

ELENA CABAL GARCÍA*Profesora en el Departamento de Administración de Empresas
y Contabilidad. Universidad de Oviedo***Extracto:**

El descontento generado en los últimos tiempos en torno a la auditoría de cuentas ha despertado el interés de numerosos investigadores que han tratado de demostrar el potencial comunicador del informe de auditoría evaluando el impacto que la emisión de una opinión calificada produce en los precios de los títulos de las empresas receptoras de la misma. Sin embargo, la revisión efectuada de los trabajos realizados hasta la fecha pone de manifiesto claras divergencias según que los mismos se centren en el estudio del contenido informativo de los informes calificados sin más o que se les imponga adicionalmente la condición de haber sido objeto de mención en artículos publicados en prensa financiera; así, mientras que en el primer caso la evidencia empírica disponible no llega a resultados concluyentes acerca del contenido informativo de tales anuncios, cuando los trabajos se han circunscrito al análisis de las calificaciones de auditoría que han merecido la atención de la prensa financiera el contenido informativo resulta evidente, habiéndose detectado reacciones inmediatas en el mercado en torno a la revelación de tales sucesos en los medios.

A la luz de los argumentos expuestos, el propósito de nuestro trabajo consiste en analizar los impactos bursátiles producidos por los informes de auditoría calificados recibidos por empresas cotizadas en la Bolsa de Madrid en los ejercicios 1990-1999 y publicados en prensa financiera, para comprobar si en España, al igual que ocurre en otros países, existe una influencia mediática en el comportamiento agregado de los inversores con respecto a la opinión del auditor. El trabajo constituye una aportación totalmente novedosa por cuanto los dos estudios previos realizados en nuestro país respecto al contenido informativo de las calificaciones de auditoría [DEL BRÍO GONZÁLEZ (1998) y CABAL GARCÍA (2000)] se han limitado a abordar el estudio de los informes con opiniones distintas de la favorable registrados en la Comisión Nacional del Mercado de Valores, sin contrastar el caso específico de los publicados en prensa financiera.

Sumario:

- I. Introducción.
 - II. El estudio.
 - 1. Identificación de las fechas de los anuncios.
 - 2. Selección de la muestra de anuncios a emplear.
 - 3. Cálculo de rentabilidades.
 - 4. Planteamiento y contraste de hipótesis.
 - III. Resultados obtenidos.
 - IV. Análisis del efecto de los distintos tipos de salvedades de auditoría a nivel desagregado.
 - V. Conclusiones.
- Bibliografía.

I. INTRODUCCIÓN

La búsqueda de la relevancia de los datos contables constituye un fragmento de la investigación empírica que se enmarca dentro del Paradigma de Utilidad a través del cual, constantemente, mediante la aplicación de distintos enfoques subyacentes al mismo se ha tratado de demostrar el valor de diversos aspectos e *inputs* contables en un afán de justificar y defender la utilidad de nuestra disciplina y, por ende, promover y potenciar su desarrollo.

Evidentemente, la necesidad de constatar empíricamente la relevancia se acentúa cuando se genera un descontento social en torno al valor de uso práctico de elementos a los que, al menos teóricamente, se les presupone un potencial comunicador esencial cual es el caso de informe de auditoría de cuentas anuales.

Y es que la auditoría encuentra su razón de ser precisamente en la necesidad social de disponer de estados financieros relevantes y fiables, actuando los auditores como agentes externos capaces de controlar el comportamiento oportunista de los gerentes quienes, en ausencia de esta revisión independiente, podrían tener incentivos para manipular los datos contables en su propio beneficio. Así pues, el informe de auditoría como producto final y visible del trabajo realizado por el auditor se convierte en un indicador de la razonabilidad, calidad y, consecuentemente, del valor de uso de los estados financieros empresariales.

Sin embargo, a medida que la profesión se desarrolla, y especialmente cuando ese proceso evolutivo se ha visto salpicado por episodios desagradables que apuntan a que el informe de auditoría en ocasiones «encubre» la verdadera situación de las empresas o resulta de difícil comprensión, se comienza a cuestionar su utilidad. Por esa razón, en distintos países a medida que la auditoría va alcanzando cierta madurez y se empiezan a sopesar sus logros y fracasos, con una cierta tendencia social a dar prioridad a estos últimos, diversos investigadores han tratado de demostrar el contenido informativo de la opinión del auditor focalizando su atención en un usuario concreto, el mercado de valores, afluyendo así a finales de la década de los setenta una corriente de estudios con origen en Estados Unidos que se han prolongado hasta la actualidad en distintos ámbitos geográficos y temporales. Estos trabajos se basan en el enfoque del Comportamiento Agregado del Mercado, el cual, al asumir una eficiencia semifuerte del mismo, pretende detectar reacciones significativas en torno a la revelación de información pública considerada *a priori* relevante.

La mayor parte de los estudios efectuados hasta la fecha se han centrado en los informes de auditoría calificados, posiblemente por atribuírseles un potencial comunicador superior al de los

informes limpios, que únicamente confirman la razonabilidad de las cuentas anuales sin aportarles datos adicionales. Sin embargo, la revisión efectuada de los mismos permite apreciar claras divergencias según éstos se centren en el estudio del contenido informativo de informes de auditoría calificados sin más o se les imponga además la condición de haber sido publicados en prensa financiera; así:

- Los estudios que analizan los informes calificados sin tener en cuenta su impacto en los medios de comunicación se han centrado en dos tipos de sucesos, los informes calificados por incertidumbres significativas o del tipo «sujeto a»¹ y los afectados en general por reservas de distinta naturaleza.
 - Por lo que se refiere a las opiniones «sujeto a», su previsible efecto en el mercado se ha evaluado en atención a los tres factores que seguidamente se exponen:
 - Considerando su impacto sobre la rentabilidad de los títulos, hay trabajos que demuestran la existencia de contenido informativo [BANKS y KINNEY (1982), LOUDDER *et al.* (1992) y JONES (1996)], otros sólo lo atribuyen a algún tipo concreto de calificación [DODD *et al.* (1984), opiniones denegadas] y algunos sostienen que el mercado responde al suceso causante de la calificación pues el comportamiento anormal se produce mucho antes de que se conozca públicamente la opinión del auditor [ELLIOTT (1982) y DODD *et al.* (1984)].
 - No existe evidencia de que estos informes influyan significativamente en el riesgo de los valores [ALDERMAN (1977)].
 - Y en cambio, se confirma que tras haber recibido este tipo de opinión se amortigua la respuesta del mercado a los anuncios de resultados de las empresas afectadas [CHOI y JETER (1992)].
 - En cuanto a los informes calificados por distintas salvedades, algunos investigadores concluyen que sólo ciertas reservas producen efectos en el mercado [FIRTH (1978), incertidumbres; BALL *et al.* (1979), depreciaciones de edificios; CABAL GARCÍA (2000), calificaciones múltiples y por cambios en los principios contables aplicados]. Otros no detectan contenido informativo, ni para los informes calificados ni para ninguna de las salvedades que contienen [BASKIN (1972) y DEL BRÍO GONZÁLEZ (1998)]; al igual que ocurre con los informes «sujeto a», también hay quien defiende que el mercado responde a los sucesos que posteriormente desencadenan una opinión distinta de la favorable, si bien es preciso matizar que este resultado sólo se obtuvo para empresas con cotización «Over-The-Counter» [AMEEN *et al.* (1994)] y, por último, hay autores que constatan que estos informes son relevantes para el mercado, pero no en términos de contenido informativo sino a efectos de la valoración de empresas [GÓMEZ AGUILAR *et al.* (1999)].

¹ Un completo y reciente estudio sobre la evolución del término «sujeto a» a lo largo de diversas disposiciones y países puede consultarse en PUCHETA MARTÍNEZ y GARCÍA BENUAU [2001, pp. 186-191].

- En cambio, los trabajos que se centraron específicamente en informes de auditoría calificados publicados en prensa financiera confluyen al afirmar que tales anuncios producen reacciones inmediatas en el mercado, esto es, poseen contenido informativo. Así, BANKS *et al.* [1982], ELLIOTT [1982] y DOPUCH *et al.* [1986] encontraron rentabilidades anormales negativas estadísticamente significativas en torno a su fecha de publicación en los medios de comunicación, y FIELDS y WILKINS [1991] también constataron la presencia de rendimientos anómalos de signo positivo en las inmediaciones del anuncio de la resolución de opiniones calificadas por incertidumbres significativas.

Dado que los dos trabajos existentes en España [DEL BRÍO GONZÁLEZ (1998) y CABAL GARCÍA (2000)] no han contrastado la reacción del mercado ante informes publicados en prensa, nuestro objetivo ha sido precisamente éste con el fin de comprobar si en nuestro país también existe una influencia mediática en el comportamiento agregado de los inversores con respecto a la opinión del auditor.

II. EL ESTUDIO

En la evaluación de la utilidad de los informes calificados con impacto en los medios de comunicación se optó por aplicar la metodología del estudio de eventos, acontecimientos o sucesos, que permite determinar el contenido informativo de un suceso comprobando si en las inmediaciones de la fecha en que es anunciado públicamente se producen rentabilidades anormales en los precios de los títulos de las empresas afectadas por el mismo.

Dichas rentabilidades anormales son calculadas en un período denominado «ventana o período de evento» que rodea la fecha de anuncio del suceso y que constituye el intervalo temporal en el que se estudia la reacción del mercado ante el acontecimiento en cuestión. Concretamente, las rentabilidades anormales se definen como la diferencia entre la rentabilidad realmente obtenida por las empresas afectadas por el suceso y la que sería su rentabilidad esperada, esto es, la que habrían obtenido de no haberse producido tal evento. La expresión matemática del concepto de rentabilidad anormal es pues la que se expone en la ecuación [1]:

$$RAit = Rit - E[Rit] \quad [1]$$

Donde:

$RAit$ = Rentabilidad anormal del título i en el día t .

Rit = Rentabilidad realmente obtenida por el título i en el día t .

$E[Rit]$ = Rentabilidad esperada del título i en el período t .

A su vez, las rentabilidades esperadas se generan a partir de algún modelo de valoración de activos con riesgo ², siendo el de mercado [SHARPE, 1963; 1964], que establece la siguiente relación lineal entre la rentabilidad del título y la de la cartera de mercado, el más empleado en la práctica.

$$\tilde{R}_{it} = \alpha_i + \beta_i \tilde{R}_{mt} \quad [2]$$

Siendo:

- \tilde{R}_{it} = Variable aleatoria que representa la rentabilidad que ofrecerá el título i el día t .
- α_i = Parámetro que recoge la parte de la rentabilidad del título i que no se debe a variaciones del mercado.
- β_i = Riesgo sistemático, no diversificable o de mercado del título i .
- \tilde{R}_{mt} = Rentabilidad de la cartera de mercado el día t .

Para conseguir que las rentabilidades esperadas estén efectivamente libres de los efectos del suceso evaluado, los parámetros del modelo de mercado son estimados en un intervalo de tiempo que precede a la ventana de evento y que recibe el nombre de «período de estimación».

Calculadas las rentabilidades anormales de los títulos de cada entidad afectada por el suceso se procederá a su agregación hasta obtener una rentabilidad anormal promedio que constituye un indicador del impacto del mismo en las cotizaciones.

Pues bien, la particularización de la metodología de eventos al suceso «informe de auditoría calificado» se concretó en las siguientes fases:

1. Identificación de las fechas de los anuncios de los informes de auditoría calificados.
2. Selección de la muestra de anuncios a emplear.

² CAMPBELL *et al.* (1997, págs. 153-157) clasifican esos modelos en dos categorías, decantándose finalmente a favor del modelo de mercado:

(a) Modelos estadísticos \Rightarrow Modelo de Rentabilidad Media Constante, que equipara la rentabilidad esperada a la rentabilidad media de los títulos de la firma. Mucho más adecuado resulta el Modelo de Mercado, que relaciona linealmente la rentabilidad del título i con la de un índice de mercado, a su vez superado, en teoría, por los Modelos Multifactor que además del índice de mercado incorporan otros índices sectoriales; ahora bien, como el poder explicativo marginal que el componente sectorial añade al factor mercado resulta ser pequeño, los beneficios de la aplicación de estos modelos son limitados.

(a) Modelos económicos \Rightarrow *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) y *Arbitraje Pricing Model* (APT). Son modelos más restrictivos y de complicada implementación práctica, por lo que presentan escasas ventajas respecto al modelo de mercado.

Por otro lado, BROWN y WARNER (1985) demuestran que, bajo una amplia variedad de condiciones, la metodología de eventos basada en el modelo de mercado, utilizando regresiones por Mínimos Cuadrados Ordinarios y tests paramétricos, está bien especificada.

3. Cálculo de rentabilidades.
4. Planteamiento y contraste de hipótesis.

1. Identificación de las fechas de los anuncios.

La fecha relevante a efectos de la aplicación de la metodología de referencia es el primer día en que el suceso puede ser públicamente conocido por cualquier persona. Teniendo en cuenta esta definición es fácil intuir que, aunque puedan ser factibles otras fechas, la de publicación en los medios de comunicación es, por su impacto público, la que mejor se ajusta al concepto de «fecha relevante»; por esa razón se efectuó un rastreo en la base de prensa *Baratz* empleando como descriptores diversas combinaciones de los términos «informe de auditoría», «auditoría», «salvedades», «reservas», «incertidumbres» y «contingencias».

La búsqueda abarcó los años del período 1991-2000, en los que se habrían divulgado los informes de auditoría correspondientes a los ejercicios 1990-1999, habiéndose seleccionado exclusivamente noticias relativas a informes calificados de entidades admitidas a cotización en la Bolsa de Madrid. Además, sólo se seleccionaron noticias «de impacto», es decir, en las que la opinión del auditor se identificase directa y exclusivamente con una empresa, evitando noticias genéricas que se suelen repetir todos los años para hacer mención al porcentaje total de informes con opiniones distintas de la favorable que son registrados en la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV) en cada ejercicio. El número de noticias identificadas y los ejercicios en los que tuvo lugar su revelación son los indicados en el **cuadro 1** adjunto, donde se han separado en anuncios de opiniones calificadas y aquellos que informan de la subsanación de las salvedades consignadas en el informe de auditoría del ejercicio precedente a los que denominaremos «calificaciones retiradas».

CUADRO 1. NÚMERO DE NOTICIAS IDENTIFICADAS EN PRENSA FINANCIERA

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	TOTAL
Opiniones calificadas.....	–	2	6	12	11	6	10	8	6	5	66 (90%)
Calificaciones retiradas..	–	1	–	4	–	1	–	–	–	1	7 (10%)
TOTAL.....	–	3 (4%)	6 (8%)	16 (22%)	11 (15%)	7 (10%)	10 (14%)	8 (11%)	6 (8%)	6 (8%)	73 (100%)

Lo primero que llama la atención es el reducido impacto en los medios de las opiniones de auditoría distintas de la favorable; de hecho, si se considera la proporción de informes calificados

recibidos por esas entidades en el período 1993-1999, ya reflejada en el trabajo de CABAL GARCÍA [2001, pág. 25] y reproducida en el **cuadro 2** siguiente, puede comprobarse que tan sólo un 14% de los mismos ha merecido la atención de los medios de comunicación ³.

CUADRO 2. INFORMES DE AUDITORÍA CALIFICADOS CORRESPONDIENTES A LOS EJERCICIOS 1993-1999 DE LAS ENTIDADES ADMITIDAS A COTIZACIÓN EN LA BOLSA DE MADRID

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Número.....	93	91	76	65	37	33	19
Proporción	(31,21%)	(30,33%)	(30,89%)	(20,5%)	(23,84%)	(21,05%)	(13,67%)

Este hecho nos indujo a tratar de discernir las causas que pueden incitar a los reporteros a considerar que sólo ciertas entidades que reciben informes calificados «son noticia», barajando tres factores potencialmente explicativos, el auditor, la empresa auditada y la gravedad de la opinión manifestada; así:

- Con respecto al auditor, si bien se pudo constatar que la mayor parte de los informes publicados habían sido emitidos por grandes firmas de auditoría –esencialmente por Arthur ANDERSEN– este factor debe descartarse porque en el período de referencia estos auditores emitieron otros informes calificados, tanto para las mismas empresas como para otras distintas que no han sido objeto de mención en los diarios económicos.
- Por lo que se refiere a las entidades receptoras, se pudo comprobar que las noticias encontradas se distribuían aleatoriamente, no sólo a lo largo del tiempo sino también entre distintos sectores de actividad, hecho que igualmente excluye cualquier tipo de conducta homogénea al respecto.
- Finalmente, tampoco resulta admisible asumir que son las opiniones más graves las que han sido publicadas, como así lo demuestra la existencia en los registros de la CNMV de informes denegados y desfavorables de los que la prensa financiera no se ha hecho eco.

El fracaso de las opciones anteriores parece sugerir que la decisión de publicar o no, es algo fortuito, aleatorio o incluso subjetivo ⁴.

³ De la comparación de ambos trabajos también se deduce que los impactos en prensa suelen producirse con mayor frecuencia en los ejercicios en que resulta mayor la proporción de dictámenes calificados.

⁴ A idéntica conclusión llegaron DOPUCH *et al.* [1986] que también fracasaron en su intento de descubrir el proceso seguido por los diarios económicos para diferenciar entre opiniones que «son noticia» del resto.

Por otra parte, también resulta llamativa la presencia de noticias que comunican que las salvedades consignadas en el informe de auditoría del ejercicio precedente han sido resueltas adecuadamente, suceso este de indudable interés ya que a veces en las auditorías de un ejercicio aparecen salvedades que no se reiteran en el ejercicio siguiente sin que pueda saberse si tal desaparición obedece a que la entidad solventó tales reservas o a que las mismas persisten pero han dejado de ser significativas en términos de importancia relativa. Si bien el contenido informativo de este subgrupo de «calificaciones retiradas» ya ha sido contrastado empíricamente por FIELDS y WILKINS [1991], es preciso recordar que en España la prensa no es el único medio a través del cual se difunden estas noticias; en concreto, nuestra regulación bursátil prescribe, a través de la Orden 30/1992, la obligación de adjuntar a la información del primer semestre siguiente a un ejercicio cuyas cuentas anuales hayan recibido un informe de auditoría calificado, otro informe especial preparado por el auditor en el que se indique la evolución de esas salvedades y, si es posible, los efectos de las mismas sobre la información semestral de referencia, todo ello para evitar que los inversores que utilicen la información semestral tomen decisiones erróneas al no conocer la fiabilidad de la misma hasta el informe de auditoría del ejercicio siguiente. Además, se pudo comprobar que los artículos de prensa habían tomado en todos los casos como referencia el contenido de esos informes especiales previamente registrados en la CNMV, hecho que deja abierta la posibilidad de que el contenido informativo de tales noticias ya hubiese sido anticipado por el mercado.

Por último, estimamos oportuno resaltar el excesivo pesimismo divulgativo detectado en los medios de comunicación respecto a las opiniones de auditoría. Manifestaciones de esta tendencia son el escaso número de anuncios publicados para subrayar que las entidades han solucionado las salvedades del ejercicio precedente y también la presencia de aquellos que hacen alusión al porcentaje de informes calificados anualmente registrados en la CNMV, noticias de las que se ha prescindido en el presente trabajo, pero que son claramente expresivas de tal conducta; de hecho, al leer sus titulares se pudo comprobar que todos ellos se enunciaban en forma negativa, utilizando frases del tipo «en el ejercicio X un ...% de las auditorías registradas en la CNMV presentaban salvedades» y además sin acompañar la cifra comparativa del ejercicio anterior que, de incluirse, permitiría al lector comprobar que esa tasa porcentual viene reduciéndose, especialmente desde 1997.

2. Selección de la muestra de anuncios a emplear.

Como ya se indicó anteriormente, el colectivo de interés está constituido por las empresas admitidas a cotización en la Bolsa de Madrid que fueron receptoras de opiniones de auditoría calificadas publicadas en prensa financiera en alguno de los ejercicios económicos del período 1990-1999. La población de partida, constituida por 66 informes calificados y 7 «calificaciones retiradas», fue depurada con el fin de excluir los anuncios concurrentes con otros hechos relevantes cuyos efectos pudiesen solaparse a los específicamente derivados del suceso de interés, agravándolos, atenuándolos o, en definitiva, «contaminándolos». A tal fin se efectuó un nuevo rastreo en la base *Baratz* en busca de noticias relativas a variaciones de capital, anuncios de dividendos, fusiones, suspensiones de pagos y OPAS efectuadas por las empresas, eliminando aquellas en las que tales acontecimientos se hubiesen producido en el período de los veinte días que rodean a la fecha de publicación o día cero.

Con este criterio, esencial para disponer de una muestra de entidades «puras», es decir únicamente afectadas por el suceso cuya significación se pretende evaluar, la muestra inicial de opiniones calificadas quedó reducida a 17 anuncios que, siguiendo el criterio utilizado por DODD *et al.* (1984), se dividieron en dos subgrupos:

- Calificadas «iniciales», entendiéndose por tales tanto las que fueron precedidas de una opinión favorable en el ejercicio anterior como aquellas que añadieron nuevas salvedades a informes ya calificados; y,
- Calificaciones «recurrentes» o sistemáticamente reiteradas a lo largo de varios ejercicios, subgrupo en el que obviamente el componente inesperado del anuncio es mucho menor.

Por el mismo motivo, el número de anuncios de «calificaciones retiradas» persistente fue de 3.

En el **cuadro 3** se presenta la relación de empresas que integran la muestra finalmente analizada, explicitándose la distribución temporal y sectorial de los anuncios seleccionados y distinguiendo entre opiniones iniciales, recurrentes y retiradas.

CUADRO 3. COMPOSICIÓN SECTORIAL Y TEMPORAL DE LA MUESTRA DE ANUNCIOS

SECTOR	«OPINIONES CALIFICADAS»											«CALIFICACIONES RETIRADAS»			
	CALIFICACIONES «INICIALES»					CALIFICACIONES «RECURRENTE»									
	1994	1995	1996	1999	TOTAL (%)	1992	1993	1994	1995	1996	TOTAL (%)	1992	1994	1995	TOTAL (%)
Bancos y Financieras	1	-	1	-	2 (20)	-	-	-	-	-	-	1	-	1	2
Construcción.....	-	-	1	1	2 (20)	-	-	1	-	-	1 (14)	-	-	-	-
Eléctrico.....	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1	-	1
Alimentación.....	-	-	-	1	1 (10)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Metal-Mecánica.....	1	-	-	2	3 (30)	-	1	1	-	2	4 (52)	-	-	-	-
Petro-Químico.....	-	1	-	-	1 (10)	1	-	-	-	-	1 (14)	-	-	-	-
Otras inds. y ss.....	-	-	1	-	1 (10)	-	-	-	1	-	1 (14)	-	-	-	-
TOTAL.....	2	1	3	4	10	1	1	2	1	2	7	1	1	1	3
(%).....	(20)	(10)	(30)	(40)	(100)	(14)	(14)	(29)	(14)	(29)	(100)	(33)	(33)	(33)	(100)

Como se puede apreciar en el cuadro anterior, los anuncios se distribuyen aleatoriamente a lo largo del tiempo y entre diferentes sectores de actividad, factores que, en conjunción con la fecha de evento

elegida que asegura la divulgación en solitario del informe de auditoría, eliminan la necesidad de utilizar controles adicionales a los de las propias fuerzas del mercado [HARRISON *et al.*, 1983, pág. 67]⁵.

No se ha querido finalizar este apartado sin hacer mención a la «oportunidad» de estos anuncios, pues un factor con incidencia en el posible efecto de un suceso es precisamente su carácter inesperado. A tal fin, se comparó la fecha de revelación en prensa con la del día en que esos informes fueron oficialmente registrados en la CNMV, al ser también en ese momento documentos públicamente accesibles, pudiéndose comprobar que tan sólo para un 12% de los anuncios los medios de comunicación se anticiparon en tal revelación. Pese a todo, se decidió elegir la fecha de publicación en prensa como fecha relevante –«día 0»– por dos motivos:

- En primer lugar, presenta la ventaja de atenuar el inconveniente de la asimetría informativa entre los partícipes del mercado, que haría que de utilizarse fechas más imprecisas la velocidad del ajuste en precios fuese altamente sensible al número de inversores informados [BRENNAN, 1991], situación esta que dejaría abierta la posibilidad de reacciones retardadas sin que de las mismas deba deducirse una anomalía en el funcionamiento eficiente del mercado.
- Por otra parte, la existencia de antecedentes que evidencian rendimientos anómalos en las intermediaciones de la revelación en prensa de opiniones de auditoría calificadas en conjunción con la ausencia de trabajos similares realizados en nuestro país.

3. Cálculo de rentabilidades.

Delimitada la muestra, en el cálculo de rentabilidades esperadas y anormales se emplearon datos de cotización diarios de las empresas seleccionadas, así como del Índice General de la Bolsa de Madrid; dichos datos fueron obtenidos de la Sociedad de Difusión de la Información de la Bolsa de Madrid y de los Boletines de Cotización diariamente publicados por ese mercado. Los parámetros del modelo de mercado fueron estimados por regresión en un período de 180 días ($t = -190$, $t = -10$) precedente a la ventana de evento que, a su vez, se definió como un intervalo simétrico de 20 días ($t = -10$, $t = +10$).

Las rentabilidades anormales son indicadoras del impacto del suceso en los precios de los títulos, pues registran las variaciones que son específicas de la empresa una vez eliminados los movimientos generales del mercado, tal y como se deduce de la ecuación [3]:

⁵ Además se comprobó que se trata en todo caso de firmas muy regulares en la cotización, resultado que contrasta con el de CABAL GARCÍA [2000], que analizó el contenido informativo de los informes de auditoría calificados correspondientes a los ejercicios 1993-1996 tomando como fecha de evento la del registro de tales documentos en la CNMV, donde precisamente la cotización altamente infrecuente de muchas empresas fue uno de los factores que redujo considerablemente la muestra de entidades disponible para el estudio.

$$RA_{it} = R_{it} - (\alpha_i + \beta_i \tilde{R}_{mt}) \quad [3]$$

RA_{it} = Rentabilidad anormal del título i en el momento t .

Posteriormente, para cada título se obtendrán además:

- Una rentabilidad anormal acumulada (RAC_i), producto de la agregación de las rentabilidades anormales del intervalo de días (a, b) en los que se produzca la mayor reacción en el precio de las acciones:

$$RAC_i = \sum_{t=a}^b RA_{it} \quad [4]$$

- Una rentabilidad anormal acumulada promedio (\overline{RAC}) para el conjunto de los N anuncios seleccionados:

$$\overline{RAC} = (1/N) \sum_{i=1}^N RAC_i \quad [5]$$

4. Planteamiento y contraste de hipótesis.

Efectuado el cálculo de las rentabilidades anormales y su agregación en el intervalo considerado, el siguiente paso es contrastar la hipótesis nula de que la rentabilidad anormal promedio para el conjunto de anuncios es igual a cero durante los días próximos al evento. Cualquier desviación del valor nulo, en el contexto de un mercado que se presume eficiente en su versión semifuerte, será imputable al efecto de la información transmitida por el anuncio del informe calificado, lo que equivale a reconocer que el mismo posee contenido informativo y resulta relevante para el mercado.

Para efectuar el contraste de la hipótesis planteada y dado el reducido tamaño muestral disponible, se utilizó el test no paramétrico de CORRADO [1989] a cuya descripción se dedican las siguientes líneas.

CORRADO [1989] demuestra que con tamaños muestrales de treinta títulos o menos, los tests paramétricos convencionales presentan un problema de leptocurtosis –apuntamiento superior al de la distribución *Normal*– proponiendo un test no paramétrico de rangos que ofrece mejor especificación bajo la hipótesis nula considerada.

La aplicación práctica del estadístico exige transformar la serie temporal de las rentabilidades anormales de los títulos, calculadas en los períodos de estimación y de evento, en su respectivo rango o número de orden, de forma que para cada anuncio se determine el rango que le corresponde a cada rentabilidad en cada uno de los t días considerados, es decir, en nuestro caso:

$$K_{it} = \text{rango} (RA_{it}) \quad t = -190, \dots, \dots, +10 \quad [6]$$

Donde K_{it} representa el rango que le corresponde a la rentabilidad anormal del anuncio i dentro de la serie temporal de las 201 rentabilidades anormales que fueron calculadas para ese anuncio.

En la asignación de rangos se atribuye el número de orden más elevado a la rentabilidad anormal más alta, de modo que se cumplirá que si $RA_{it} > RA_{ij}$, entonces $K_{it} < K_{ij}$ variando el rango entre 1 y 201, es decir, $1 < K_{it} < 201$.

El test de rangos asume que, bajo la hipótesis nula, el rango esperado o rango medio será igual a 0,5 más la mitad del número de rentabilidades anormales observadas. Extrapolando este resultado a nuestro estudio, donde el número de rendimientos observado en ambos períodos es de 201, el rango medio toma un valor $\bar{K} = 101$. El estadístico a utilizar se construye como sigue:

$$Z = \frac{\left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \sum_{t=a}^b \frac{K_{it} - \bar{K}}{S(K)} \right)}{\sqrt{b - a + 1}} \quad [7]$$

Donde $S(K)$ es la desviación típica calculada a su vez como:

$$S(K) = \sqrt{\left(\frac{1}{201} \sum_{i=-190}^{+10} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (K_{it} - \bar{K})^2 \right) \right)} \quad [8]$$

El procedimiento de rangos transforma la distribución de rentabilidades anormales de los títulos en una distribución uniforme a lo largo de todos los posibles valores del rango, con independencia de cualquier asimetría en la distribución original. Además, los momentos muestrales del estadístico de rangos son cercanos a los esperados en una población *Normal* estándar para tamaños muestrales mayores o iguales a diez [CORRADO, 1989, pp. 388 y 390].

Por otra parte, el propio CORRADO [1989, pág. 392] subraya que el test de rangos está bien especificado para carteras de al menos diez títulos, sugiriendo para tamaños inferiores el siguiente estadístico:

$$T = \sum_{i=1}^N \frac{K_{it}}{(m + 1)} \quad [9]$$

Siendo m el número total de rentabilidades observadas en los períodos de estimación y de suceso. Este estadístico se distribuye como la suma de N variables uniformes pudiendo consultarse los percentiles de la suma de N variables uniformes para $2 < N < 30$ en BUCKLE, KRAFT y VAN EEDEN [1969, pág. 597].

Tras esta descripción del proceso seguido, se procede en los siguientes apartados a presentar los resultados de su desarrollo.

III. RESULTADOS OBTENIDOS

La aplicación de la metodología de eventos a los sucesos «informes calificados» y «calificaciones retiradas» publicados en prensa con las características señaladas condujo a los resultados expuestos en la **tablas 1, 2 y 3**, donde se consigna la reacción que se produce en las cotizaciones de los títulos de las empresas afectadas en torno a la revelación en prensa de opiniones de auditoría calificadas «iniciales», «recurrentes» y «reiteradas», respectivamente.

TABLA 1. RENTABILIDADES ANORMALES DE LA MUESTRA DE INFORMES CON OPINIONES CALIFICADAS «INICIALES»

DÍA	RENTABILIDAD ANORMAL (RA)	ESTADÍSTICO Z	RA ACUMULADA (RAA)	% DE RAS NEGATIVAS
-10	-0,01267035	3,53189041 ^a	-0,01267035	70%
-9	0,0004684	0,99334418	-0,01220195	50%
-8	-0,00314084	-0,49667209	-0,01534279	60%
-7	-0,00037916	1,21408733	-0,01572195	40%
-6	0,01289017	1,3244589	-0,00283179	40%
-5	0,01813537	-3,91819092 ^a	0,01530358	40%
-4	-0,0014281	2,42817466 ^a	0,01387548	30%
-3	-0,00881214	-2,92484674 ^a	0,00506335	60%
-2	0,01097241	3,64226198 ^a	0,01603576	10%
-1	-0,00562174	-1,49001627	0,01041403	70%
0	-0,07133761	-4,69079195 ^a	-0,06092358	70%
1	-0,00398404	1,82113099	-0,06490763	50%
2	0,01130123	-0,05518579	-0,0536064	70%
3	0,01117354	-1,87631678 ^a	-0,04243285	70%
4	0,01653301	0,49667209	-0,02589984	40%
5	0,01676886	1,54520205	-0,00913098	40%
6	-0,0055605	2,98003253 ^a	-0,01469148	60%
7	0,01122299	-1,37964469	-0,00346849	50%
8	-0,00682963	0,93815839	-0,01029812	50%
9	-0,00096519	-3,42151883 ^a	-0,01126331	60%
10	-0,00557082	-3,53189041 ^a	-0,01683413	70%
VENTANAS	Z	RA \bar{C}		
(-10, +10)	0,0457616	-0,01683413		
(-5, 0)	0,46185482	-0,0580918		
(-1, +1)	2,28765781 ^a	-0,08094339		
(-1, 0)	-2,09159231 ^a	-0,07695935		
(0, +1)	-2,3569358 ^a	-0,07532165		
(0, +5)	-1,12422222	-0,01954501		

^a Significativos al 95%

Los resultados alcanzados para este primer grupo confirman la existencia de rentabilidades anormales negativas y estadísticamente significativas en el día cero y en sus inmediaciones, tal y como se puede apreciar en el valor acumulado de las mismas en las ventanas (-1, +1), (-1, 0) y (0, +1). Esto permite afirmar que el mercado reacciona negativamente a la publicación en prensa de informes de auditoría calificados inicialmente, lo que equivale a reconocer que los mismos poseen contenido informativo. El resultado concuerda con el obtenido por BANKS *et al.* [1982], ELLIOTT [1982] y DOPUCH *et al.* [1986] que también detectan rendimientos anómalos negativos y estadísticamente significativos en las inmediaciones de la divulgación en prensa de opiniones de auditoría del tipo «sujeto a» que se manifiestan por primera vez.

TABLA 2. RENTABILIDADES ANORMALES EN LA MUESTRA DE INFORMES CON OPINIONES CALIFICADAS «RECURRENTE»

DÍA	RA	ESTADÍSTICO T	RAA	% DE RAS NEGATIVAS
-10	0,00846594	3,98507463	0,00846594	57%
-9	0,00154357	3,89552239	0,01000952	43%
-8	0,00732849	3,49253731	0,017338	43%
-7	0,01177303	4,05472637	0,02911103	57%
-6	0,00206596	3,57711443	0,03117699	57%
-5	-0,00019245	3,60199005	0,03098454	57%
-4	-0,00863366	2,97512438	0,02235088	57%
-3	-0,00870146	2,74129353	0,01364942	71%
-2	0,00376737	3,87562189	0,01741679	43%
-1	0,00201866	3,50248756	0,01943545	57%
0	-0,00439033	3,12935323	0,01504512	57%
1	0,01058008	4,48756219	0,02562521	29%
2	0,02570277	4,93532338	0,05132798	14%
3	0,00643837	3,48258706	0,05776635	43%
4	0,03492923	5,37810945 ^a	0,09269557	14%
5	0,03160067	5,02985075 ^a	0,12429625	29%
6	-0,02498767	2,13930348	0,09930858	86%
7	0,00363265	3,5920398	0,10294123	57%
8	0,03142538	4,70646766	0,13436661	14%
9	0,00909236	3,68656716	0,14345897	43%
10	0,00645533	3,00995025	0,1499143	57%
VENTANAS		T	RAC	
	(-10, +10)	17,3000104 ^a	0,1499143	
	(-5, 0)	8,0938778 ^a	-0,01613187	
	(0, +5)	10,7952222 ^a	0,1048608	
	(-1, +1)	6,41979031 ^a	0,00820842	
	(-1, 0)	4,6894196	-0,00237166	
	(0, +1)	5,38597255 ^a	0,00618975	

^a Significativos al 95%

Como se puede apreciar en la **tabla 2**, en el caso de las calificaciones reiteradas, si bien individualmente las únicas rentabilidades anormales significativas se producen 4 y 5 días después de la

fecha relevante, el cálculo de rentabilidades anormales acumuladas en las ventanas de 2 y 3 días de amplitud en torno al día cero también permite concluir el contenido informativo de estos anuncios. Sin embargo, las rentabilidades anormales acumuladas de dichas ventanas, (-1, +1) y (0, +1), además de ser relevantes en términos estadísticos son, sorprendentemente, de signo positivo lo que sugiere que el mercado reacciona favorablemente al anuncio de la reiteración de las salvedades de los auditores. Un resultado como éste ya había sido alcanzado por BALL *et al.* [1979] que constataron tales reacciones en la Bolsa de Sydney en las inmediaciones del anuncio de opiniones calificadas por «depreciación de edificios». El resultado alcanzado por esos autores se justifica precisamente en el tipo de salvedad que conduce al mismo, pues durante el período temporal de su estudio (1961-1972) se emitió en Australia una norma que exigía por primera vez a las firmas de ese país que calcularan y reflejasen la depreciación de los edificios, circunstancia que disparó el número de informes calificados en los que los auditores señalaban los efectos de los errores y, en la medida de lo posible, omisiones en el cálculo de tales pérdidas de valor; de este modo, la opinión calificada aportaba a los inversores los datos necesarios para corregir los estados financieros empresariales y así disponer de información relevante para ajustar sus previsiones, lo que justificaría que estas noticias fuesen apreciadas positivamente por el mercado.

Sin embargo, la explicación precedente no resulta plausible en el caso que nos ocupa, pues se trata de calificaciones reiteradas y de las que tan sólo un 29% son debidas a salvedades cuantificadas por el auditor. Descartar la hipótesis anterior nos induce a pensar que este tipo de efectos pueden ser achacados precisamente a la condición de recurrentes de los informes, pues resulta lógico pensar que la gravedad que se atribuye a una mala noticia la primera vez que se conoce se va atenuando si la misma se repite sistemáticamente a lo largo del tiempo, por ello podría resultar admisible que el mercado sí hubiese reaccionado negativamente cuando tales reservas eran «iniciales» y que después su persistencia en el tiempo, unida al efecto aprendizaje, le haya llevado a valorar tales noticias en sus justos términos o incluso a compensar la excesiva penalización que les pudo dar cuando se manifestaron por primera vez.

En cualquier caso los resultados alcanzados en estos dos grupos son contrarios a los obtenidos por DEL BRÍO GONZÁLEZ [1998] y Cabal GARCÍA [2000], al fracasar ambas autoras en su intento de encontrar rendimientos anómalos significativos en torno al registro en la CNMV de informes de auditoría calificados correspondientes a empresas admitidas a cotización en la Bolsa de Madrid.

TABLA 3. RENTABILIDADES ANORMALES EN LA MUESTRA DE INFORMES CON «CALIFICACIONES RETIRADAS»

DÍA	RA	T	RAA	% DE RAS NEGATIVAS
-10	-0,003664032	1,29850746	-0,00366403	67%
-9	0,000739469	1,43781095	-0,00292456	67%
-8	-0,01266309	1,1641791	-0,0155876	67%
-7	-0,006973678	0,95522388	-0,02256133	100%
-6	0,023616999	2,77114428 ^a	0,00105567	0%
-5	-0,00879713	0,66666667	-0,00774146	100%
-4	-0,002412926	0,99502488	-0,01015439	67%

DÍA	RA	T	RAA	% DE RAS NEGATIVAS
-3	0,015225067	2,60696517 ^a	0,00507068	0%
-2	-0,002711738	1,57711443	0,00235894	67%
-1	-0,009077348	1,21890547	-0,00671841	67%
0	0,010998425	2,12437811	0,00428002	33%
1	0,021997074	2,01492537	0,02627709	33%
2	-0,017404246	0,26368159 ^a	0,00887285	100%
3	-0,005104594	1,59701493	0,00376825	67%
4	-0,006145146	0,92537313	-0,00237689	100%
5	-0,022416023	1,12437811	-0,02479292	67%
6	0,018684769	2,21890547	-0,00610815	0%
7	0,010209834	2,23880597	0,00410169	33%
8	-0,018394546	0,29850746 ^a	-0,01429286	100%
9	-0,006816698	1,02487562	-0,02110956	100%
10	0,0226194	2,5920398 ^a	0,00150984	0%
VENTANAS		T	RAC	
	(-1,1)	1,03118779	0,023918151	
	(-1,0)	0,7880195	0,001921077	
	(0,+1)	0,97564319	0,032995499	

^a Significativos al 95%

Como se puede ver en la **tabla 3**, los resultados obtenidos para el grupo de «calificaciones retiradas» *a priori* son ambiguos y de difícil interpretación, ya que antes del día cero sólo se produce una rentabilidad anormal positiva y significativa el día -6; con posterioridad a ese momento tienen lugar residuos negativos y relevantes los días +2 y +8 y, en cambio, en las inmediaciones del día cero no se detectaron rendimientos anormales significativos, ni de forma individual ni agregados en ventanas de 3 y 2 días de amplitud, hecho que nos lleva a concluir que este tipo de anuncio no posee contenido informativo.

El resultado alcanzado es contrario al obtenido por FIELDS y WILKINS [1991], si bien tal contradicción podría estar quizás en el tipo de salvedades que se han solventado, pues mientras en el trabajo de esos autores se confirma la resolución de salvedades del tipo «sujeto a», o lo que es lo mismo que comunican que las incertidumbres condicionantes de la opinión del auditor habían sido finalmente resueltas, de las tres calificaciones de nuestro trabajo una se refería a la subsanación de un error contable, salvedad que de persistir es evitable para los usuarios de las cuentas anuales al proporcionar el informe de auditoría los datos necesarios para corregir las cifras empresariales, y si bien las otras dos sí que hacían alusión a la resolución de salvedades indeterminadas, se comprobó que se trataba de correcciones parciales, pues tales reservas coexistían con otras igualmente contingentes que continuaron manifestándose en las auditorías sucesivas.

Además, se confirmó que en todos los casos la prensa, para redactar sus artículos, se había basado en los informes especiales de auditoría previamente registrados en la CNMV junto con la información semestral de las empresas; esto justifica las rentabilidades anormales positivas que se producen el día -6 pudiendo explicarse los residuos negativos post-evento precisamente en la persistencia de ciertas reservas de naturaleza contingente.

IV. ANÁLISIS DEL EFECTO DE LOS DISTINTOS TIPOS DE SALVEDADES DE AUDITORÍA A NIVEL DESAGREGADO

Tras analizar los efectos derivados del conocimiento público de los informes calificados publicados en prensa y enfatizar que algunos de los resultados obtenidos resultaban, cuando menos, sorprendentes, se ha querido evaluar también si otro factor condicionante de los mismos es su contenido. Así, teniendo en cuenta que existen antecedentes de que no todas las salvedades disponen del mismo contenido informativo, se decidió hacer una nueva agregación de los informes calificados atendiendo ahora a que contuviesen salvedades determinadas –con efecto cuantificado sobre fondos propios y/o resultados–, indeterminadas –producidas por limitaciones al alcance y/o incertidumbres no susceptibles de cuantificación objetiva– o mixtas –informes simultáneamente calificados por salvedades de ambas naturalezas–. Con estas consideraciones previas se constituyeron los subgrupos de calificaciones que se registran en el **cuadro 4**.

CUADRO 4. CLASIFICACIÓN DE LOS «INFORMES CALIFICADOS» ATENDIENDO A LA NATURALEZA DE LAS SALVEDADES QUE CONTIENEN

	INICIALES	RECURRENTES
1. Con salvedades determinadas	4	2
2. Con salvedades indeterminadas	–	3
3. Mixtos	6	2
TOTAL	10	7

Adicionalmente, al profundizar en el contenido de las salvedades se observó que todos los informes eran potencialmente causantes de reacciones negativas; los que contenían reservas determinadas porque las mismas resultaban tener efectos desfavorables sobre las cuentas anuales, los que contenían salvedades indeterminadas porque transmiten a los destinatarios un mensaje de desconfianza en la información financiera de la empresa que podría inducirles incluso a prescindir de ella y los mixtos por conjugar ambos factores. Los resultados obtenidos al evaluar la significación en términos estadísticos de estas categorías de salvedades se reproducen en las **tablas 4 a 6** siguientes.

TABLA 4. SALVEDADES DETERMINADAS

DÍA	RA	T	RAA	%RAS NEGATIVAS
-10	-0,00931258	2,74626866	-0,00931258	67%
-9	0,0008452	3,05472637	0,0008452	50%
-8	0,00408486	3,79104478	0,00408486	33%
-7	0,00455081	3,12437811	0,00455081	33%
-6	-0,00266088	3,039801	-0,00266088	67%
-5	-0,00257607	3,00497512	-0,00257607	50%
-4	0,00282135	3,47761194	0,00282135	33%

DÍA	RA	T	RAA	%RAS NEGATIVAS
-3	-0,00401847	2,32338308	-0,00401847	83%
-2	0,00832756	4,37313433	0,00832756	17%
-1	-0,00240144	2,42288557	-0,00240144	83%
0	-0,01594926	2,0199005	-0,01594926	67%
1	-0,0016606	2,69154229	-0,0016606	50%
2	-0,00438951	2,62189055	-0,00438951	83%
3	-0,00618389	2,66666667	-0,00618389	67%
4	0,00351619	3,59701493	0,00351619	33%
5	0,01132065	3,45771144	0,01132065	50%
6	-7,289E-06	3,60696517	-7,289E-06	50%
7	-0,00539486	2,40298507	-0,00539486	67%
8	0,00303033	3,78109453	0,00303033	17%
9	0,00618326	3,19402985	0,00618326	50%
10	0,00620521	2,72139303	0,00620521	67%
VENTANAS		T	RAC	
	(-1,+1)	4,1190064	-0,0200113	
	(-1,0)	3,14152416	-0,0183507	
	(0,+1)	3,33149314	-0,01760986	

Las seis salvedades determinadas obedecían a errores o incumplimientos contables cuya revelación y cuantificación en el informe de auditoría no produce rentabilidades anormales significativas en ninguno de los días de la ventana de evento ni tampoco en intervalos que rodean al día cero, por lo tanto las salvedades determinadas no conducen a reacciones significativas en el mercado. Este resultado concuerda con el alcanzado por DEL BRÍO GONZÁLEZ [1998] y por CABAL GARCÍA [2000] que también concluyen que las salvedades por errores o incumplimientos carecen de relevancia en términos de contenido informativo ⁶.

TABLA 5. INDETERMINADAS (N = 3 RECURRENTES)

DÍA	RA	T	RAA	%RAS NEGATIVAS
-10	0,00721202	1,94029851	0,00721202	33%
-9	0,00430205	1,87562189	0,01151408	33%
-8	0,02547556	1,58706468	0,03698964	67%
-7	0,01851646	1,85572139	0,0555061	67%
-6	0,01052368	1,89552239	0,06602978	33%
-5	-0,00765526	1,2238806	0,05837451	67%
-4	-0,02006314	0,95522388	0,03831137	67%
-3	-0,02335986	0,71641791	0,01495151	100%
-2	0,01120207	1,82587065	0,02615358	33%
-1	0,0045742	1,49751244	0,03072778	67%
0	0,00602276	1,63681592	0,03675054	33%
1	0,01973682	2,24378109	0,05648736	0%

⁶ Aunque no se consigne en el trabajo, se analizó separadamente el caso de las salvedades determinadas iniciales concluyendo igualmente en su carencia de contenido informativo.

DÍA	RA	T	RAA	%RAS NEGATIVAS
2	0,02490412	2,13432836	0,08139148	0%
3	0,03532241	2,12935323	0,11671389	0%
4	0,07097864	2,80597015 ^a	0,18769253	0%
5	0,05926898	2,59701493 ^a	0,24696151	0%
6	-0,04028177	0,960199	0,20667974	67%
7	0,01189578	1,73134328	0,21857552	33%
8	0,07199603	2,5721393 ^a	0,29057155	0%
9	0,00317661	1,14925373	0,29374816	67%
10	-0,00083855	0,79104478	0,29290961	67%
VENTANAS		T	RAA	
	(-1,+1)	3,10505294 ^a	0,03033377	
	(-1,0)	2,21630484	0,01059696	
	(0,+1)	2,74399646 ^a	0,02575958	

^a Significativos al 95%

En cuanto a las salvedades indeterminadas, si bien lo lógico sería esperar que la incertidumbre inherente a las mismas condujese a reacciones desfavorables en el mercado, se aprecian rentabilidades anormales positivas y estadísticamente significativas que pueden imputarse no a su condición de indeterminadas sino de recurrentes, lo que nos lleva a aducir el argumento anteriormente esgrimido de que cada vez que se repite la calificación se tratasen de compensar penalizaciones excesivas que se hubiesen producido la primera vez que se manifestaron tales reservas o el acontecimiento subyacente a las mismas y determinante de la opinión del auditor. De hecho, esta tesis encuentra su apoyo en trabajos previos como el de ELLIOTT [1982], DODD *et al.* [1984] o AMEEN *et al.* [1986] que evidencian que el mercado reacciona a los acontecimientos económicos causantes de las reservas del auditor al descubrir rendimientos anormales negativos mucho antes de que fuese conocido públicamente el dictamen del profesional.

TABLA 6. MIXTOS

DÍA	RA	T	RAA	%RAS NEGATIVAS
-10	-0,00415032	2,97014925	-0,00415032	71%
-9	-0,00031104	4,11940299	-0,00446136	57%
-8	-0,0101306	3,32835821	-0,01459196	57%
-7	-0,00052933	4,46766169	-0,01512129	43%
-6	0,0159697	4,75621891	0,00084841	29%
-5	0,02730359	5,61691542 ^a	0,028152	43%
-4	-0,00393191	4,02985075	0,02422009	29%
-3	-0,00685515	4,13432836	0,01736494	43%
-2	0,00656552	5,29850746	0,02393046	29%
-1	-0,00517509	4,039801	0,01875537	43%
0	-0,08331014	2,39800995 ^a	-0,06455476	71%
1	-0,00187834	3,67164179	-0,0664331	57%
2	0,03056955	4,60199005	-0,03586355	43%
3	0,01099252	3,54228856	-0,02487104	71%

DÍA	RA	T	RAA	%RAS NEGATIVAS
4	0,02197521	4,6119403	-0,00289583	43%
5	0,0178953	4,68159204	0,01499947	29%
6	-0,01370371	3,13432836	0,00129577	86%
7	0,01679254	4,37313433	0,01808831	57%
8	-0,01031109	3,37313433	0,00777722	71%
9	0,00092065	4,40298507	0,00869787	57%
10	-0,00565456	3,19402985	0,00304331	57%
VENTANAS		T	RAC	
	(-1,+1)	5,83669526 ^a	-0,09036356	
	(-1,0)	4,55221978	-0,08848522	
	(0,+1)	4,29189191	-0,08518847	

^a Significativo al 95%

El grupo de los informes «mixtos» o calificados simultáneamente por reservas de distinta naturaleza es el que tiene un contenido informativo más claro al producirse una rentabilidad anormal del -8,33% el día cero y una rentabilidad anormal acumulada del -9,03% en la ventana (-1, +1), ambas significativas al 95%. Además, el resultado es totalmente coincidente con el previamente obtenido por CABAL GARCÍA [2000] que también encuentra residuos negativos estadísticamente significativos que se concentran en los 8 días siguientes al registro en la CNMV de los informes calificados por múltiples incidencias, habiéndose señalado en un apartado anterior que la divulgación en prensa se producía mayoritariamente con posterioridad al registro de los informes en dicha Comisión.

V. CONCLUSIONES

La auditoría de cuentas anuales se concibe como un poderoso instrumento para el control y gobierno de las sociedades, como así se manifiesta en los Informes CADBURY (1992) y HAMPEL (1998) en Gran Bretaña o en el Informe OLIVENCIA (1997) en España, que no dudan en considerarla una de las «piedras angulares» de los gobiernos societarios. Sin embargo, la utilidad de informe de auditoría ha sido muchas veces cuestionada, esencialmente en los medios de comunicación que han convertido a los auditores en primera página cada vez que una empresa se ha visto envuelta en un escándalo financiero.

Precisamente las dudas en torno a la relevancia de la opinión del auditor han provocado que diversos investigadores de distintos países hayan tratado de demostrar su utilidad a través del análisis de su contenido informativo, concluyendo en la mayoría de los casos que los inversores reaccionan de un modo diferencial ante salvedades de distinta naturaleza. En cambio, cuando se analizó específicamente el caso de informes de auditoría divulgados en prensa financiera, los resultados alcanzados son unánimes y confluyen al afirmar que tales anuncios producen rentabilidades anormales significativas en los títulos de las empresas afectadas por los mismos en las inmediaciones de su fecha de divulgación, subrayando pues el importante poder de los medios de comunicación en el ámbito del mercado bursátil, al menos en lo referente al informe de auditoría.

En nuestro país, existían dos trabajos efectuados con el fin de evidenciar el contenido informativo de las calificaciones de auditoría, pero ninguno de ellos se había centrado en las publicadas en prensa, siendo precisamente ése el suceso que ocupó nuestra atención al objeto de comprobar si en nuestro mercado de valores también se observa esa influencia mediática anticipada en otros ámbitos geográficos. Pues bien, los resultados alcanzados nos permiten concluir en los siguientes términos:

- Se confirma un escaso impacto en los medios de las opiniones de auditoría y además sin justificación aparente, de tal forma que las noticias reveladas parecen ser producto de una decisión subjetiva, fortuita o aleatoria a lo que hay que añadir una clara connotación negativa a la hora de enunciar los titulares. Sin embargo, se han apreciado, residualmente, artículos en los que se desvela la subsanación de reservas de ejercicios anteriores.
- En cuanto a la oportunidad de los anuncios, se pudo observar que, en la mayor parte de los casos, la prensa no tiene la primicia ni mucho menos la exclusiva a la hora de revelar la opinión de los auditores, sino que normalmente se basa en información disponible por otras vías, en particular en los registros oficiales de la CNMV. No obstante, la fecha de publicación en prensa reduce el problema de la asimetría informativa asociado a la utilización de otras fechas de menor difusión.
- Como sería de esperar, las calificaciones iniciales dan lugar a rentabilidades anormales negativas estadísticamente significativas, resultado lógico y coherente con los obtenidos por otros autores. Sin embargo, se descubren reacciones positivas y relevantes en torno a la publicación en prensa de calificaciones reiteradas sistemáticamente a lo largo del tiempo, circunstancia que atribuimos a una posible penalización excesiva del mercado la primera vez que se manifestaron tales reservas o los acontecimientos económicos subyacentes a las mismas. Por su parte, los anuncios de calificaciones retiradas producen efectos ambiguos pero justificados por su contenido.
- Atendiendo a la naturaleza de las salvedades contenidas en los informes calificados, se constató que:
 - Las determinadas o cuantificadas por el auditor en su informe no resultaron tener contenido informativo, ni siquiera cuando se recibían por primera vez, resultado coherente con los antecedentes del trabajo.
 - Las indeterminadas provocaron reacciones positivas significativas, hecho que únicamente podemos atribuir a su condición de reiteradas; el resultado *a priori* contradice los de investigaciones precedentes que, si bien sólo detectaron rentabilidades anormales negativas en torno a la revelación de calificaciones del tipo «sujeto a», es importante subrayar que éstas tan sólo se habían manifestado en informes calificados por primera vez.
 - Finalmente, los únicos informes que resultaron tener un contenido informativo claro han sido los calificados por múltiples incidencias de distinta naturaleza, resultado igualmente coincidente con los obtenidos por otros autores.

En definitiva, las evidencias encontradas nos permiten afirmar que en nuestro país parece confirmarse una influencia mediática en el mercado de valores, quedando aún por conocer las razones que impulsan a la prensa a seleccionar sus noticias para poder decidir si la conducta bursátil obedece a decisiones racionales de los inversores o si éstos confían más en el juicio de los periodistas que en el que ellos mismos podrían formarse al analizar por su cuenta la información financiera empresarial públicamente disponible.

BIBLIOGRAFÍA

- ALDERMAN, C. W. [1977]: «The role of uncertainty qualifications: evidence to support the tentative conclusions of the Cohen Commission», *The Journal of Accountancy*, noviembre, págs. 97-100.
- AMEEN, E. C., CHAN, K. y GUFFEY, D. M. [1994]: «Information content of qualified audit opinions for Over-The-Counter firms», *Journal of business Finance & Accounting*, núm. 21(7), octubre, págs. 997-1.011.
- BALL, R., WALKER, R. G. y WHITTRED, G. P. [1979]: «Audit qualifications and share prices», *Abacus*, núm. 15, junio, págs. 23-34.
- BANKS, D. W. y KINNEY, W. R. [1982]: «Loss contingency reports and stock prices: an empirical study», *Journal of Accounting Research*, vol. 20, núm. 1, primavera, págs. 240-254.
- BASKIN, E. F. [1972]: «The communicative effectiveness of consistency exceptions», *The Accounting Review*, enero, págs. 38-51.
- BROWN, S. y WARNER, J. B. [1985]: «Using daily stock returns, the case of Event Studies», *Journal of Financial Economics*, núm. 14, págs. 3-31.
- BUCKLE, N., KRAFT, C. y VAN EEDEN, C. [1969]: «An approximation to the Wilcoxon-Mann-Whitney Distribution», *Journal of the American Statistical Association*, junio, págs. 591-599.
- CABAL GARCÍA, E. [2000]: «La efectividad comunicativa del informe de auditoría medida a través de su impacto en el mercado bursátil», *Revista de Contabilidad y Tributación (Comentarios y Casos Prácticos)*. Ed. *Estudios Financieros*, núms. 209-210, agosto-septiembre, págs. 123-178.
- CABAL GARCÍA, E. [2001]: «Informes de auditoría», *Partida Doble*, núm. 119, febrero 2001, págs. 20-33.
- CADBURY, A. (1992): *Informe del Comité sobre los aspectos financieros del Gobierno de las sociedades*, Informe Cadbury, publicado en el BOICAC n.º 18.
- CAMPBELL, J. Y., LO, A. W. y MACKINLAY, A. C. [1997]: *The econometrics of financial markets*, Ed. Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- CHOI, S. J. y JETER, D. J. [1992]: «The effects of qualified audit opinions on earnings response coefficients», *Journal of Accounting and Economics*, núm. 15, págs. 229-247.
- CORRADO, C. J. [1989]: «A non parametrics test for abnormal security-price performance in event studies», *Journal of Financial Economics*, vol. 23, núm. 2, agosto, págs. 385-395.

- DEL BRÍO GONZÁLEZ, E. B. [1998]: «Efecto de las salvedades de los informes de auditoría sobre el precio de las acciones de la Bolsa de Madrid», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, núm. 94, enero-marzo, págs. 129-170.
- DODD, P., DOPUCH, N., HOLTHAUSEN, R. y LEFTWICH, R. [1984]: «Qualified audit opinions and stock prices», *Journal of Accounting and Economics*, núm. 6, págs. 3-38.
- DOPUCH, N., HOLTHAUSEN, R. y LEFTWICH, R. [1986]: «Abnormal stocks returns associated with media disclosures of "subject to" qualified audit opinions», *Journal of Accounting and Economics*, núm. 8, págs. 93-117.
- ELLIOTT, J. A. [1982]: «Subject to audit opinions and abnormal security returns – outcomes and ambiguities», *Journal of Accounting Research*, vol. 20, núm. 2, otoño, págs. 617-638.
- FIELDS, L. P. y WILKINS, M. S. [1991]: «The information content of withdrawn audit qualifications: new evidence on the value of "subject to" opinions», *Auditing: a Journal of Practice & Theory*, vol. 10, núm. 2, otoño, págs. 62-69.
- FIRTH, M. [1978]: «Qualified audit reports: their impact on investment decisions», *The Accounting Review*, vol. LIII, núm. 3, julio, págs. 641-650.
- GÓMEZ AGUILAR, M. N., LARRÁN JORGE, M. y RUIZ BARBADILLO, E. [1999]: «Informe de auditoría y relevancia de la información contable en los mercados de capitales», *X Congreso de AECA*, Zaragoza, septiembre.
- HAMPEL, R. (1998): *Informe final sobre la Comisión de Gobierno de las Sociedades*, Informe Hampel, publicado en BOICAC n.º 35.
- HARRISON, T. [1977]: «Different market reactions to discretionary and nondiscretionary accounting changes», *Journal of Accounting Research*, primavera, págs. 84-107.
- HARRISON, W., TOMASSINI, L. y DIETRICH, R. [1983]: «The use of control groups in capital markets research», *Journal of Accounting Research*, vol. 21, núm. 1, págs. 65-77.
- JONES, F. L. [1996]: «The information content of the auditor's going concern evaluation», *Journal of Accounting and Public Policy*, núm. 15, págs. 1-27.
- LOUDDER, M. L., KHURANA, I. K., SAWYERS, R. B., CORDERY, C., JOHNSON, C., LOWE, J. y WUNDERLE, R. [1992]: «The information content of audit qualifications», *Auditing: A journal of Practice and Theory*, vol. 11, núm. 1, primavera, págs. 69-82.
- OLIVENCIA, M. [1997]: *Informe de la Comisión Especial para el estudio de un código ético de los Consejos Administrativos de las sociedades*, publicado en el BOICAC n.º 33.
- ORDEN DE 30 DE SEPTIEMBRE DE 1992, por la que se modifica la de 18 de enero de 1991 sobre información pública periódica de las entidades emisoras de valores admitidos a negociación en Bolsa (BOE de 20 de octubre).
- PUCHETA MARTÍNEZ, C. y GARCÍA BENAÚ, M. A. [2001]: «¿Comprenden los usuarios el informe de auditoría?», *Técnica Contable*, núm. 627, marzo 2001, págs. 177-194.