of Accounting and Economics* 24, pp.363-394.
- Frankel R., Johnson M., y Skinner, D. (1999), "An empirical examination of conference calls as a voluntary disclosure medium", *Journal of Accounting Research* 37(1), pp.133-150.
- Hilliard, J., y Savickas, R., (2000), "On stochastic volatility and more powerful parametric tests of event effects on unsystematic returns", SSRN working paper.
- Kandel, E., y Pearson, N., 1995, "Differential interpretation of public signals and trade in speculative markets", *Journal of Political Economy* 103, pp. 831-872.
- Karpoff, J.M., 1985, "A Theory of Trading Volume", *Journal of Finance* 41, 1069-1087.
- Lane, W., y Orgeron, S., (1992), "Market reactions to corporate presentations to the New York Society of Security Analysts", *International Review of Financial Management* 1(1), pp. 211-224.
- Larran, M., y Rees, W., 1999, "Propiedades de los pronósticos de beneficios realizados por los analistas financieros: una aplicación al caso español", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*,
- Lee, C., Radhakrishna, B., 2000, "Inferring Investor Behavior: Evidence from TORQ data", *Journal of Financial Markets* 3, pp. 83-111.
- Marston, C., 1996, *Investor Relations: Meeting the analysts*, The Institute of Chartered Accountants of Scotland, Edimburgo.
- Nicolau, J.L. (2001), "Parametric and nonparametric approaches to event studies: An application to hotel's market value", Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, WP-AD 2001-08.
- O'Brien, P.,(1988), "Analysts' forecasts as earnings expectations", *Journal of Accounting and Economics* 10, pp. 53-83.
- Regan, P., 1980, "The effect of Society Presentations on stock prices", *Financial Analysis Journal* , Mayo/Junio.

- Rock, S., Sedo, S., y Willenborg, M., (2001), "Analysts following and count-data econometrics", *Journal of Accounting and Economics* 30, pp. 251-373.
- Sundaram, S., Ogden, W., y Walker, M., (1993), "Wealth effects of Corporate presentations on stock prices", *Financial Analysis Journal* 49(2), March/April, pp. 88-89.
- Talwar, H. (1993), "A rank simulation study of some nonparametric regression estimators", *Computational Statistics and Data Analysis* 15, pp. 309-327.
- Theil, H. (1950), "A rank invariant method of linear and polynomial regression analysis", *Nederl. Akad. Wektensch Proc.* 53, pp. 1897-1912.
- Tkac, P., 1999, "A Trading Volume Benchmark: Theory and Evidence", *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 34, pp. 89-114.
- Walmsley, T., Yadav, P., y Rees, W. (1992), " The information content of the company meeting programme of the society of investment analysts:1985-1990", *Journal of Business Finance and Accounting* 19, pp. 571-585.