

# REVISIÓN DE EXPECTATIVAS EN LAS PRESENTACIONES DE EMPRESA A LOS ANALISTAS FINANCIEROS\*

J. CARLOS GÓMEZ SALA  
*Universidad de Alicante*

ANA GIL ÁLVAREZ  
*Universidad de Alicante*

En este trabajo se analiza la reacción del mercado y de los analistas de inversión en una muestra de 137 presentaciones de empresa organizadas por el Instituto Español de Analistas Financieros en el periodo 1994-2000. El efecto precio se ha estimado con dos especificaciones distintas del modelo de mercado: MCO y GARCH(1,1), combinadas con distintos estadísticos de contraste. Se han detectado rentabilidades positivas anormalmente significativas el día de la reunión y el siguiente. La estimación GARCH(1,1) del modelo de mercado es la que mejor capta el efecto valoración 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. El número de analistas que cubren las empresas no aumenta, aunque éstos empiezan a corregir anormalmente al alza sus predicciones de beneficios por acción antes de la reunión, en un proceso que continúa hasta tres meses después de la misma. La reacción del mercado está relacionada con divergencias de opinión entre los inversores, sin que existan indicios de que esté asociada con correcciones en la valoración de las acciones o el nivel previo de información aproximado por el tamaño.

*Palabras clave:* revelación voluntaria, analistas de inversión, presentaciones de empresa.

*Clasificación JEL:* G14, M41.

**L**as 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 participan en estos actos con la intención de mejorar el

---

(\*) Agradecemos a J. Luis Sánchez-Fernández Valderrama, Secretario General del Instituto Español de Analistas Financieros y al *Institutional Brokers Estimate System, I/B/E/S*, los datos facilitados

flujo de información con el mercado, facilitar la valoración correcta de sus acciones, guiar las predicciones de los analistas e influenciar sus recomendaciones y las decisiones de inversión de sus clientes. Al realizarlos soportan costes directos por los gastos de preparación y realización del evento, 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 sociedad 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, posiblemente, de calidad superior a la procedente de otras formas de revelación voluntaria (ruedas o notas de prensa, pronósticos de resultados realizados por la propia dirección, etc.). Los analistas utilizan la información obtenida para mejorar sus predicciones de beneficios y aconsejar a sus clientes, antes de que la información sea conocida por el resto del público, otorgándoles una ventaja temporal de duración muy corta, ya que todos los participantes en el mercado tienen rápidamente acceso a la información diseminada.

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 compañía 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 asocian a sucesos no recurrentes 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 restringidas 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 acciones<sup>1</sup>. Ante esta situación las empresas están optando por celebrar conferencias abiertas por distintos medios (videoconferencia, internet, etc.)<sup>2</sup>.

---

para la realización de este estudio. El primer autor ha recibido ayuda financiera de la Dirección General de Investigación del Ministerio de Ciencia y Tecnología a través del proyecto BEC2002-03797. Una versión preliminar de este trabajo ha sido editada como documento de trabajo del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, IVIE.

(1) La *Security and Exchange Commission*, SEC, en la *Regulation Fair Disclosure* (S7-31-19, Reg FD, 23 Octubre de 2000), obliga a los directivos a difundir públicamente cualquier revelación intencional o no de información material realizada en los encuentros con analistas.

(2) En España las presentaciones de empresa organizadas por el Instituto Español de Analistas Financieros son restringidas en el sentido de que se accede a las mismas mediante invitación, pero se pueden considerar abiertas porque asiste la prensa económica.

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. Se trataría más bien de dar a conocer aspectos cualitativos de la gestión difícilmente divulgables de manera no verbal, así como de ampliar y aclarar información previamente conocida.

En cualquier caso, la revelación selectiva de información que se podría producir en las presentaciones difícilmente se puede considerar información privilegiada. Esta última implica que un ejecutivo, o personas allegadas al mismo, obtienen beneficios personales negociando con información privada a la que acceden por razones de empleo directo o indirecto. En las presentaciones, ni los ejecutivos que revelan la información, ni los analistas que la reciben, obtienen beneficios personales. Tampoco son responsables de que, en su caso, otros agentes los puedan obtener.

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 primer 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 (1999), 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 avalada por los ejecutivos de las sociedades que, en opinión manifestada mediante encuesta, consideran que las presentaciones no tienen nueva información [Marston (1996)].

El posible 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 ellos 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.

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. A diferencia de la literatura empírica previa, se analiza la posibilidad de que el mo-

vimiento observado de los precios se produzca como consecuencia de la divergencia de opinión de los inversores a la hora de interpretar la información cualitativa a la que tienen acceso en los encuentros con los directivos. Los resultados obtenidos avalan esta conjetura, al detectarse una relación positiva y significativa entre las rentabilidades anormales generadas alrededor de la presentación y el volumen inesperado de negociación, no explicado por el movimiento de las cotizaciones.

En lo que sigue el trabajo se organiza de la siguiente forma. En la sección siguiente se resume el proceso que conduce a la celebración de los encuentros. La muestra y los datos utilizados se presentan en el segundo epígrafe. En el apartado tercero se examina el efecto precio utilizando distintas alternativas. El apartado cuarto estudia su impacto sobre el volumen de negociación y el tamaño medio de las transacciones. La respuesta de los analistas financieros es objeto de examen en la sección quinta. En la sección sexta se estudian los factores determinantes del efecto valoración y, finalmente, se resumen las principales conclusiones.

## 1. LAS PRESENTACIONES ANTE ANALISTAS ORGANIZADAS POR EL INSTITUTO ESPAÑOL DE ANALISTAS FINANCIEROS

Las presentaciones de sociedades emisoras 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 ejecutivos 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 miembros<sup>3</sup>, 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 mismo<sup>4</sup>. 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 compañías suelen entregar documentación complementaria en el propio acto aunque, a veces, la envían por anticipado a los profesionales invitados.

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

La configuración interactiva de este tipo de reuniones facilita el tratamiento de una gran variedad de cuestiones: predicciones de beneficios, ventas, márgenes,

---

(3) No se utiliza ningún criterio explícito para seleccionar las empresas.

(4) La prensa económica no suele recoger el anuncio de las presentaciones. A veces, da cuenta de su realización el día posterior a la misma.

segmentos de negocio, desarrollo de nuevos productos, previsiones a corto plazo, proyecciones a largo plazo, etc. Pero, sobre todo, al tratarse de una exposición básicamente oral, permite difundir y aclarar información cualitativa (política general, estrategias, etc.), difícil de trasladar de otra manera.

## 2. 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 los actos realizados 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 bolsa, etc.). En segundo lugar se ha exigido una separación temporal mínima de seis meses entre dos encuentros consecutivos 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. Tercero, se han eliminado las acciones con datos de mercado incompletos en los 161 días que rodean a la presentación y las empresas sin predicciones mensuales de beneficios por acción, o con un número insuficiente de las mismas en la base de datos I/B/E/S. 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, anuncios de beneficios, fusiones, etc.), ocurridos en un mes alrededor del encuentro. Como resultado, la muestra final está formada por 137 presentaciones. El cuadro 1 resume el proceso de muestreo con los crite-

Cuadro 1: PROCEDIMIENTO DE MUESTREO. MUESTRA DE CONTRASTE

Año	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	Total
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	10	13	14	12	21	16	18	104
Presentaciones eliminadas	(25)	(36)	(37)	(45)	(35)	(37)	(40)	(255)
Muestra de contraste	11	15	15	20	22	29	25	137

rios 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 19,57 para todo el periodo muestral.

La distribución mensual, semanal y sectorial de las presentaciones se recoge en el cuadro 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 73,7% 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 56,2%. En el panel B se aprecia que las presentaciones se suelen celebrar fundamentalmente en Martes, Miércoles o Jueves. Estos tres días concentran aproximadamente el 77,4% 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 Bolsa de Madrid. Cuatro sectores agrupan más del 40% de las presentaciones realizadas, siendo la industria de metales la que mayor frecuencia registra con un 11,6%. Resalta el elevado número de actos realizados por empresas de industrias fuertemente reguladas como la de energía eléctrica y banca, ambas con un 10,9%, y seguros, 8%. 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.

En las columnas de la derecha del panel C se puede comprobar que las presentaciones de la muestra final han sido realizadas por 66 sociedades diferentes. En promedio se han efectuado 2,1 encuentros por empresa. Ninguna firma ha realizado presentaciones en los siete años del periodo muestral. Treinta y una de ellas, el 47% de la muestra, han celebrado una sola reunión y cincuenta y siete (más del 85%), han realizado de una a tres. Sólo nueve 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 mercado. 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.

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 usado la del índice Ibex35. Se han utilizado también datos de las predicciones mensuales de beneficios por acción a un año y del número medio de analistas que realizan dichos pronósticos cada mes, procedentes de la base de datos del *Institutional Brokers Estimate System, I/B/E/S*.

Cuadro 2: DISTRIBUCIÓN TEMPORAL Y SECTORIAL DE LA MUESTRA DE PRESENTACIONES

Panel A: Distribución mensual												
Mes	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
#	2,19	6,57	13,14	21,17	21,90	8,76	2,92	5,84	2,92	5,84	12,41	2,19
(%)												
Panel B: Distribución semanal												
Día	L	M	X	J	V							
#	19	41	30	35	12							
(%)	13,87	29,93	21,90	25,55	8,76							
Panel C: Distribución Sectorial												
	Presentaciones		Empresas									
	#	(%)	#	(%)								
Fabricación y Mont. Bienes Equipo	3	2,19	2	3,03								
Metales de Construcción	3	2,19	3	4,55								
Metales	16	11,68	5	7,58								
Papel, Madera y Químicas	6	4,38	3	4,55								
Alimentación	7	5,11	5	7,58								
Comercio Minorista	10	7,30	3	4,55								
				Media								
				1,5								
				1,0								
				3,2								
				2,0								
				1,4								
				3,3								

Cuadro 2: DISTRIBUCIÓN TEMPORAL Y SECTORIAL DE LA MUESTRA DE PRESENTACIONES (continuación)

	Presentaciones		Empresas		Media
	#	(%)	#	(%)	
Otros Bienes de Consumo	1	0,73	1	1,52	1,0
Textil, Vestido y Calzado	6	4,38	4	6,06	1,5
Electrónica y Software	2	1,46	1	1,52	2,0
Construcción	8	5,84	3	4,55	2,7
Electricidad	15	10,95	8	12,12	1,9
Petróleo, Gas y otras	9	6,57	3	4,55	3,0
Banca	15	10,95	6	9,09	2,5
Cartera y Holding	1	0,73	1	1,52	1,0
Seguros	11	8,03	4	6,06	2,8
Autopistas y Aparcamiento	3	2,19	3	4,55	1,0
Inmobiliarias	6	4,38	5	7,58	1,2
Ocio, Turismo y Hostelería	6	4,38	3	4,55	2,0
Otros Servicios	9	6,57	3	4,55	3,0
Total	137	100	66	100	2,1



### 3. 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, NYSSA<sup>5</sup> [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 anormales<sup>6</sup>.

#### 3.1. 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 sigue un procedimiento en tres pasos: elección del modelo de rentabilidad, estimación de las rentabilidades inesperadas o anormales generadas por el acontecimiento y evaluación de su significatividad estadística.

El tiempo en este análisis se mide relativo al acontecimiento (día 0) y el periodo temporal elegido, con una extensión de  $L_3 = 161$  días, se divide en dos conjuntos disjuntos: el primero, denominado de estimación, es anterior al propio suceso y tiene una duración de  $L_1 = 140$  días, empezando en  $T_0 = -150$  y terminando en  $T_1 = -11$ , relativo al día de la presentación. En el segundo, denominado de acontecimiento, se produce el suceso, siendo 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  $L_2 = 21$  días, centrados el día de la presentación, desde  $T_1 + 1 = -10$  hasta  $T_2 = +10$ .

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  $\varepsilon_{it}$  es la perturbación aleatoria. El modelo se estima con datos del periodo de estimación individualmente para cada activo.

En el segundo paso del procedimiento se estiman las rentabilidades inesperadas o anormales de un determinado activo en un momento del tiempo  $t$ ,  $A_{it}$ , como la diferencia entre las rentabilidades observadas,  $R_{it}$ , y las esperadas en ausencia del acontecimiento en cuestión  $E(R_{it})$ . Esto es, los errores de predicción, que se usan como estimaciones de las rentabilidades anormales del activo  $i$  el día  $t$  del periodo de acontecimiento, se calculan utilizando los coeficientes estimados en el paso anterior de la siguiente forma:

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

donde  $\hat{\alpha}_i$  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  $\bar{A}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^N A_{it}$ . 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  $\bar{A}(a,b) = \sum_{t=a}^b \bar{A}_t$ , donde  $T_1 + 1 \leq a < b \leq T_2$ .

Finalmente, en el tercer paso del procedimiento, se contrasta la significatividad estadística de las rentabilidades anormales medias diarias  $H_0 : \bar{A}_t = 0$ , y de las rentabilidades anormales medias acumuladas en una ventana dada  $H_0 : \bar{A}(a,b) = 0$ . El rechazo de la hipótesis nula implica que la presentación tiene un efecto precio estadísticamente significativo.

### 3.2. Modelizaciones alternativas

El efecto valoración se va examinar utilizando procedimientos y modelizaciones diferentes, con el objetivo de tener en cuenta las características de los datos y los posibles problemas de especificación del proceso de generación de rentabilidad. 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 los supuestos de homocedasticidad y normalidad de las rentabilidades anormales calculadas con [2], en lo que en adelante llamaremos metodología estándar. En segundo lugar, se calculan los estadísticos de contraste mediante procedimientos adaptados a las situaciones de cambio en la varianza inducida por el acontecimiento y no normalidad. Finalmente, se estima el modelo [1] por máxima verosimilitud suponiendo errores condicionalmente heterocedásticos, se obtienen las rentabilidades anormales utilizando [2], y se utiliza inferencia que incorpora la información del proceso estocástico de la varianza.

#### 3.2.1. Estimación MCO e inferencia adaptada a la existencia de heteroscedasticidad inducida por el acontecimiento y la no normalidad

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 del cuadro 3. En la tercera columna se muestra el porcentaje de rentabilidades anormales positivas, y en la que tiene por encabezamiento  $t_1$  se presenta el estadístico de Brown y Warner (1985), basado en la varianza del error de predicción y utilizado para contrastar la hipótesis nula.

Se puede observar que en los veintidós días que rodean la presentación las rentabilidades anormales medias son mayoritariamente positivas, tomando los valores más altos el día de la presentación y el siguiente. Días éstos en los que la frecuencia de rentabilidades anormales positivas es del 54,7% y del 56,9%, respectivamente. No obstante, ninguna de las rentabilidades anormales medias diarias es estadísticamente significativa a un nivel del 10% con el estadístico  $t_1$ , y sólo el rendimiento anormal medio acumulado de la ventana posterior de dos días ( $0, + 1$ ), de un 0,54%, es significativamente distinto de cero ( $t_1 = 2,12$ ,  $p = 0,04$ ).

La inferencia tradicional aplicada, sin embargo, sólo sería válida si se cumplieran los supuestos planteados en el método MCO. Si el acontecimiento induce cambios en la varianza, la inferencia sería incorrecta, independientemente del método de estimación utilizado y del tamaño muestral. Asimismo, la no normalidad de las rentabilidades diarias, y de las perturbaciones del modelo de mercado, podría llevar a que los estadísticos se alejaran de la distribución asumida. Para prevenir estas posibilidades se utilizan dos tests adicionales: 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 heteroscedasticidad inducida por el acontecimiento y la no normalidad, respectivamente<sup>7</sup>.

En las columnas quinta y sexta del cuadro 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, el de la presentación y el siguiente. La rentabilidad anormal media del día del encuentro es de 0,28%, tomando los estadísticos  $t_2$  y  $z$  valores de 2,08 y 2,13 con  $p$ -valores de 0,04 y 0,03. La rentabilidad anormal media del día inmediatamente posterior es también positiva, de aproximadamente el 0,26%, y significativa con el test paramétrico ( $t_2 = 1,92$ ,  $p = 0,06$ ) y no paramétrico ( $z = 1,93$ ,  $p = 0,05$ ). Ninguna otra de las rentabilidades anormales medias diarias en el periodo que va desde diez días antes hasta diez días después de la presentación es significativamente distinta de cero. La rentabilidad anormal media acumulada en el intervalo de dos días

(7) Con el test de Jarque-Bera se rechaza la hipótesis nula de normalidad a un nivel del 5% en el 82,48% de los activos. La hipótesis nula de que las presentaciones no provocan cambios en la varianza se rechaza con el contraste no paramétrico propuesto por Walmsley, Yadav y Rees (1992).

(0,+1), es 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 las renta-

Cuadro 3: EFECTO PRECIO DE LAS PRESENTACIONES

Día	Estimación MCO					Estimación GARCH(1,1)			
	$\bar{A}_t$ (%)	% > 0	$t_1$	$t_2$	z	$\bar{A}_t$ (%)	% > 0	$t_3$	z
-10	0,12	55,5	0,67	1,10	1,41	0,15	56,9	1,51	1,35
-9	-0,17	43,1	-0,91	-0,32	-0,90	-0,13	44,5	-0,62	-0,95
-8	0,22	43,8	1,21	0,68	-0,32	0,25	46,7	0,23	-0,39
-7	0,09	48,2	0,49	0,74	0,21	0,11	46,0	0,20	0,02
-6	0,19	48,9	1,05	0,09	0,39	0,23	53,3	-0,08	0,46
-5	0,04	49,6	0,22	0,51	0,40	0,07	50,4	0,27	0,41
-4	-0,12	45,3	-0,66	-0,62	-0,47	-0,08	45,3	-0,18	-0,53
-3	0,05	52,6	0,27	0,75	1,19	0,11	54,0	1,44	1,45
-2	0,02	46,7	0,13	0,48	-0,02	0,06	48,2	0,28	0,02
-1	0,00	48,2	0,02	-0,03	0,27	0,04	50,4	0,12	0,22
0	0,28	54,7	1,53	2,08**	2,13***	0,31	56,2	2,17**	2,12**
1	0,26	56,9	1,46	1,92*	1,93**	0,30	59,9	1,99**	2,06**
2	-0,03	43,1	-0,14	0,14	0,02	0,02	45,3	0,03	0,04
3	0,16	48,2	0,86	0,59	0,16	0,20	49,6	0,69	0,16
4	0,02	38,0	0,13	0,69	-0,57	0,05	42,3	0,54	-0,64
5	0,05	49,6	0,29	0,74	0,79	0,11	50,4	0,55	0,89
6	0,03	48,9	0,16	0,22	-0,21	0,07	48,2	0,28	-0,23
7	-0,19	40,9	-1,07	-0,69	-1,09	-0,16	40,9	-0,63	-1,14
8	0,07	48,9	0,41	0,45	0,79	0,11	51,1	1,01	0,86
9	0,18	53,3	1,01	1,02	1,01	0,22	52,6	0,96	1,11
10	-0,05	46,7	-0,29	-0,53	-0,19	-0,02	48,2	0,02	-0,10
(-10,-1)	0,45	47,4	0,79	0,97	0,68	0,81	51,1	0,84	0,65
(+1,+10)	0,51	56,9	0,89	1,49	0,83	0,89	58,4	1,76*	0,95
(0,+1)	0,54	55,5	2,12**	2,86***	2,87***	0,61	57,7	2,96***	2,96***

Notas: Día hace referencia a tiempo medido en días relativo a la fecha de presentación (día 0).  $\bar{A}_t$  es la rentabilidad anormal media 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. % > 0 es el porcentaje de activos para los que la variable correspondiente toma valor positivo. 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 Marquardt y se han obtenido errores estándar robustos a la no normalidad por el método QML de Bollerslev y Woolridge (1992). \*\*\* = p-valor  $\leq$  0,01, \*\* = p-valor  $\leq$  0,05, \* = p-valor  $\leq$  0,10.

bilidades anormales generadas por las presentaciones mientras que la metodología estándar no lo hace. Esto significa que con la metodología estándar las presentaciones serían consideradas incorrectamente un acontecimiento neutral en términos de valoración, cuando en realidad afectan significativamente al precio de las acciones.

### 3.2.2. 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. En esta sección se analiza la corrección de las restricciones impuestas en el proceso de generación de rendimientos del modelo [1]. Restricciones que podrían hacer que los estimadores MCO estén sesgados y sean ineficientes, los residuos sean estimaciones erróneas de las rentabilidades anormales y los tests estén incorrectamente especificados.

Concretamente, vamos a analizar la posibilidad de que los errores del modelo de mercado sean condicionalmente heterocedásticos. Si éste fuera el caso, se generalizaría el modelo [1] anterior, permitiendo que la varianza de los residuos siga un proceso GARCH. De esta forma, el modelo de mercado generalizado con residuos GARCH se estimaría en el periodo de estimación, y se utilizaría después para predecir las rentabilidades anormales y las varianzas condicionales en el periodo de acontecimiento, en un proceso similar al utilizado por Brockett, Chen y Garret (1994) y Corhay y Tourani-Rad (1996).

Para contrastar la hipótesis nula de no heteroscedasticidad condicional en los residuos MCO del modelo de mercado se ha utilizado el procedimiento propuesto por Green (1997)<sup>8</sup>, regresando los residuos mínimo cuadráticos al cuadrado sobre los retardos de los mismos y una constante. Con las autocorrelaciones de los residuos al cuadrado y con el estadístico  $\chi_q^2 = TR^2$  del test LM de Engle, donde q es el número de retardos, T el número de observaciones y R<sup>2</sup> el coeficiente de determinación de la regresión anterior, se contrasta la hipótesis nula de ausencia de efectos GARCH hasta el q-ésimo retardo.

La hipótesis nula de no heteroscedasticidad condicional hasta el quinto retardo se rechaza con el test LM en el 31,39% de los casos a un nivel del 5%. A este mismo nivel de significación, utilizando los coeficientes de autocorrelación de la regresión anterior, la hipótesis nula de efectos GARCH con un retardo se rechaza el 39,42%, cayendo los porcentajes de rechazo para los retardos 2 a 5 por debajo del 15%. Por tanto, se puede considerar que los residuos MCO del modelo de mercado son condicionalmente heteroscedásticos y que las rentabilidades diarias de las acciones de la muestra se pueden describir adecuadamente con un modelo GARCH(1,1). Resultados que coinciden con los previamente obtenidos por Akgiray (1989) en el mercado norteamericano y por Abad y Rubia (2000) en el mercado español.

La heteroscedasticidad condicional afecta a la especificación de los contrastes anteriores, que no están diseñados para momentos condicionales de segundo orden que cambian en el tiempo. Por ello, se utiliza el test propuesto por Hilliard y Savic-

(8) Green, W. (1997), *Econometric Analysis*, 3ª edición, pág. 867.

kas (2000), que incorpora la información del proceso de volatilidad normalizando las rentabilidades anormales con la predicción de la desviación estándar condicional<sup>9</sup>.

En la parte derecha del cuadro 3 se presentan los resultados obtenidos al calcular las rentabilidades anormales utilizando el modelo de mercado con residuos GARCH(1,1) como estándar de rentabilidad normal, el porcentaje de rentabilidades anormales positivas, el estadístico  $t_3$  del test de Hilliard y Savickas (2000) y el no paramétrico de Corrado (1989).

Se puede observar que al generalizar el modelo de mercado 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 0,31%, el día de celebración, lo que permite rechazar la hipótesis nula con niveles marginales de significación inferiores al 5% con los test paramétrico y no paramétrico. El día siguiente la rentabilidad anormal es del 0,30%, también estadísticamente significativa ( $t_3 = 1,99$ ,  $p = 0,05$  y  $z = 2,06$ ,  $p = 0,04$ ). La frecuencia de rentabilidades anormales positivas estos dos días alcanza el 56,2% y el 59,9%, respectivamente. El resto de las rentabilidades medias diarias de los veintiún 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 0,61% ( $t_3 = 2,96$ ,  $p = 0,00$  y  $z = 2,96$  con  $p = 0,00$ ).

Por tanto, 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. Esto indica que 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.

En conjunto, se ha encontrado evidencia de que las presentaciones de empresa ante los analistas financieros generan rendimientos anormales significativamente positivos el día en que el acto tiene lugar y el siguiente. A diferencia de lo detectado en otros trabajos, no existen indicios de anticipación en el movimiento de los precios, y el efecto generado es temporal, dado que las rentabilidades anormales acumuladas posteriores son prácticamente insignificantes. Diferencias que podrían deberse al carácter de contactos cerrados de las presentaciones realizadas en EEUU y restringido pero abierto de las realizadas por el IEF.

Los resultados obtenidos permiten atribuir el movimiento de los precios a las presentaciones ante los analistas e indican, inicialmente, la importancia que el mercado concede a este mecanismo de revelación voluntaria de información. No obstante, inicialmente son consistentes tanto con el argumento de que en estos encuentros se transmite nueva información, como con el de que sólo sirven para explicar e interpretar información previamente revelada.

---

(9) Estos autores han demostrado que este test domina al de Boehmer *et al.* (1991), en términos de potencia.

#### 4. EFECTOS EN LA ACTIVIDAD DE NEGOCIACIÓN

##### 4.1. Efecto Volumen

En este apartado se analiza el efecto de las presentaciones en el volumen diario de negociación medido en valor efectivo. Estudios previos han 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.

La literatura financiera asocia los incrementos en el volumen de negociación con liquidez [Petersen y Fialkowski (1994)], llegada de información y con un mayor desacuerdo acerca de la información recibida [Chordia y Swaminathan (2000) y Garfinkel y Sokobin (2002)]. La utilización del volumen como *proxy* de divergencia de opinión entre inversores se apoya en la teoría que sugiere que la negociación ocurre cuando los inversores revisan sus creencias diferencialmente [Verrechia (1981)], y en la evidencia empírica que ha demostrado que los acontecimientos que pueden dar lugar a interpretaciones heterogéneas acerca del valor de la empresa, provocan incrementos en el volumen de negociación [Bamber (1987)].

Teniendo en cuenta que el acontecimiento puede afectar al volumen de negociación a través de un efecto información y a través de un efecto consenso [Holt-hausen y Verrechia (1990)] un *proxy* más adecuado de divergencia de opinión alrededor de un acontecimiento puede ser el volumen inesperado. Una forma de extraer el efecto consenso, controlando el efecto información sobre el volumen, consiste en calcular el volumen anormal atribuible a diferencias de opinión, utilizando una metodología similar al modelo de mercado en el que la variable dependiente es el volumen diario de negociación y las variables independientes el valor absoluto de la rentabilidad diaria y el volumen del mercado.

Con la primera variable se capta la información incluida en el volumen, adicional a la contenida en los datos de rentabilidad, y se apoya en la evidencia de Kandel y Pearson (1995), quienes detectan que el volumen por unidad de rentabilidad es mayor alrededor de un acontecimiento. Se utiliza en valor absoluto porque se ha demostrado que está positivamente relacionada con los cambios de precio independientemente de su dirección [Harris y Raviv (1993) y Kandel y Pearson (1995)].

La utilización de la segunda variable se apoya en la literatura teórica que relaciona el volumen de negociación de los activos con el volumen del mercado [Karpoff (1985) y Admati y Pleiderer (1988), entre otros], así como en la evidencia empírica previa que ha detectado la existencia de una relación significativa entre ambas variables [Tkac (1999)]. Por ello, resulta conveniente utilizar también la variable volumen de mercado, 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 volu-

men originales, es asimétrica a la derecha y leptocúrtica, alejándose sustancialmente de la normal. Asimismo, estos autores han demostrado que los errores de predicción del modelo de mercado de volumen estimados por MCO están significativamente autocorrelacionados. El problema de no normalidad lo evitan tomando 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 aproxima a la normal, de forma que las inferencias basadas en los mismos resultan más apropiadas. La estructura de correlación de los residuos la tienen en cuenta utilizando un modelo de mercado de volumen con residuos AR [1].

Para comprobar si estos problemas están presentes en nuestros datos se contrasta, utilizando el test de Jarque-Bera, la hipótesis nula de normalidad de las variables volumen, de su transformación logarítmica y de los valores anormales obtenidos utilizando transformaciones logarítmicas de las variables originales. La hipótesis nula se rechaza en el 100% de los casos a un nivel del 5%, con la variable volumen, porcentaje que cae al 62% en el logaritmo de la variable volumen y al 24,82% en el caso del volumen anormal, utilizando la transformación logarítmica de las variables.

La presencia de perturbaciones autocorrelacionadas en el modelo de mercado de volumen se analiza utilizando el procedimiento de contraste de Breusch-Godfrey. Con el valor muestral de este estadístico se rechaza la hipótesis nula de incorrelación serial de las perturbaciones frente a un esquema autorregresivo de orden cinco al 5% de significación en el 68,61% de los casos. En la regresión auxiliar estimada con los errores MCO, la frecuencia de rechazo de la no significación individual con un retardo es del 79,56%, mientras que con los retardos 2, 3, 4 y 5, es inferior al 11% en todos los casos.

Por tanto, dada la presencia de no normalidad y de autocorrelación, se utiliza el siguiente modelo de mercado de volumen con las variables transformadas logarítmicamente y un esquema autorregresivo de orden uno en la perturbación:

$$v_{it} = \alpha_i + \beta_i v_{mt} + \gamma_i |R_{it}| + \varepsilon_{it} \quad [3]$$

$$\varepsilon_{it} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + u_{it} \quad [4]$$

con  $u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$ . Todos los parámetros del modelo transformado que se obtiene sustituyendo [4] en [3], se estiman por mínimos cuadrados no lineales utilizando datos del periodo de estimación<sup>10</sup>. El volumen inesperado del activo  $i$  en el día  $t$  del periodo de acontecimiento,  $VI_{it}$ , es el exceso del volumen observado sobre el estimado según el modelo [3]:

$$VI_{it} (v_{it} - \hat{\rho}_i v_{i,t-1}) - [\hat{\alpha}_i (1 - \hat{\rho}_i) + \hat{\beta}_i (v_{mt} - \hat{\rho}_i v_{m,t-1}) + \hat{\gamma}_i (|R_{it}| - \hat{\rho}_i |R_{i,t-1}|)] \quad [5]$$

(10) Este método es asintóticamente equivalente a máxima verosimilitud. La única diferencia es que este último tiene en cuenta la primera observación lo que es irrelevante, dada la longitud de nuestro periodo de estimación.



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

El volumen inesperado medio del día  $t$  es el promedio de sección cruzada de los  $VI_{it}$ . Desahaciendo la transformación logarítmica se obtiene el incremento anormal diario de volumen  $\Delta VI$ . 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.

Cuadro 4: EFECTOS EN LA ACTIVIDAD DE NEGOCIACIÓN DE LAS PRESENTACIONES

Día	Efecto Volumen				Tamaño medio transacciones			
	$\Delta VI(\%)$	$\% > 0$	t	z	Media (%)	$\% > 0$	t	z
-10	6,78	49,64	0,86	0,02	1,59	28,47	0,12	-0,99
-9	-3,20	48,91	-0,41	-0,54	-12,26	31,39	-0,95	-0,99
-8	-1,15	47,45	-0,15	-0,81	-13,75	21,90	-1,07	-1,42
-7	-20,88	43,80	-2,65***	-2,38**	-15,66	25,55	-1,22	-2,22**
-6	-2,48	45,99	-0,31	-1,49	-17,27	27,01	-1,34	-1,43
-5	-2,32	44,53	-0,30	-1,02	-1,68	26,28	-0,13	-1,65
-4	-4,86	43,80	-0,62	-2,00**	-14,51	27,74	-1,13	-0,58
-3	-0,60	50,36	-0,08	-0,73	-11,69	32,12	-0,91	-0,46
-2	-7,39	45,26	-0,94	-2,12**	-13,34	26,28	-1,04	-2,10**
-1	7,55	48,91	0,96	-0,38	16,89	29,20	1,31	-0,25
0	15,66	54,01	1,99**	1,44	1,51	33,58	0,12	1,87*
1	22,79	59,85	2,90***	2,69***	-9,28	37,96	-0,72	2,04**
2	13,67	54,01	1,74***	1,47	16,73	28,47	1,30	0,10
3	-1,85	48,18	-0,24	-0,56	-11,56	32,12	-0,90	-0,70
4	4,47	48,18	0,57	0,42	-3,27	35,04	-0,25	0,63
5	0,96	52,55	0,12	0,44	-11,84	22,63	-0,92	-0,51
6	-3,02	47,45	-0,38	-1,40	-11,30	25,55	-0,88	-1,06
7	-3,55	48,18	-0,45	-0,47	-5,79	27,74	-0,45	-0,68
8	0,63	48,91	0,08	-0,34	17,61	27,74	1,37	-0,96
9	4,34	54,01	0,55	0,71	-5,46	32,12	-0,42	0,74
10	-1,17	51,09	-0,15	-0,97	9,15	32,85	0,71	-1,07
(-10,-1)	-28,54	43,07	-1,15	-3,62***	-81,68	28,47	-2,01**	-3,83***
(+1,+10)	37,28	51,09	1,50	0,63	-15,02	37,23	-0,37	-0,47
(0,+1)	38,44	59,12	3,46**	2,92***	-7,76	37,96	-0,43	2,76***

Notas: Día hace referencia a tiempo medido en días relativo a la fecha de presentación (día 0).  $\Delta VI(\%)$  es el volumen anormal no explicado por el movimiento en los precios, expresado en tantos por ciento.  $\% > 0$  es el porcentaje de activos para los que la variable correspondiente toma valor positivo. Media (%) es el tamaño anormal medio de las transacciones. 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  $\leq 0,01$ , \*\* = p-valor  $\leq 0,05$ , \* = p-valor  $\leq 0,10$ .

Los resultados de la estimación con el modelo de mercado de volumen se presentan en las columnas de la izquierda del cuadro 4. Los volúmenes inesperados medios son positivos en nueve de los veintiún días de la ventana de acontecimiento, encontrándose los cuatro de valor más elevado alrededor de la fecha de la presentación, entre -1 y +2. No obstante, sólo tres de ellos son estadísticamente significativos. El mayor volumen extraordinario se da el día siguiente a la reunión, en que es un 22,79% superior a lo normal ( $t = 2,90$ ,  $p$ -valor = 0,00;  $z = 2,69$  y  $p$ -valor = 0,01). El día del encuentro la negociación anormal supera en un 15,66% lo esperado y el del día +2 el 13,67%, aunque ambos valores sólo son significativos con el test paramétrico, a un nivel del 5% y del 8%, respectivamente. En estos tres días el porcentaje de rentabilidades anormales positivas supera claramente el 50%.

La mayoría de los doce valores negativos del volumen inusual se producen en el intervalo de diez días anterior. La mayor caída, del 20,88%, se registra siete fechas antes de la presentación y es claramente distinta de cero con ambos tests ( $t = -2,65$ ;  $p = 0,01$ ;  $z = -2,38$  y  $p$ -valor = 0,02). Las reducciones de los días -4 y -2, del 4,81 y 7,39%, respectivamente, son estadísticamente distintas de cero sólo con el test de los rangos ordenados de Corrado. Estos volúmenes excepcionalmente bajos de los días previos al encuentro no se asocian a rentabilidades anormales, lo que sugiere que algunos inversores podrían estar decidiendo no negociar y esperar hasta conocer la posible información revelada en la presentación.

La evidencia obtenida viene 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 en tres días, contados desde la misma fecha del encuentro, y es especialmente fuerte el día siguiente. Los cambios inusuales en el volumen, una vez controladas las variaciones en la rentabilidad, podrían reflejar la reacción del mercado ante un aumento en las diferencias de interpretación que los inversores hacen de la información ofrecida en estas reuniones.

#### 4.2. *Tamaño Medio de las Transacciones*

Las presentaciones se dirigen a un público restringido formado básicamente por analistas financieros. La difusión selectiva ante los profesionales, y de estos con sus propios clientes, podría proporcionar una ventaja temporal a ciertos inversores. Normalmente, la clientela de las casas de análisis suele estar formada por inversores institucionales y grandes inversores privados que operan con órdenes de gran tamaño.

En general, se ha demostrado que 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 volumen 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.

De esta forma, si los argumentos anteriores fueran ciertos, y los cambios en el volumen de negociación observados tuvieran su origen en grandes inversores, el tamaño medio de las negociaciones debería ser anormalmente elevado alrede-

dor de las presentaciones, 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 anteriores 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  $TAM_t$ , es la media de sección cruzada de las  $TMA_{it}$ .

Los resultados se presentan en las columnas de la derecha del cuadro 4. El tamaño medio de las transacciones cae en quince de los veintidós días de la ventana de acontecimiento. No obstante, sólo las reducciones de los días  $-7$ ,  $-2$  y  $+1$  son significativamente distintas de cero con el test no paramétrico. El tamaño medio de las transacciones aumenta ligeramente el día de la presentación aunque, al igual que en los casos anteriores, sólo se puede rechazar la hipótesis nula con el test de Corrado (1989).

La reducción de los días  $-7$  y  $-4$  se asocia a caídas de volumen pero no a cambios de precios, lo que podría indicar que son los grandes inversores los que deciden esperar hasta el día de la presentación. El día de la presentación el aumento del tamaño medio se acompaña de un incremento de precios, indicando que los inversores de mayor tamaño podrían estar operando en esta fecha. El día siguiente al encuentro la caída del tamaño medio de las operaciones va acompañada de rentabilidades anormales positivas, de manera que todos los inversores podrían estar negociando en base a la información divulgada en la presentación.

Los resultados son contrarios a los obtenidos por Frankel, Johnson y Skinner (1999) y, por Bushee, Matsumoto y Miller (2001), que han encontrado evidencia de que el tamaño medio de las transacciones aumenta y que el porcentaje de transacciones pequeñas es significativamente menor alrededor de las conferencias cerradas, respectivamente. De nuevo resulta clave en estas diferencias el hecho de que los encuentros realizados por el IEAF no sean cerrados sino abiertos, de forma que no parece claro que faciliten una preeminencia temporal a los inversores de gran tamaño, permitiéndoles la posibilidad de negociar con la información divulgada durante el acto. En consecuencia, no se puede decir que las presentaciones estén colocando en situación de desventaja a ningún grupo de inversores en particular, de forma que podrían estar canalizando eficientemente la información, facilitando el proceso de formación de precios.

## 5. 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 especialistas, 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, ya que se han excluido las 25 presentaciones del año 2000, de las que no se dispone de suficientes datos en la base I/B/E/S.

### 5.1. 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 profesionales que siguen la empresa. En este sentido, la evidencia previa ha detectado que se produce 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)].

Para analizar el efecto de los encuentros en la cobertura de los profesionales, se ha tomado de cada una de las firmas de la muestra el número medio de analistas que mensualmente 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). El análisis podría verse afectado por la existencia de una tendencia alcista, dado que las empresas que son objeto de cobertura son más conocidas por lo que a medida que pasa el tiempo son seguidas por más analistas. Si esto ocurriera en nuestra muestra se podría confundir el verdadero efecto de las presentaciones en la cobertura de los analistas. Para controlar la tendencia vamos a estimar el seguimiento anormal de los analistas alrededor de las presentaciones utilizando la siguiente regresión de serie temporal,

$$NA_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{s=-3}^3 \alpha_{is} D_s + \beta_{i1} T + u_{it} \quad [6]$$

donde:  $NA_{it}$  es el número de profesionales que realizan predicciones del beneficio por acción del año en curso de la empresa  $i$  en el mes  $t$ ;  $T$  es el índice de la secuencia de intervalos mensuales de tiempo medido relativo a la presentación, -24, -7, ... 0, ..., + 23; y  $D_s$  son variables indicador que toman valor 1 si  $s = T$  y cero en caso contrario. Las presentaciones irán acompañadas de un incremento en el número de analistas si  $\alpha_{is} > 0$ .

Francis, Hanna y Philbrick (1997) estiman un modelo similar al 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 esta variable, el modelo puede dar lugar a predicciones imposibles, resultando en estimaciones de los parámetros sesgadas/inconsistentes y en inferencias inválidas.

El número de analistas es una variable discreta que toma valores en los enteros no negativos, por lo que puede resultar más apropiada una distribución de Poisson con parámetro  $m$ . Su función de densidad sería  $f(NA_i) = \mu_i^{NA_i} \exp(-\mu_i)/NA_i!$ , donde  $\mu_i$  es la media del número de profesionales que siguen la empresa  $i$  por mes. Rock, Sedo y Willenborg (2001) han propuesto su utilización para estudiar 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.

$$\mu_i = \exp \left( \alpha_{i0} + \sum_{s=-3}^3 \alpha_{is} D_s + \beta_{i1} T \right) + e_{it} \quad [7]$$

Los parámetros  $\alpha_{is}$  y  $\beta_i$  se estiman utilizando máxima verosimilitud con distribución de Poisson.

En el panel A del cuadro 5 se presenta previamente información de la variable número de analistas, y en el panel B se muestran los coeficientes estimados del modelo anterior junto a sus estadísticos de contraste. Se puede observar que la cobertura media mensual alrededor de las presentaciones es aproximadamente de 20 analistas. Número que parece decrecer ligeramente desde el tercer mes anterior hasta el propio mes del encuentro y que aumenta suavemente después. La media es siempre menor que la mediana y la desviación estándar se mantiene bastante estable.

El valor positivo de 0,0042 del coeficiente  $\beta_i$ , presentado en el panel B, muestra la existencia de una tendencia positiva y significativa en el nivel medio de especialistas ( $t = 3,39$ ,  $p = 0,00$ ) que cubren las empresas. Después de controlar la tendencia, se puede apreciar que el nivel medio de analistas aumenta en los siete meses que rodean la presentación, aunque sólo lo hace significativamente en el tercer mes posterior ( $t = 2,68$ ,  $p = 0,01$ ).

A la vista de estos resultados no parece que se produzca un aumento inmediato del número de especialistas siguiendo las empresas que realizan presentaciones, quizás debido a que la celebración de este tipo de contactos podría reducir la ventaja competitiva de ciertos profesionales que tendrían así menos incentivos para cubrir las compañías. Por tanto, es cuestionable que sean un simple mecanismo diseñado para atraer la atención de los analistas financieros.

Cuadro 5: COBERTURA DE ANALISTAS ALREDEDOR DE LAS PRESENTACIONES

Mes	Panel A			Panel B	
	Media	Desv. Est.	Mediana	Coefficiente	t
-3	20,2	9,2	23,0	0,0220	1,38
-2	19,9	9,0	22,5	0,0155	1,06
-1	19,8	9,0	23,0	0,0082	0,53
0	19,9	9,0	23,0	0,0106	0,65
+1	20,1	9,0	22,5	0,0143	0,93
+2	20,3	9,0	22,5	0,0241	1,56
+3	20,5	9,0	23,0	0,0379	2,68***
Tendencia				0,0042	3,39***
Constante				2,8183	44,93***

Notas: En esta tabla el tiempo se mide en meses relativo al mes de la presentación. Se utilizan predicciones de beneficios a un año realizadas cada mes en un periodo de 48 meses (24 meses anteriores, el mes del encuentro y los 23 meses posteriores). En el panel A se presenta la distribución de sección cruzada de la variable número de analistas en los siete meses que rodean la presentación. En el panel B se ofrecen los resultados de la regresión del número de analistas sobre una constante, una variable que refleja la tendencia en el número de analistas que siguen a la empresa y una serie de variables indicador que toman valor 1 en el mes correspondiente y cero en caso contrario. 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  $\leq 0,01$ , \*\* = p-valor  $\leq 0,05$ , \* = p-valor  $\leq 0,10$ .

## 5.2. Revisión de las predicciones de beneficios por acción

Un acontecimiento tiene contenido informativo si provoca que los analistas revisen 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 sociedad. La evidencia previa, sin embargo, no ha detectado que los profesionales reajusten 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. En cada mes el cambio en la predicción de los beneficios por acción se calcula restándole la unidad al cociente con numerador la media de las predicciones a un año del mes  $t$  y denominador la misma medida en el mes  $t-1$ ,  $RP_{it} = (PBPA_{it}/PBPA_{it-1})-1$ , 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  $RP_t$  debería ser significativamente distinta de cero.

No obstante, la literatura empírica previa ha demostrado que las predicciones de beneficios son parcialmente predecibles, por lo que la ecuación anterior podría no ser suficiente para medir el cambio de expectativas de los analistas [O'Brien (1988)]. 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 actualizaciones 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 variables retardadas:

$$RP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 RP_{i,t-1} + \alpha_2 RP_{i,t-2} + \alpha_3 RP_{i,t-3} + \alpha_4 RP_{i,t-4} + \alpha_5 RP_{i,t-5} + \alpha_6 RP_{i,t-6} + u_{it} \quad [8]$$

En este modelo  $\alpha_0$  se interpreta como la revisión de la  $PBPA_{it}$  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 anticipa que deben tener el mismo signo, de forma que una revisión va seguida de otras del mismo sentido.

Para realizar el análisis se han utilizado adicionalmente datos de una muestra de control formada por las 36 sociedades no incluidas en la muestra de contraste con suficientes datos en la base de datos I/B/E/S. No obstante, dado que en las firmas españolas el proceso de revisión de las predicciones podría ser distinto que en las empresas americanas, tomando como referencia el modelo autorregresivo ante-

rior, se ha realizado un análisis previo tendente a determinar el número adecuado de retardos utilizando el criterio de información de Akaike. Como resultado la variable cambio en la predicción del beneficio por acción a un año se modeliza en términos de dos retardos de la propia variable y una perturbación. Este modelo se estima por MCO, dado que se ha comprobado que el término error no tiene autocorrelación. La media de los coeficientes estimados con la muestra de control se utiliza para calcular la expectativa de revisión de las predicciones de la forma siguiente:

$$E(\widehat{RP}_{it}) = -0,0136 + 0,0428RP_{i,t-1} + 0,0418RP_{i,t-2} \quad [9]$$

(-1,82)\*
(1,84)\*
(1,74)\*

En la ecuación anterior la constante es negativa y significativa, indicando que los analistas tienden a reducir sus predicciones en el tiempo, lo que confirma que los pronósticos son optimistas y en promedio se revisan a la baja. Los coeficientes  $\alpha_1$  y  $\alpha_2$  son positivos y estadísticamente significativos, señalando que una revisión a la baja en las predicciones va seguida de otras del mismo signo en los dos meses siguientes, a medida que los especialistas actualizan sus predicciones.

**Cuadro 6: REVISIÓN DE LAS PREDICCIONES DE BENEFICIOS POR ACCIÓN A UN AÑO REALIZADAS POR LOS ANALISTAS ALREDEDOR DE LAS PRESENTACIONES**

Mes	$\overline{RPA}_t$ (%)	Mediana (%)	% > 0	t	p-valor <i>bootstrap</i>
-3	2,81	1,36	82,14	3,03***	0,00
-2	2,12	1,36	83,04	1,22	0,35
-1	3,66	1,41	82,14	3,78***	0,00
0	4,81	1,36	84,82	3,44***	0,00
+1	3,97	1,36	80,36	3,00***	0,00
+2	2,37	1,36	83,04	3,22***	0,00
+3	2,56	1,36	87,50	5,06***	0,00

Nota: En este cuadro mes mide el tiempo relativo al mes de la presentación.  $\overline{RPA}_t$  presenta las revisiones anormales medias ajustadas, estimadas siguiendo el método de Ederington y Goh (1998) con un modelo autorregresivo de dos retardos. % > 0 es el porcentaje de activos para los que esta variable toma valor positivo. Con el estadístico t se contrasta la hipótesis nula de que la revisión anormal media mensual es nula. En la última columna se muestra el p-valor del contraste con remuestreo *bootstrap* obtenido con 10.000 repeticiones. \*\*\* = p-valor  $\leq$  0,01, \*\* = p-valor  $\leq$  0,05, \* = p-valor  $\leq$  0,10.

En el cuadro 6 se muestran la revisión anormal media mensual en las predicciones de los analistas, la mediana, el porcentaje de revisiones positivas y dos estadísticos de contraste. Se puede observar que el valor anormal medio es siempre mayor que la mediana, sugiriendo que la distribución de sección cruzada de las re-

visiones anormales es asimétrica positiva. De hecho, la distribución de la variable es no normal. Por ello, para analizar el efecto de las presentaciones en la revisión de las predicciones de los analistas, se utiliza junto al test paramétrico, un contraste con remuestreo *bootstrap* como prueba adicional de la robustez de los resultados.

El valor anormal medio y la mediana de las revisiones del beneficio por acción toman valores positivos en todos los meses, señalando que los analistas revisan al alza sus predicciones de beneficios alrededor de estos actos. El valor medio aumenta desde el mes -2 hasta el mes de la presentación, en que alcanza su valor máximo de 4,81%. En el mes siguiente toma un valor de 3,97% e inicia una trayectoria decreciente. La frecuencia de revisiones positivas en las predicciones de beneficios es muy elevada, llegando a un 87,5% tres meses después del encuentro, seguido del 84,82% de todas las realizadas el propio mes de la presentación. Curiosamente el valor de la mediana se mantiene constante en todos los meses del intervalo, excepto en el mes que precede al encuentro en que aumenta al 1,41%. Con los dos tests utilizados se puede afirmar que los analistas actualizan significativamente al alza sus predicciones de beneficios por acción en todos los meses del periodo de acontecimiento, excepto el segundo anterior al acto.

La revisión anticipada de las predicciones se podría asociar a que los analistas ya conocen que la empresa ha aceptado realizar la presentación y cuestiona que sea la información divulgada en la propia reunión el desencadenante de la actualización. La revisión más pronunciada en el mes del encuentro podría registrar el efecto incremental de la información o de las aclaraciones recibidas. La de los meses posteriores podría deberse tanto al retardo con que los analistas suelen actualizar sus pronósticos, como a la confirmación expost de la información favorable obtenida en la presentación.

## 6. ANÁLISIS DE SECCIÓN CRUZADA DE LAS RENTABILIDADES ANORMALES ALREDEDOR DE LA PRESENTACIÓN

En los apartados anteriores se ha comprobado por un lado que las presentaciones afectan a los precios de mercado y a la actividad de negociación de los activos y, por otro, que los analistas revisan con antelación sus predicciones de beneficios. En esta sección analizamos la posibilidad de que la respuesta observada en el mercado se deba a dos razones: primera, a que en dichas reuniones los ejecutivos divulguen deliberadamente nueva información con el objetivo de corregir la valoración de las acciones y, segunda, a la interpretación diferencial que los inversores hacen de la información expuesta en los encuentros. En el análisis que se realiza a continuación se tiene en cuenta también que la respuesta puede estar condicionada por el nivel previo de información existente sobre la empresa.

En principio, aunque parece poco probable que, por las características de acontecimiento programado con antelación de las presentaciones, los ejecutivos esperen hasta su celebración para revelar nueva información, vamos a examinar esta posibilidad. Esto podría ocurrir si los directivos creyeran que el valor de mercado de las acciones es inferior al calculado en base a sus expectativas privadas, de forma que podrían aprovechar las presentaciones para trasladar información a los analistas e inversores, y provocar así una revisión al alza en la valoración de



los títulos. La reacción del mercado sería mayor cuanto más infravalorada estuviera la empresa, de forma que la existencia de una relación significativa entre la rentabilidad anormal media generada y determinadas variables de valoración apoyaría esta interpretación.

Como *proxies* de valoración usamos dos variables ampliamente utilizadas en la literatura: el ratio BTM y el ratio EP. Se trata de medidas de la valoración de mercado relativa a variables fundamentales y, en ambos casos, una empresa está más infravalorada cuanto mayor es el valor del ratio. La primera variable divide el valor de contable por el valor de mercado de las acciones. El ratio BTM es un indicador de oportunidades de crecimiento futuras. Los directivos de las empresas con BTM alto podrían tener incentivos para revelar información o dar explicaciones adicionales, si creyeran que el mercado no está considerando adecuadamente estas oportunidades de crecimiento futuras cuando evalúa estas empresas.

El ratio EP se construye relacionando el beneficio con el precio de la acción. Se considera una medida de desajuste entre el beneficio contable y los flujos de tesorería futuros. Cuanto más alto es el ratio EP mayor es la proporción del valor de las acciones atribuible a los beneficios generados por los activos en funcionamiento. Al igual que con el ratio BTM, los directivos podrían tener incentivos a proporcionar información cualitativa de las empresas de alto EP, que no está disponible por otras vías, al considerar que el mercado no está considerando adecuadamente sus perspectivas futuras.

Para comprobar si la reacción del mercado a las presentaciones está asociada a heterogeneidad de creencias, se utiliza como *proxy* el volumen medio inesperado acumulado en el intervalo de dos días que empieza en la fecha del encuentro. Como se ha explicado anteriormente, el volumen anormal capta la divergencia de opinión por lo que, cuanto mayor sea el desacuerdo entre los inversores, más fuerte debería ser la respuesta del mercado a las presentaciones.

La reacción del mercado podría estar relacionada también con otras variables distintas de las *proxies* de infravaloración y divergencia de opinión, especialmente con aquellas que aproximan el nivel de información previamente existente. En la literatura empírica se ha utilizado el tamaño, medido como el logaritmo de la capitalización bursátil, como *proxy* del nivel de información previo disponible por los inversores en el mercado [Atiase (1985)]. Si en los encuentros se difunde información, la reacción debería ser más fuerte en las empresas pequeñas cuyo nivel de información previo a la presentación es normalmente menor.

El análisis se realiza mediante una regresión de sección cruzada con las rentabilidades anormales acumuladas sobre una serie de variables independientes que aproximan el nivel de infravaloración, la heterogeneidad de creencias y el nivel inicial de información:

$$CAR_i = \gamma_0 + \gamma_1 EP_i + \gamma_2 BTM_i + \gamma_3 VIA_i + \gamma_4 \log S_i + u_i \quad [10]$$

donde  $CAR_i$  es la rentabilidad anormal acumulada en el intervalo de dos días (0,+1),  $VIA_i$  es el volumen inesperado acumulado en el mismo intervalo temporal,  $EP_i$  es el ratio beneficios/precio por acción,  $BTM_i$  es el ratio valor contable/valor de mercado y  $\log S_i$  el logaritmo del tamaño medido por la capitalización bursátil. El valor de

estas tres últimas variables se ha calculado al final del mes anterior a la presentación. La estimación se realiza en sección cruzada por GMM para tener en cuenta la posible no normalidad de los residuos, y con errores estándar consistentes a la existencia de heteroscedasticidad de forma desconocida. Primero se regresa la variable dependiente sobre la constante y cada una de las variables exógenas, después se regresa sobre la constante y todas las variables independientes conjuntamente.

Los resultados de la estimación se presentan en el cuadro 7. La primera columna se refiere a la especificación del modelo utilizada en cada caso. El resto de las columnas muestran los coeficientes estimados y los estadísticos t correspondientes. Se observa que no existen relaciones estadísticamente significativas 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 la variable que aproxima el nivel existente de información de las firmas. Sin embargo, el coeficiente asociado a la variable volumen inesperado toma valores positivos y significativos, tanto cuando es la única variable independiente del modelo, como cuando entra conjuntamente con todas las demás.

En consecuencia parece que las rentabilidades anormales observadas alrededor de las presentaciones podrían deberse a diferencias de opinión entre los inversores, y 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.

Cuadro 7: DETERMINANTES DE LAS RENTABILIDADES ANORMALES  
PRODUCIDAS POR LAS PRESENTACIONES

Modelo	Constante	BTM	EP	VI	LnS	R <sup>2</sup> aj.
1	0,0057 (1,93)*	0,0005 (0,21)				0,000
2	0,0024 (0,58)		0,0407 (0,99)			0,007
3	0,0053 (2,58)**			0,0021 (1,92)**		0,030
4	-0,0053 (-0,26)				0,0009 (0,59)	0,002
5	-0,0114 (-0,58)	-0,0020 (-0,49)	0,0549 (1,07)	0,0023 (2,12)**	0,0011 (0,66)	0,040

Notas: En esta tabla se ofrecen los resultados de la regresión siguiente, estimada por GMM,  $CAR_i = \gamma_0 + \gamma_1 EP_i + \gamma_2 BTM_i + \gamma_3 VI_i + \gamma_5 \log S_i + u_i$ , donde  $CAR_i$  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  $\log S_i$  es la variable tamaño, medida por el logaritmo de la capitalización bursátil. El valor de estas variables se ha calculado al final del mes anterior a la presentación.  $VI_i$  el volumen inesperado de negociación en el intervalo (0,+1). Entre paréntesis el estadístico t de contraste de la hipótesis nula de que el coeficiente correspondiente es igual a cero. \*\*\* = p-valor  $\leq$  0,01, \*\* = p-valor  $\leq$  0,05, \* = p-valor  $\leq$  0,10.

## 7. 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 137 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 GARCH(1,1) 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, aunque los encuentros no parecen atraer la atención de un mayor número de analistas, 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.

No existen indicios de que la reacción de los precios esté relacionada con correcciones de valoración, o con el nivel previo de información aproximado por el tamaño. Sin embargo, la reacción positiva del mercado está positiva y significativamente relacionada con el volumen inesperado, representativo de la divergencia de opinión de los inversores.

En conjunto la evidencia obtenida muestra que parece poco probable que los directivos utilicen las presentaciones con el objetivo de modificar 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 nueva 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 capta la divergencia de opinión y esto explica su efecto sobre la rentabilidad. 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 A. Rubia (1999): "Evaluation of the Fixing Trading System in the Spanish Market", Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, IVIE, documento de trabajo EC 99-17.
- Admati, A. y P. Ploederer (1988): "A Theory of Intraday Trading Patterns: Volume and Price Variability", *Review of Financial Studies*, 1, págs. 3-40.
- Ajinkya, B. y P. Jain (1989): "The Behaviour of Daily Stock Market Trading Volume", *Journal of Accounting and Economics*, 11, págs. 331-359.
- Akgiray, V. (1989): "Conditional Heteroscedasticity in Time Series of Stock Returns: Evidence and Forecasts", *Journal of Business*, 65, págs. 55-80.
- Atiase, R. (1985): "Pre-disclosure Information, Firm Capitalization and Security Price Behaviour around Earnings Announcements", *Journal of Accounting Research*, 23, págs. 21-36.
- Bamber, L. (1987): "Unexpected Earnings, Firm Size and Trading Volume around Quarterly Earnings Announcements", *The Accounting Review*, 62, págs. 510-532.
- Boehmer, E., J. Musumeci y A. Poulsen (1991): "Event-study Methodology under Condition of Event-induced Variance", *Journal of Financial Economics*, 30, págs. 253-272.
- Brockett, P., H. Chen y J. Garven (1994): "Event Study Methodology: A New and Stochastically Flexible Approach", University of Texas, Austin, working paper.
- Brooks, R., M. Johnson y T. Su (1997): "CEO Presentations to Financial Analysts: Much Ado About Nothing?", *Financial Practice and Education*, Invierno-Primavera, págs. 19-29.
- Brown, S. y J. Warner (1985): "Using Daily Stock Returns: The Case of Event Studies", *Journal of Financial Economics*, 14, págs.3-31.
- Bushee, B., D. Matsumoto y G. Miler (2001): "Open Versus Closed Conference Calls: The Determinants and Effects of Broadening Access to Disclosure", SSRN working paper.
- Byrd, J., M. Johnson y M. Johnson (1995): "Investors Relations and the Cost of Capital", University of Michigan, working paper.
- Cable, J. y K. Holland (1999): "Modelling Normal Returns in Event Studies: a Model Selection Approach and Pilot Study", *European Journal of Finance*, 5, págs. 331-341.
- Chordia, T. y S. Swaminathan (2000): "Trading Volume and Cross-autocorrelations in Stock Returns", *Journal of Finance*, 55, págs. 913-935.
- Corhay, A. y A. Tourani-Rad (1996): "Conditional Heteroskedasticity Adjusted Market Model and an Event Study", *Quarterly Review of Economics and Finance*, 36, págs. 385-395.
- Corrado, C. (1989): "A Non Parametric Test for Abnormal Security Price Performance in Event Studies", *Journal of Financial Economics*, 23, págs. 385-395.
- Easley, D. y M. O'Hara (1987): "Price, Trade Size, and Information in Securities Markets", *Journal of Financial Economics*, 19, págs.69-90.
- Ederington, L. y J. Goh (1998): "Bond Rating Agencies and Stock Analysts: Who Know What When?", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, págs. 569-585.
- Fleming, G. (2001): "Fair Disclosure and Open Market Briefings: Evidence from the Australian Stock Exchange", SSRN, working paper.
- Fontowicz, L. y M. García (2000): "L'impact Informationnel des Reunions d'information de la SFAF", *Analyse Financiere* 121, Enero, págs. 47-61.
- Francis, J., J. Hanna y D. Philbrick (1997): "Management Communications with Securities Analysts", *Journal of Accounting and Economics*, 24, págs. 363-394.

- Frankel, R., M. Johnson y D. Skinner (1999): "An Empirical Examination of Conference Calls as a Voluntary Disclosure Medium", *Journal of Accounting Research*, 37, págs. 133-150.
- Garfinkel, J. y J. Sokobin (2002): "Volume, Opinion Divergence and Returns: A Study of Post-earnings Announcement Drift", SSRN working paper.
- Green, W. (1997): *Econometric Analysis*, Prentice-Hall International, Londres.
- Harris, M. y A. Raviv (1993): "Differences of Opinion Make a Horse Race", *Review of Financial Studies*, 6, págs. 473-506.
- Hilliard, J. y R. Savickas (2000): "On Stochastic Volatility and more Powerful Parametric Tests of Event Effects on Unsystematic Returns", SSRN working paper.
- Holthausen, R. y R. Verrechia (1990): "The Effect of Informedness and Consensus on Price and Volume Behavior", *The Accounting Review*, 65, págs. 191-208.
- Kandel, E. y N. Pearson (1995): "Differential Interpretation of Public Signals and Trade in Speculative Markets", *Journal of Political Economy*, 103, págs. 831-872.
- Karpoff, J. (1985): "A Theory of Trading Volume", *Journal of Finance*, 41, págs. 1069-1087.
- Lane, W. y S. Orgeron (1992): "Market Reactions to Corporate Presentations to the New York Society of Security Analysts", *International Review of Financial Management*, 1, págs. 211-224.
- Lee, C. y B. Radhakrishna (2000): "Inferring Investor Behaviour: Evidence from TORQ Data", *Journal of Financial Markets*, 3, págs. 83-111.
- Marston, C. (1996): *Investor Relations: Meeting the Analysts*, The Institute of Chartered Accountants of Scotland, Edimburgo.
- O'Brien, P. (1988): "Analysts' Forecasts as Earnings Expectations", *Journal of Accounting and Economics*, 10, págs. 53-83.
- Petersen, M. y D. Fialkowski (1994): "Posted versus Effective Spreads: Good Prices or Bad Quotes?", *Journal of Financial Economics*, 35, págs. 269-292.
- Rock, S., S. Sedo y M. Willenborg (2001): "Analysts Following and Count-data Econometrics", *Journal of Accounting and Economics*, 30, págs. 251-373.
- Sundaram, S., W. Ogden y M. Walker (1993): "Wealth Effects of Corporate Presentations on Stock Prices", *Financial Analysis Journal*, 49, págs. 88-89.
- Tkac, P. (1999): "A Trading Volume Benchmark: Theory and Evidence", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 34, págs. 89-114.
- Verrechia, R. (1981): "On the Relationship between Volume Reaction and Consensus of Investors: Implications for Interpreting Tests of Information Content", *Journal of Accounting Research*, 19, págs. 271-283.
- Walmsley, T., P. Yadav y W. Rees (1992): "The Information Content of the Company Meeting Programme of the Society of Investment Analysts: 1985-1990", *Journal of Business Finance and Accounting*, 19, págs. 571-585.

*Fecha de recepción del original: julio, 2002*

*Versión final: enero, 2004*

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 137 presentations that took place during the period 1994-2000. To estimate the effect of these meetings on stock prices we use two different specifications of the market model: ordinary least squares (OLS) and GARCH (1,1), combined with several test statistics. The results show significantly positive abnormal returns on the presentation date and on the day following it. The GARCH(1,1) 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 before the presentation date and ending three months later. We find evidence that suggests that the market's reaction is associated with investors' divergence of opinion but not with either undervaluation or the previous information level proxied by size.

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

*JEL classification:* G14, M41.