

# Efectos económicos de las calificaciones de auditoría. Factores determinantes de las reacciones del mercado ante las salvedades

*Economic effects of the qualified audit reports. Factors determining the market reaction face to the qualifications*

**Javier De Andrés Suárez.** Universidad de Oviedo

**Elena Cabal García.** Universidad de Oviedo

**Carlos Fernández Méndez.** Universidad de Oviedo

---

**RESUMEN** El objetivo de este trabajo es profundizar en el estudio del contenido informativo de los informes de auditoría calificados. Para ello, tras emplear la metodología de eventos para comprobar si en torno a su divulgación se producen rentabilidades anormales en los precios de los títulos de sus empresas receptoras, se trata de determinar, mediante la aplicación de diversas técnicas, las variables explicativas de las reacciones negativas identificadas. Este aspecto constituye una aportación plenamente novedosa y necesaria a esta línea de investigación, llegando a la conclusión de que las empresas cuyos informes de auditoría calificados causan efectos en el mercado presentan unos perfiles específicos caracterizados bien por una situación financiera muy mala, bien por haber intervenido otros auditores y no estar la propiedad muy concentrada, bien por tener una rentabilidad elevada o bien tener una rentabilidad pequeña pero positiva unida a una escasa solvencia a corto plazo.

**PALABRAS CLAVE** Informes de Auditoría Calificados; Contenido Informativo; Algoritmo See5; Rentabilidad; Riesgo; Estructura de la propiedad.

---

**ABSTRACT** The purpose of this research work is to assess the information content of qualified audit reports. First, for each qualified audit report we test whether it causes abnormal returns in the securities of the company using the event methodology. Upon the basis of the results of this preliminary research we try to determine the factors that cause a qualified audit report to have negative effects on the firm's market value. We conclude that firms whose qualified audit reports have effects on the market have either a very bad financial position, or a moderate degree of ownership structure, combined with the participation of other auditors in the audit work, or a high ROI, or a small but positive financial profitability combined with a small value in the current ratio.

**KEYWORDS** Qualified audit reports; Information content; See5 algorithm; Profitability; Risk; Ownership structure.

---

## 1. INTRODUCCIÓN

La auditoría de cuentas anuales se concibe como un poderoso instrumento para el control y gobierno de las sociedades al ejercer el informe de auditoría una función señalizadora encaminada a mitigar la asimetría informativa existente entre el interior y el exterior de las firmas. De hecho, la opinión del auditor representa un indicador de la calidad de la infor-

mación contable empresarial, pues las opiniones favorables confirman la utilidad de la misma para el análisis, mientras que los informes calificados son interpretados como «malas noticias» por cuanto indican que la fiabilidad de la información contable publicada por la empresa es, cuando menos, cuestionable.

El objetivo de nuestro trabajo ha sido comprobar esta condición de «señal informativa negativa» que teóricamente se atribuye a los informes de auditoría calificados. Para ello hemos procedido en primer lugar, mediante la aplicación de la metodología del estudio de eventos, a analizar el contenido informativo de este tipo de informes estudiando las reacciones del mercado ante su revelación.

Posteriormente, se ha tratado de determinar las causas de las reacciones negativas que se producen en el mercado al conocer esta información, aspecto éste que constituye una novedosa aportación respecto a las investigaciones precedentes, que se han limitado a analizar las reacciones del mercado ante la revelación de la opinión del auditor sin abundar en los posibles factores causales de las mismas. Para ello hemos realizado un segundo análisis empírico, basado principalmente en la aplicación del algoritmo de clasificación multivariante no paramétrico See5 de Quinlan, pudiendo comprobar que las empresas cuyos informes de auditoría calificados causan efectos negativos en el mercado presentan unos perfiles específicos caracterizados bien por una situación financiera muy mala, bien por haber intervenido otros auditores y no estar la propiedad muy concentrada, bien por tener una rentabilidad elevada o bien tener una rentabilidad pequeña pero positiva unida a una escasa solvencia a corto plazo.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera: la Sección 2 se dedica a la revisión de los antecedentes del trabajo para conocer las conclusiones alcanzadas en otros estudios similares. En la Sección 3 se evalúa, mediante la aplicación de la metodología de eventos, el contenido informativo de los informes de auditoría calificados recibidos por las entidades admitidas a cotización en la Bolsa de Madrid en el periodo 1993-1999. En función de los resultados obtenidos y a través de diversas metodologías, se procede en la sección 4 a la determinación de las variables explicativas de las salvedades que han resultado tener contenido informativo negativo. Finalmente, en la Sección 5 se exponen las conclusiones alcanzadas.

## 2. ANTECEDENTES DEL TRABAJO

Una revisión de la literatura empírica precedente nos ha permitido comprobar que la mayor parte de los estudios orientados a determinar la relevancia de la opinión del auditor para los inversores han tratado de inferir el contenido informativo de los informes de auditoría calificados sirviéndose de la metodología de eventos.

Los estudios previos se han centrado en dos tipos de suceso, los informes calificados por incertidumbres significativas o del tipo «sujeto a» 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 directamente su impacto sobre la *rentabilidad* de los títulos, hay trabajos que demuestran la existencia de contenido informativo [Banks y Kinney,

1982; Dopuch *et al.*, 1986; Fields y Wilkins, 1991; Loudder *et al.*, 1992, y Jones, 1996], otros sólo lo atribuyen a algún tipo concreto de calificación [Dodd *et al.*, 1984, opiniones denegadas] y también hay evidencia de que el mercado responde al suceso causante de la calificación, al producirse la reacción anormal 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 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; Ball *et al.*, 1979; Cabal García, 2000]. Otros no detectan contenido informativo, ni para los informes calificados ni para ninguna de las salvedades que contienen [Baskin, 1972; Del Brio González, 1998, y Pucheta Martínez *et al.*, 2004] y, por último, también hay quien defiende que el mercado responde a los sucesos que posteriormente desencadenan una opinión distinta de la favorable [Ameen *et al.*, 1994].

En definitiva, las investigaciones previas resultan poco concluyentes, pudiendo atribuirse las divergencias en los resultados obtenidos a aspectos tales como: *a)* las particularidades de los distintos ámbitos de estudio, pues si bien la mayoría de los trabajos se han realizado en el contexto americano también hay evidencias relativas a la Bolsa de Londres [Firth, 1978], la de Sydney [Ball *et al.*, 1979] o el mercado español [Del Brio González, 1998; Cabal García, 2000; Pucheta Martínez *et al.*, 2004]; *b)* alguna de las limitaciones inherentes a la aplicación de la metodología de eventos al suceso «informe de auditoría calificado» a las que posteriormente se hará referencia, o *c)* al hecho de que pudiera darse la circunstancia de que sean precisamente ciertos atributos de las entidades auditadas los que justifiquen la existencia o ausencia de reacciones en el mercado ante el conocimiento de la opinión de sus auditores. Este último aspecto constituye la principal aportación del presente trabajo, en el que tras identificar mediante un estudio de eventos aquellos informes que producen reacciones negativas en el mercado se determinan los factores explicativos de tales reacciones.

### 3. ANÁLISIS DEL CONTENIDO INFORMATIVO DEL INFORME DE AUDITORÍA DE CUENTAS ANUALES

#### 3.1. METODOLOGÍA DE EVENTOS Y MUESTRA DE ESTUDIO

En esta primera parte del estudio, por guardar coherencia con investigaciones precedentes, se emplea la metodología de eventos a fin de determinar la efectividad comunicativa de los informes de auditoría calificados recibidos por el colectivo de empresas admitidas a cotización en la Bolsa de Madrid.

El propósito de esta metodología es 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 títulos de las empresas afectadas por el mismo.

En nuestro caso concreto hemos elegido como fecha relevante la del día de registro de cada informe de auditoría en la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV)<sup>(1)</sup>, criterio que tiene las ventajas de cumplir la condición de ser un momento en que el documento puede ser conocido públicamente y de permitir utilizar el colectivo total de partida, constituido por 435 anuncios de opiniones calificadas, al existir una fecha para cada uno de ellos.

A la hora de aplicar la metodología indicada hemos de estimar las rentabilidades de mercado así como las rentabilidades anormales que rodean la fecha de registro de los informes de auditoría calificados en la CNMV. Con este propósito, los parámetros del modelo de mercado son estimados por regresión en un periodo de 180 días ( $t = -200$ ,  $t = -20$ ) precedente a la ventana de evento que, a su vez, se definió como un intervalo simétrico de 41 días ( $t = -20$ ,  $t = +20$ ) coincidente con el empleado en los estudios de Firth [1978] y Del Brio González [1998]. La rentabilidad de mercado se define como la rentabilidad del Índice General de la Bolsa de Madrid y los precios de los títulos son ajustados por ampliaciones de capital, dividendos y *splits*. Para contrastar la significación estadística de los resultados alcanzados empleamos el test no paramétrico propuesto por Corrado [1989].

Con carácter previo a la determinación del contenido informativo del informe de auditoría, se efectuó un estudio de naturaleza descriptiva para conocer los tipos de opinión y de salvedades contenidos en el colectivo de informes. Con este propósito, se examinaron los informes de auditoría correspondientes a los ejercicios 1993 a 1999 recibidos por las entidades admitidas a cotización en la Bolsa de Madrid<sup>(2)</sup>.

A la hora de efectuar el recuento de informes y a efectos de utilizarlos en la ulterior evaluación del contenido informativo de los dictámenes calificados, se optó por una consideración unidimensional de aquellas entidades que presentasen simultáneamente un informe individual y otro relativo a sus estados consolidados, de modo que cuando tuviesen distinta opinión únicamente se tuvo en cuenta el calificado, mientras que si ambos eran calificados, pero con distinto número o tipo de salvedades, se construyó un informe ficticio que englobase la totalidad de reservas existentes en ambos informes. Con este proceder se analizaron un total de 1.459 informes de auditoría.

El estudio detallado de tales informes conduce a los resultados expuestos en los Cuadros 1 y 2.

CUADRO 1  
TIPOS DE OPINIÓN

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Favorable	66%	67%	65%	75%	73%	81%	77%
Con salvedades	31%	31%	33%	23%	25%	19%	23%
Denegada	2,67%	1,67%	2%	2%	2%	–	–
Desfavorable	0,33%	0,33%	–	–	–	–	–

(1) No se han tomado como referencia las fechas de publicación del suceso en prensa porque el número de noticias identificadas con impacto en los medios de comunicación no fue excesivamente alto. Además, se pudo comprobar que no había diferencias temporales sustanciales entre dichas fechas y las correspondientes fechas de registro en la CNMV.

(2) Los informes de auditoría fueron obtenidos de la aplicación informática CD-Bolsa 93, 94, 95 y 96, que constituye una recopilación de las memorias anuales de las empresas de la Bolsa de Madrid, así como de la relación de Auditorías de las Entidades Emisoras registradas oficialmente en la CNMV.

**CUADRO 2**  
**TIPOS DE SALVEDADES**

	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Incertidumbres	54%	56%	48%	45%	47%	40%	36%
Errores	30%	30%	36%	33%	47%	60%	46%
Limitaciones al alcance	10%	7%	12%	13%	5%	–	13%
Cambios	6%	7%	4%	9%	1%	–	5%

El análisis descriptivo efectuado permitió detectar una cuestión con posible incidencia en el contenido informativo de los informes calificados. Y es que se han apreciado casos en los que las mismas salvedades se repiten sistemáticamente a lo largo del tiempo; a veces, tal reiteración es inevitable, por obedecer a factores ajenos a la empresa auditada —como la lentitud del sistema judicial— o de difícil solución —como los problemas de continuidad del negocio—, conllevando una proyección plurianual de las reservas; sin embargo, en otras ocasiones es la propia entidad la responsable al ignorar las advertencias del auditor y mantener errores que podría subsanar. De cualquier modo, el hecho de que la salvedad se repita atenúa la gravedad del mensaje que comunica hasta el punto de poder llegar a anular su contenido informativo.

En cuanto a la población de partida, constituida por 435 informes calificados, fue depurada de acuerdo con los siguientes criterios:

- Se excluyeron aquellos anuncios en los que la cotización altamente infrecuente de los títulos conducía a rentabilidades anormales extremas.
- También se anularon los anuncios concurrentes en la ventana de evento con otros hechos relevantes, como variaciones de capital, anuncios de dividendos, fusiones, suspensiones de pagos y OPA's, que pudiesen contaminar los efectos del suceso de interés.
- Finalmente, se descartaron aquellos anuncios en los que la aplicación del modelo de mercado conducía a parámetros no significativos, para los que el coeficiente de determinación resultó excesivamente bajo.

Con estos criterios, la muestra quedó finalmente reducida a 97 anuncios de informes calificados que, siguiendo el criterio utilizado por Dodd *et al.* [1984], se dividieron en dos subgrupos:

- Calificados «iniciales», entendiéndose por tales tanto los que fueron precedidos de un informe favorable en el ejercicio anterior como aquellos que añadieron nuevas salvedades a informes ya calificados, y
- Calificados «reiterados» a lo largo de varios ejercicios, subgrupo en el que obviamente el componente inesperado del anuncio es mucho menor.

En el Cuadro 3 se presenta la relación de empresas que integran la muestra analizada, distinguiendo entre informes iniciales y reiterados, exponiéndose en el cuadro 4 la naturaleza de las salvedades incluidas en ambos tipos de informes.

**CUADRO 3**  
**DISTRIBUCIÓN DE LA MUESTRA SEGÚN EL TIPO DE ANUNCIO**

	<i>N.º de empresas</i>	<i>N.º de anuncios</i>
«Calificados Iniciales»	45	58
«Calificados Reiterados»	28	38
Sin clasificar <sup>(3)</sup>	1	1
Total	74	97

**CUADRO 4**  
**TIPOS DE SALVEDADES CONSIGNADAS EN LOS INFORMES**

<i>Tipo de salvedad</i>	<i>N.º DE INFORMES</i>	
	<i>«Iniciales»</i>	<i>«Reiterados»</i>
1. Errores o incumplimientos	16	8
2. Incertidumbres	11	23
3. Cambios en los principios y normas contables aplicados	10	1
4. Limitaciones al alcance	1	1
5. Salvedades múltiples	21	5

Además, se pudo comprobar cómo 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, eliminan la necesidad de utilizar controles adicionales a los de las propias fuerzas del mercado [Harrison *et al.*, 1983: 67].

### 3.2. RESULTADOS OBTENIDOS

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

**TABLA I**  
**RENTABILIDADES ANORMALES ACUMULADAS (CAR) EN TORNO A LA FECHA DE EVENTO**

<i>Ventanas</i>	<i>«CALIFICADOS INICIALES»</i>		<i>«CALIFICADOS REITERADOS»</i>	
	<i>CAR</i>	<i>Z</i>	<i>CAR</i>	<i>Z</i>
(-5; 0)	-0,00063144	-0,21	-0,00207817	0,19
(-3; 0)	0,00324112	-0,97	0,00025102	-0,18
(-1; 0)	-0,00344683	-0,58	-0,00390669	0,85
(-1; +1)	-0,0068262	0,04	-0,0028675	0,07
(-3; +3)	0,00433738	-0,81	0,00013406	-0,85
(-5; +5)	-0,00437989	0,47	-0,00170954	-0,35
(-10; +10)	0,01419377	-1,07	0,0316582	-1,98*
(-20; +20)	-0,00141588	-0,14	0,03759945	-1,74

\* Significativo al 0,05 utilizando el estadístico no paramétrico de Corrado [1989].

(3) Se trata de una empresa para la que fue imposible localizar el informe de auditoría del año anterior.

(4) Esta categoría agrupa aquellos informes que contienen varias salvedades de distinta naturaleza.

Como se puede observar en la Tabla I, ni en el caso de los informes «iniciales» ni en el de los «reiterados» se encontraron rentabilidades anormales estadísticamente significativas en las inmediaciones de su anuncio. Este hecho parece indicar que el informe de auditoría calificado no ejerce impacto alguno sobre los precios de los títulos, al menos en los días cercanos a su registro en la CNMV. Estos resultados guardan consonancia con la evidencia empírica de trabajos realizados en el ámbito de otros mercados de valores como el de Firth [1978, Bolsa de Londres] o el de Ball *et al.* [1979, Bolsa de Sydney], e incluso en el de la propia Bolsa de Madrid como el de Del Brio González [1998] o el de Pucheta Martínez *et al.* [2004].

Para los resultados obtenidos caben distintas explicaciones:

- El modesto valor informativo de las calificaciones examinadas, bien por reiterarse sistemáticamente a lo largo del tiempo, bien porque su contenido ya hubiese sido anticipado por otros canales como la prensa financiera o los registros judiciales.
- Los criterios de depuración del colectivo inicial que supusieron la exclusión de algunas empresas cuyos informes habían sido objeto de publicación en la prensa financiera, existiendo trabajos en los que sí se detectó un comportamiento anormal negativo estadísticamente significativo para los informes que reunían esa condición [Elliott, 1982; Dopuch *et al.*, 1986].
- Las limitaciones surgidas al aplicar la metodología de eventos al suceso «informe de auditoría calificado», en concreto:
  - a) La dificultad para identificar de forma precisa la fecha de anuncio del suceso. Como ya se comentó, ante la imposibilidad de disponer de un número suficiente de eventos cuyas fechas hubiesen sido reveladas en la prensa financiera, se optó por recurrir a la fecha de registro de los informes en la CNMV. El hecho de no disponer de una fecha más precisa se trató de compensar utilizando una ventana de suceso amplia, cuarenta días en torno a la fecha de registro, susceptible de conjugar tanto las posibles filtraciones de información como los retrasos en el conocimiento de la misma. En cualquier caso consideramos que la fecha elegida constituye una buena aproximación del momento en que el contenido del informe de auditoría es accesible para los inversores y demás usuarios, siendo además la fecha utilizada en otros trabajos previos realizados en nuestro país como los de Del Brio González [1998] o el de Pucheta Martínez *et al.* [2004].
  - b) Adecuación del modelo de mercado. Es evidente que la utilidad del modelo de mercado dependerá del coeficiente de determinación de la regresión ( $R^2$ ) como medida de la bondad del ajuste efectuado; pues bien, en el presente trabajo la aplicación del modelo resultó en unos coeficientes de determinación considerablemente reducidos, de lo que se desprende que las variaciones de los rendimientos de los títulos de estas entidades son débilmente explicadas por las variaciones del mercado. Pese a todo se ha decidido utilizar el modelo de mercado por ser el más empleado en los trabajos que han pretendido evaluar el impacto de los informes de auditoría [Baskin, 1972; Alderman, 1977; Firth, 1978; Ball *et al.*, 1979; Banks y Kinney, 1982; Elliott, 1982; Dodd *et al.*, 1984; Dopuch *et al.*, 1986; Choi y Jeter, 1992; Loudder *et al.*, 1992; Jones, 1996; Del Brio González, 1998 y Pucheta Martínez *et al.*, 2004] y porque además otros modelos alternativos, como los modelos multifactor o los modelos económicos CAPM o APT, parten de condiciones más res-

trictivas sin conducir a sustanciales mejoras respecto de los resultados del modelo de mercado [Campbell *et al.*, 1997: 153-155].

- c) Cotización altamente infrecuente para un elevado porcentaje de empresas. Como señalan Brown y Warner [1985], uno de los problemas asociados al empleo de datos diarios en el estudio de eventos es la existencia de contratación infrecuente y su efecto en la estimación de los parámetros del modelo de mercado, ya que si la rentabilidad de un título y la del índice de mercado son medidas en un intervalo de contratación distinto, las estimaciones de los parámetros del modelo de mercado por el método de los mínimos cuadrados ordinarios son sesgadas e inconsistentes. Por esta razón, algunos autores como Scholes y Williams [1977] o Dimson [1979] han desarrollado procedimientos de estimación alternativos que tratan de solventar el problema; sin embargo, trabajos más recientes como el de Jain [1986], el de Brown y Warner [1985] y el de Dyckman *et al.* [1984] realizan distintas comprobaciones en las que no obtienen evidencia de que tales soluciones supongan mejoras respecto a los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios ni a la especificación o el poder de los tests estadísticos aplicados. Todas estas razones nos han llevado a centrarnos exclusivamente en la aplicación del modelo de mercado efectuando regresiones por mínimos cuadrados ordinarios, aunque eliminando de la muestra aquellos anuncios en los que la cotización altamente infrecuente condujese a parámetros no significativos o a coeficientes de determinación muy bajos, siendo precisamente éste uno de los principales motivos de exclusión de anuncios del colectivo de partida.
- d) Finalmente, otra posible explicación de la escasa relevancia de los resultados puede ser la consideración global del informe, pues podría ocurrir que los distintos tipos de salvedades contenidas en el mismo produjesen reacciones anormales de signo opuesto que neutralizasen el impacto del informe en su totalidad. Para analizar esta cuestión, se evaluó el impacto que los distintos tipos de salvedades tienen sobre las cotizaciones de los títulos, pudiendo efectivamente constatarse, en un análisis que no se ha incluido por razones de espacio, la existencia de reacciones diferenciales y de signo opuesto ante salvedades de distinta naturaleza.

Aunque los resultados alcanzados son coherentes con la literatura precedente, la evidente connotación negativa que lleva asociada la recepción de un informe de auditoría calificado, por cuanto éste cuestiona en mayor o menor grado la fiabilidad de la información contable a la que acompaña, nos ha llevado a tratar de determinar los factores causales o explicativos de las reacciones negativas que se producen en el mercado al conocer esta información, aspecto que constituye una aportación plenamente novedosa y necesaria a la línea de investigación del contenido informativo del informe de auditoría.

## 4. VARIABLES EXPLICATIVAS DE LAS REACCIONES DE MERCADO

### 4.1. VARIABLES ANALIZADAS

Como se acaba de indicar, el objetivo esencial del presente trabajo es estudiar los factores determinantes de las reacciones negativas que se producen en el mercado ante el anuncio de salvedades en los informes anuales de las empresas españolas. Para ello se ha definido en primer lugar una variable dicotómica (REACCIÓN) que toma valor uno cuando la reacción del mercado ante el informe de auditoría calificado es negativa en la ventana (-1; +1) y valor cero en caso contrario.



Por lo que respecta a los posibles determinantes de esta reacción de mercado nos hemos centrado en seis grupos de factores que potencialmente afectan a la valoración que hace el mercado de los informes de auditoría calificados:

1. El tipo de salvedad recogida en el informe de auditoría.
2. El nivel de riesgo de la empresa.
3. La rentabilidad previa de la empresa.
4. La estructura accionarial de la empresa.
5. El tamaño de la empresa.
6. Su condición de entidad regulada.

Con respecto al *tipo de salvedad* recogida en el informe de auditoría se han considerado las cuatro modalidades previstas en las Normas Técnicas de Auditoría (NTA), una categoría para las «salvedades múltiples» y otra que agrupa los informes en los que se matiza que ha habido una «intervención de otros auditores» en ciertas partes del trabajo. A efectos de hacer previsiones sobre el impacto de estas variables en las rentabilidades anormales de los títulos es conveniente tener en cuenta que las salvedades por errores y cambios deben ser cuantificadas, en la medida de lo posible, por el auditor en su informe. Por el contrario, las limitaciones al alcance e incertidumbres representan circunstancias indeterminadas, al no ser factible su cuantificación objetiva o ser su materialización dudosa.

Teniendo en cuenta estas precisiones, sería lógico que las salvedades de naturaleza indeterminada provocasen reacciones negativas más intensas en el mercado, pues su carácter incierto anula parcialmente la utilidad de la información contable empresarial. Por la misma razón, sería de esperar idéntica reacción ante las salvedades múltiples, pues hemos comprobado que aglutinan en todo caso ambos tipos de salvedades. En lo que respecta a la categoría «intervención de otros auditores» constituye una circunstancia contemplada en la NTA de relación entre auditores como una limitación de responsabilidad del auditor que se pone de manifiesto en el caso concreto en el que las cuentas anuales de empresas participadas hayan sido auditadas por otras personas habilitadas. Sería de esperar que este tipo de circunstancia tuviese un impacto significativo sobre las decisiones de inversión cuando el mercado valorase como un factor cualitativo el prestigio de los diferentes profesionales implicados.

El *nivel de riesgo* de la entidad ha sido aproximado a través de un conjunto de ratios financieros que captan diversos componentes de liquidez y solvencia:

- El ratio de circulante, que relaciona el activo circulante con el pasivo circulante, y es utilizado como indicador de solvencia a corto plazo.
- La relación del activo real respecto al pasivo exigible o ratio de distancia a la quiebra, se usa como un indicador de solvencia a medio y largo plazo de la empresa.
- Aproximamos el grado de endeudamiento empresarial a través de la relación entre la deuda a largo plazo y el pasivo total.
- Asimismo, se mide la solvencia desde un punto de vista dinámico relacionando los recursos generados por la empresa en el ejercicio con la totalidad de deuda a la que debe hacer frente la entidad. Utilizando el inverso de este ratio, introducimos una estimación de la cantidad de años que la empresa tardaría en devolver su deuda si se mantiene el actual nivel de generación de recursos.

En términos generales, se considera que los valores de estos ratios indicadores de un mayor nivel de riesgo empresarial propician reacciones más intensas del mercado ante el

anuncio de salvedades. Ello es debido a que los contratos de endeudamiento incluyen, en la mayoría de las ocasiones, cláusulas restrictivas al comportamiento de la gerencia que tratan de salvaguardar la riqueza de los acreedores manteniendo el nivel de riesgo de insolvencia dentro de los niveles admisibles para éstos. Dichas cláusulas pueden imponer limitaciones a las actividades de inversión y financiación de las empresas o pueden exigir niveles mínimos admisibles a los ratios indicativos de la salud financiera de la empresa. Por ello, la existencia de un elevado nivel de riesgo de insolvencia constituye un incentivo para que los gestores incurran en el uso de técnicas contables creativas cuando no claramente fraudulentas<sup>(5)</sup>. Este tipo de comportamientos de carácter oportunista reducen el contenido informativo de los estados financieros de la empresa aumentando la asimetría informativa entre los agentes y los propietarios de la entidad. Consecuentemente, el contenido informativo del informe de auditoría será mayor, y por tanto la reacción del mercado será más intensa ante su emisión, cuando las prácticas de manipulación contable, propias de empresas con alto riesgo de insolvencia, reducen la calidad de la información financiera.

En este sentido, valores más bajos del ratio de circulante o del ratio de distancia a la quiebra, o valores más elevados del coeficiente de endeudamiento o del número de años para la devolución de la deuda, serían indicativos de un mayor nivel de riesgo y, en consecuencia, favorecerían la probabilidad de reacciones negativas del mercado.

La *rentabilidad* de la empresa ha sido aproximada a través del margen neto y de una variable dicotómica indicativa de la existencia de pérdidas en el año previo al de emisión del informe calificado. Siguiendo un hilo de argumentación contrario al empleado para el nivel de riesgo de la empresa, puesto que una rentabilidad elevada es indicativa de menor riesgo de quiebra<sup>(6)</sup>, se espera una reacción más intensa por parte del mercado cuanto más baja sea la rentabilidad generada por la empresa. Las empresas con un bajo nivel de rentabilidad tendrán incentivos para manipular al alza su cifra de resultados con la finalidad de mejorar en lo posible su imagen de solvencia, en aras de una mejora de las condiciones contractuales en una eventual negociación de nuevas fuentes de financiación.

Si la calidad de la información contable está inversamente relacionada con la rentabilidad de la empresa, la probabilidad de una reacción negativa del mercado ante la emisión de informes de auditoría calificados será mayor cuanto más bajo sea el margen de beneficio de la empresa o en el caso de que ésta haya generado pérdidas en el pasado inmediato.

Sin embargo, las prácticas de manipulación de los resultados no van tan sólo encaminadas a esconder las pérdidas de la empresa, sino que también se pueden manifestar a través de un excesivo «conservadurismo» y prudencia tendente a la reducción de las cifras de resultados cuando éstas resultan anormalmente elevadas. El pago de impuestos sobre la cifra de resultados reconocida por la empresa constituye un fuerte incentivo para ajustar los resultados a la baja, una vez que se ha alcanzado un nivel satisfactorio de rentabilidad.

Por otro lado, en países con un bajo nivel de protección legal a los accionistas, como es el caso español, las empresas pueden tener incentivos para repartir una elevada proporción de sus beneficios en forma de dividendos como señal de compromiso con los intereses de

(5) A este respecto Bartov [1993] encuentra evidencia de la existencia una relación positiva entre el nivel de endeudamiento y la manipulación de los resultados contables.

(6) Los modelos de previsión de Altman [1968] y otros posteriores recogen la existencia de una relación negativa entre la rentabilidad de la empresa y su probabilidad de insolvencia.

los accionistas y de renuncia a la utilización oportunista de los flujos de caja libres. Este comportamiento puede resultar excesivamente costoso en términos de caja cuando las cifras de resultados son muy elevadas. Por tanto, las empresas que presentan una rentabilidad anormalmente elevada y que desean señalar al mercado un comportamiento alineado con los intereses de los accionistas, podrían optar por reducir artificialmente la cifra de resultados para conseguir un ratio de *pay-out* elevado sin que esto les suponga una costosa reducción de caja<sup>(7)</sup>.

De este modo, la calidad de la información financiera de la empresa se puede ver afectada negativamente por prácticas de manipulación contable cuando la rentabilidad sea anormalmente elevada o baja. Si esto es así, la relación entre la reacción del mercado ante la emisión de un informe de auditoría calificado y la rentabilidad podría ser de carácter no lineal y no monotónica.

En cuanto a la *estructura accionarial* de la empresa, la dispersión de la estructura de propiedad de las grandes empresas puede generar un problema de free rider, reduciendo la supervisión directa de los accionistas sobre los gestores y aumentando como resultado la discrecionalidad de éstos para incurrir en comportamientos de tipo oportunista [Grossman y Hart, 1980]. Los directivos pueden explotar esta falta de control y manipular la información contable para favorecer sus propios intereses de remuneración [Bartov y Mohanram, 2004] y de seguridad en el puesto [Matsunaga y Park, 2002 y Farrell y Whidbee, 2003]. Además, existe evidencia de que los directivos tratan de evitar en lo posible la emisión de información negativa al mercado relativa a sus estados financieros, ralentizando la comunicación de cifras contables que recojan resultados negativos [Pastena y Ronen, 1979] o tratando de influir activamente contra la emisión del informes de auditoría calificados [Ruiz-Barbadillo *et al.*, 2006].

En definitiva, la dispersión de la propiedad puede afectar negativamente a la calidad de la información financiera emitida por la empresa, siendo pues especialmente informativa la emisión de un informe de auditoría calificado. Por contra, la presencia de grandes accionistas con capacidad e incentivos para controlar la actuación de los directivos contribuirá a mejorar la calidad de la información financiera. En esta línea, Rajgopal *et al.* [1999] encuentran evidencia de una menor incidencia de la manipulación de la cifra de resultados en empresas con presencia de grandes accionistas institucionales, debido a que éstos cuentan con mejor información que los inversores individuales. La presencia de grandes accionistas de control restaría por tanto contenido informativo a la eventual emisión de un informe de auditoría calificado.

Sin embargo, los grandes accionistas de control podrían también tener intereses particulares cuya defensa podría dañar a los de los pequeños accionistas. Dick y Zingales [2004] constatan la existencia de mayores beneficios privados de control en países en los que, como en el caso de España, existe un escaso desarrollo de los mercados de capitales y un alto grado de concentración de la estructura de propiedad de las empresas. Los grandes accionistas de control pueden en ocasiones constituir un elemento de presión para que los gestores manipulen las cifras de resultados. A este respecto, Burns *et al.* [2006] constatan que los grandes accionistas con horizonte de inversión corto incentivan la manipulación de la información contable dando lugar a una degradación de la calidad de la misma.

---

(7) A este respecto puede consultarse el trabajo de García Osma y Gill de Albornoz [2005].

El grado de dispersión de la estructura accionarial se aproxima a través de un índice de Herfindhal estimado sobre la participación accionarial de los cinco mayores accionistas de la empresa ( $Herf_5$ ). Esta variable se define como:

$$Herf_5^f = \sum_{i=1}^{i=5} \left( \frac{PA_i}{GRAN_5} \right)^2$$

Donde  $PA_i$  es la participación accionarial del  $i$ -ésimo mayor accionista y  $GRAN_5$  es la participación accionarial conjunta de los cinco mayores accionistas. Niveles más bajos de esta variable representarían estructuras accionariales más dispersas. Si atendemos a la labor de control desarrollada por los grandes accionistas, se esperaría que la mayor discrecionalidad directiva propia de estructuras accionariales dispersas redunde en un contenido informativo más negativo de los informes de auditoría calificados.

No obstante, la posible explotación de beneficios privados de control por parte de los grandes accionistas hace plausible que los grados más altos de concentración de la propiedad estén asociados a una menor calidad de la información contable, siendo en este caso especialmente negativo el contenido informativo de un informe de auditoría calificado. Si las reacciones del mercado se prevén más intensas para los grados mínimo y máximo de la concentración de la propiedad y menores para niveles intermedios sería de esperar una relación no lineal y no monotónica entre la variable  $Herf_5$  y la variable dependiente (REACCION).

Por lo que respecta al *tamaño empresarial* éste se aproxima a través del logaritmo neperiano del valor contable del activo total. Park y Shin [2004] argumentan que las empresas con un mayor tamaño resultan más fácilmente examinadas que las empresas con una menor dimensión, además de generar una mayor información pública hacia los inversores. Así pues, resulta menos probable que las empresas de elevada dimensión sean capaces de ocultar conductas oportunistas consistentes en la manipulación contable.

Teniendo en cuenta el mayor grado de escrutinio público sobre las empresas de elevado tamaño, la trascendencia de cualquier información sobre el mercado será tanto mayor cuanto mayor sea el tamaño de la empresa a la que haga referencia. Se espera por tanto que la reacción del mercado ante la emisión de un informe de auditoría calificado será más intensa (y de carácter negativo) cuanto mayor sea la empresa de que se trate.

Finalmente, el efecto de la *regulación* se considera a través de una variable dicotómica que toma valor uno cuando la empresa pertenece a un sector regulado y valor cero en caso contrario. Hemos considerado regulados los sectores proveedores de servicios públicos tales como la electricidad, el gas, el agua y las autopistas. La existencia de una regulación específica del negocio, constituye un control adicional que actúa en el mismo sentido de los grandes accionistas de referencia anteriormente citados. Warfield *et al.* [1995] constatan cómo la regulación constituye un control que sustituye al desempeñado por los accionistas institucionales sobre la manipulación contable ejercida por los directivos. Una regulación estricta sobre las prácticas de la empresa eleva la intensidad del control al que se encuentran sometidos los gestores de la misma y mejora por tanto el contenido informativo de las cuentas anuales. Consecuentemente, esperamos que la reacción del mercado resulte más intensa ante la emisión de informes de auditoría calificados correspondientes a empresas pertenecientes a sectores no regulados.

El Cuadro 5 contiene las variables consideradas y la abreviatura que se empleará en lo sucesivo. Debe tenerse en cuenta que en aquellas variables no representativas de salvedades y de concentración accionarial siempre se consideran los datos del año previo al de emisión del informe calificado.

**CUADRO 5**  
**VARIABLES INCLUIDAS EN EL ANÁLISIS**

ABREVIATURA	Variable
REACCIÓN	Reacción
incertidumbres	Salvedad por incertidumbres
limitaciones	Salvedad por limitación al alcance
errores	Salvedad por errores o incumplimientos
cambios	Salvedad por falta de uniformidad
múltiple	Salvedades múltiples
otros	Intervención de otros auditores
margen	Margen neto
pérdidas	Pérdidas
solvc/p	Ratio de circulante
distquieb	Ratio de distancia a la quiebra
endeud	Ratio de endeudamiento
devd	Período de devolución de la deuda
herf <sub>5</sub>	Índice de Herfindhal
tam	Tamaño empresarial
reg	Empresa regulada

#### 4.2. TÉCNICAS DE ANÁLISIS

Como aproximación previa a la influencia de las variables analizadas, los informes calificados se dividen en dos grupos, informes que causaron efecto negativo en el mercado de capitales e informes que no lo hicieron, calculándose una serie de estadísticos descriptivos para cada uno de ellos. El cuerpo central del análisis consiste en la aplicación de herramientas estadísticas y computacionales que permitan constatar de forma más precisa la existencia o no de las tendencias observadas.

En este punto, nos encontramos con una dificultad que viene determinada por dos características que comparten la mayor parte de las variables independientes de este estudio:

- Como se comentó en el Apartado 4.1, existe la posibilidad teórica de una relación no lineal de alguna de ellas (por ejemplo, la rentabilidad) con la variable dependiente del modelo, es decir, con la influencia sobre el impacto que causa en el mercado una opinión calificada en el informe de auditoría.
- No normalidad de las variables independientes. Ello quedó demostrado en un análisis exploratorio previo, realizado a través del test de Shapiro-Wilk, en el que considerando  $p = 0,01$  se rechaza la hipótesis de normalidad para las variables independientes continuas, tanto para el total de casos analizados como dividiendo la muestra por grupos<sup>(8)</sup>.

Esas características desaconsejan el uso de modelos paramétricos tradicionales, tanto univariantes (por ejemplo, la prueba  $t$  para diferencias de medias) como multivariantes

(8) La única variable para la que no se rechaza la hipótesis de normalidad considerando  $p = 0,01$  es la indicativa del tamaño, aunque para este indicador sí se rechaza cuando se toma  $p = 0,05$ .

(por ejemplo, el análisis discriminante o la regresión logística). Ello se debe a que estas técnicas exigen la asunción de hipótesis distribucionales para las variables analizadas y/o asumir la linealidad de las relaciones o, en el mejor de los casos, especificar de forma clara la relación funcional entre cada variable independiente y la variable dependiente del modelo. De la misma manera, tampoco son aconsejables ciertos modelos no paramétricos, como por ejemplo la prueba de Mann-Whitney, que no exigen la especificación de la forma funcional de la relación entre variables pero sí requieren que ésta sea monótonica, es decir, que dado un aumento en la variable independiente la variación que produce en la dependiente sea siempre del mismo signo, sin importar cuál fuera el nivel de partida de la primera.

Todo ello hace procedente el recurso a modelos estrictamente no paramétricos. Diversas disciplinas, como la Estadística o la Inteligencia Artificial, han puesto a disposición de los investigadores en el campo contable y financiero una variedad de modelos de regresión libres de hipótesis de partida, que se han aplicado con éxito a la resolución de tareas que implican el pronóstico de una variable categórica, como el análisis de las decisiones de la gerencia (especialmente fusiones y absorciones), la predicción del fracaso empresarial, la calificación de deuda o el estudio de los factores que influyen en la adopción de determinadas políticas contables. Entre las aplicaciones más relevantes pueden citarse aquellas basadas en redes neuronales [Altman *et al.*, 1994], *rough sets* [McKee, 2003], algoritmos genéticos [Varetto, 1998] o diversos tipos de modelos *fuzzy* [Chen y Chiou, 1999; Ammar *et al.*, 2004].

No obstante, a la hora de seleccionar la técnica a emplear para el presente estudio aparece una restricción adicional, ocasionada por otra peculiaridad de esta investigación que es el reducido tamaño de la muestra a analizar. Ello impide el empleo de aquellos modelos, como las redes neuronales o algunas aplicaciones basadas en la computación evolutiva, que consiguen una gran precisión en la estimación de la forma funcional de las relaciones entre variables, pero a través de la inclusión de un gran número de parámetros en el modelo, cuya estimación no es eficiente en nuestro caso dado el pequeño tamaño muestral.

En definitiva, debemos seleccionar un modelo que no asuma hipótesis en cuanto a las relaciones entre las variables ni a la distribución estadística de éstas, pero que requiera de la estimación de, relativamente, pocos parámetros. En concreto se ha recurrido a la aplicación de un modelo de inducción de reglas y árboles de clasificación.

El enfoque basado en reglas y árboles de decisión no es nuevo, pues desde los años sesenta y setenta del pasado siglo se han desarrollado diversos algoritmos<sup>(9)</sup>. Algunos de los pioneros, como el CART (*Classification and Regression Trees*), basado en una extensión del Índice de Gini para respuestas categóricas, se usaron con éxito en el ámbito de las finanzas, para tareas como el análisis del proceso de concesión de préstamos [Marais *et al.*, 1984] o el pronóstico de la insolvencia [Frydman *et al.*, 1985]. Todos los modelos inductivos presentan la ventaja de su facilidad de interpretación por parte de los investigadores y analistas financieros, ya que cada una de las reglas y las particiones producto del algoritmo aco-

(9) Una descripción de los mismos, así como sus principales aplicaciones en Contabilidad y Finanzas, puede verse en AECA [2006].

ta un conjunto de valores para las variables independientes que está asociado a una alta probabilidad de pertenencia a una de las clases.

De entre los posibles modelos de inducción que en la actualidad están a disposición de los investigadores se ha optado por el algoritmo *See5*. Éste es la versión más perfeccionada de los diferentes sistemas inductivos desarrollados por Quinlan [1979, 1988, 1993 y 2004]. Los sistemas de Quinlan construyen un árbol de clasificación mediante un proceso iterativo en el que en cada paso se divide mediante una partición binaria el espacio de variables o alguno de los subespacios obtenidos en una partición anterior. Para escoger la variable objeto de la partición y, si ésta es continua, el punto de corte en la misma, se utiliza un criterio basado en la *entropía* o cantidad de información que cada posible partición incorpora. Esta magnitud se calcula de la siguiente manera:

$$\text{Entropía} = -\sum_{j=1}^k \frac{n_j}{N} \times \text{Log}_2 \left( \frac{n_j}{N} \right)$$

Donde  $N$  es el número total de observaciones,  $k$  el número de clases y  $n_j$  el número de observaciones pertenecientes a cada clase. Una vez desarrollado el árbol, y para evitar el sobreajuste del modelo, se procede a su simplificación o «poda» a través de la eliminación de partes no relevantes del mismo. Para determinar si una parte del árbol no es relevante se construye un intervalo de confianza para la tasa de error en los casos cubiertos por esa parte del árbol, y se compara su límite inferior con la tasa que se produciría si se asignaran a una única categoría (la que menos errores produzca) todos los casos cubiertos por esa «rama» del árbol. En el caso de que esta última magnitud sea inferior, se sustituye la «rama» por la asignación directa de todos los casos a esa categoría <sup>(10)</sup>.

Los algoritmos de Quinlan son un estándar reconocido en el campo de la clasificación. Debido a ello, sus diferentes versiones han sido empleadas en distintos estudios en el ámbito de la Contabilidad y las Finanzas, especialmente en problemas relacionados con el estudio de la elección contable o el pronóstico de la insolvencia [ver, entre otros, Messier y Hansen, 1988; McKee, 1995; De Andrés Suárez y Lorca Fernández, 2003; Díaz Martínez *et al.*, 2005]. Todos estos trabajos concluyen que estos sistemas constituyen una aproximación válida a los problemas de clasificación en el ámbito financiero, pues la mayor parte de las veces se obtiene una eficiencia clasificadora superior a la de los tradicionales análisis logit y discriminante lineal. Otra razón para la elección de esta metodología en concreto es que diversos estudios empíricos [Liang *et al.*, 1992; De Andrés *et al.*, 2002] han comprobado que en presencia de muestras pequeñas el porcentaje de aciertos del sistema clasificador construido es mayor que el obtenido con otras metodologías tanto estadísticas (*logit*, análisis discriminante) como computacionales (redes neuronales).

Por todo ello, en el presente trabajo se ha aplicado el algoritmo *See5* a los datos que forman la base objeto de estudio con el fin de determinar si hay combinaciones de variables que estén asociadas bien a una reacción negativa por parte del mercado de capitales a las salvedades en el informe de auditoría o bien a la ausencia de reacción negativa. Sin embargo, debe comentarse que con carácter previo a la aplicación del algoritmo se han realizado tests estadísticos estándar, tanto univariantes como multivariantes, para constatar la

(10) El desarrollo completo del algoritmo puede consultarse en Quinlan [1993].

no existencia de relaciones lineales o monótonicas entre las variables independientes y la dependiente del modelo, y así aportar un argumento adicional para la procedencia del recurso a esta metodología.

En concreto, en el plano univariante, para las variables dicotómicas (pérdidas, reg, incertidumbre, cambio, otros, múltiple) se ha recurrido a un análisis de las diferencias en la tabla de contingencias a través del estadístico  $\Phi$  de Cramer, y en el caso de los indicadores continuos (tam, Herf<sub>5</sub>, distquieb, endeud, margen, solvc/p, devd) se ha recurrido al test no paramétrico U de Mann-Whitney, que no presupone linealidad, pero sí una influencia monótonica de cada una de las variables independientes de nuestro modelo en la dependiente.

Como técnica multivariante, se ha estimado un modelo de regresión logística a través de un procedimiento iterativo de eliminación de variables por pasos en el que la variable dependiente toma valor unitario en caso de existencia de una reacción de mercado negativa a la fecha del anuncio y cero en caso contrario<sup>(11)</sup>.

Como última precisión en relación a la metodología utilizada, debe indicarse que el reducido número de informes de auditoría disponibles que presentan salvedades impide la utilización de técnicas de remuestreo para construir una muestra de validación que permita comprobar la robustez del árbol de clasificación inferido mediante el algoritmo. No obstante, entendemos que ello no supone menoscabo de la validez de los resultados obtenidos en la presente investigación. Ello se debe a que *a)* la información de que se parte no constituye una muestra extraída de una población a la cual hayan de extrapolarse los resultados obtenidos, sino que es en sí misma una población total, puesto que se toman todos los informes de auditoría calificados del periodo objeto de estudio, eliminándose sólo los pertenecientes a empresas que por sus características pueden sesgar la investigación, y *b)* además, el mecanismo de «poda» o simplificación del árbol a que se hizo referencia anteriormente contribuye a evitar el sobreajuste del modelo.

### 4.3. RESULTADOS

#### 4.3.1. Estudio univariante y contraste de la linealidad/monotonidad de los efectos

En las Tablas II y III se muestran los resultados del análisis de la relación de cada una de las variables independientes consideradas con la presencia o ausencia de un efecto negativo de los informes calificados sobre el valor bursátil de la compañía.

La Tabla II contiene la información relativa a las variables dicotómicas, que indican si la empresa está o no en pérdidas, si pertenece a un sector regulado y el tipo de salvedades en el informe. Para cada una de ellas, y para cada estado dentro de las mismas, se indica el número de casos en que el informe de auditoría produjo reacción en el mercado de capitales, así como el número de casos en los que no la produjo. Se muestra también el estadístico  $\Phi$  de Cramer, que mide el grado de asociación entre dos variables dicotómicas, así como su nivel de significación crítico.

---

(11) La ecuación es:  $B = \alpha + \sum_{j=1}^n \beta_j^* Y_j$ , siendo la probabilidad de reacción negativa del mercado =  $\frac{1}{1 + e^B}$



**TABLA II**  
**ESTUDIO UNIVARIANTE PARA LAS VARIABLES CATEGÓRICAS**

Variable	Si			No			Φ	Sig.
	Sin reac	Con reac	Total	Sin reac	Con reac	Total		
pérdidas	20 (62,50%)	12 (37,50%)	32 (100%)	28 (43,08%)	37 (56,92%)	65 (100%)	-0,183	0,072
reg	7 (50,00%)	7 (50,00%)	14 (100%)	41 (49,40%)	42 (50,60%)	83 (100%)	-0,004	0,967
incertidumbres	16 (55,18%)	13 (44,82%)	29 (100%)	32 (47,06%)	36 (52,94%)	68 (100%)	-0,074	0,464
cambios	2 (33,33%)	4 (66,67%)	6 (100%)	46 (50,55%)	45 (49,45%)	91 (100%)	0,083	0,414
otros	7 (41,18%)	10 (58,82%)	17 (100%)	41 (51,25%)	39 (48,75%)	80 (100%)	0,077	0,451
múltiples	12 (50,00%)	12 (50,00%)	24 (100%)	36 (49,32%)	37 (50,68%)	73 (100%)	-0,006	0,954
errores	10 (52,63%)	9 (47,37%)	19 (100%)	38 (48,72%)	40 (51,28%)	78 (100%)	-0,031	0,760
limitaciones	1 (50%)	1 (50%)	2 (100%)	47 (49,47%)	48 (50,53%)	95 (100%)	-0,001	0,988

El test  $\Phi$  de Cramer indica que ninguno de los indicadores dicotómicos muestra un grado de asociación significativo con la reacción o no del mercado de capitales, para los niveles de significación más habituales (1% o 5%). Únicamente en el caso de la variable que señala si la empresa está en pérdidas se observa una cierta relación, a un nivel crítico del 7,2%, en el sentido de que las salvedades en el informe de auditoría de una empresa que está en pérdidas parecen tener menos efecto sobre el mercado de capitales que las de una empresa en beneficios. Esto contradice lo que podía esperarse *a priori* que fuera el efecto de esta variable, tal y como se indicó en el Apartado 4.1, por lo que debe buscarse una explicación al comportamiento contraintuitivo de esta variable. La razón para ello puede recaer en el hecho de que los inversores en los mercados de capitales asumen que los gerentes de una empresa en pérdidas van a recurrir a prácticas contables que permitan «maquillar» la situación de la entidad, por lo que una salvedad en el informe de auditoría no añade nueva información. En cambio, cuando una empresa en beneficios recibe una salvedad, eso sí implica nueva información para los inversores. Si se acepta este argumento, puede explicarse por qué el grado de asociación entre las dos variables no es significativo a los niveles usuales. Ello puede deberse a que a causa de las salvedades algunas empresas han pasado de pérdidas a beneficios, debilitando la relación observada.

La Tabla III contiene los resultados para las variables continuas, que son las relativas al tamaño empresarial, el grado de concentración de la propiedad y los indicadores de la situación económico financiera de la empresa (la garantía o distancia a la quiebra, el endeudamiento a largo plazo, el margen de beneficio en ventas, la solvencia a corto plazo y el plazo medio de devolución del pasivo). Segmentados los informes según la presencia o ausencia de reacción negativa en el mercado de capitales, se muestran, para los dos gru-

pos, una serie de estadísticos descriptivos (media, desviación típica y cuartiles). También se indica el valor que para cada variable toma el estadístico U de Mann-Whitney y su nivel de significación crítico, a fin de contrastar la existencia de una posible relación lineal o al menos monotónica entre el valor de cada variable y la existencia de reacción por parte del mercado de capitales.

TABLA III  
ESTUDIO UNIVARIANTE PARA LAS VARIABLES CONTINUAS

Variable	Sin reacción en el mercado					Con reacción en el mercado					U	Sig
	Med	D Tip	Q1	Q2	Q3	Med	D Tip	Q1	Q2	Q3		
tam	10,828	1,602	9,580	10,970	11,635	10,985	1,614	9,945	10,850	11,965	1040,5	0,628
Hert <sub>s</sub>	0,626	0,277	0,370	0,653	0,900	0,663	0,259	0,450	0,659	0,917	1039,5	0,623
distquieb	2,678	2,119	1,404	2,001	2,984	2,515	1,500	1,518	1,839	2,971	1066,5	0,774
endeud	0,185	0,346	0,029	0,089	0,220	0,151	0,133	0,064	0,107	0,220	991,5	0,393
margen	-1,976	10,841	-0,175	0,012	0,043	-1,698	12,016	0,003	0,033	0,129	831,5	0,039
solvc/p	1,746	1,755	0,757	1,215	1,767	1,556	1,251	0,850	1,250	1,870	1101,0	0,979
devd	-77,177	613,013	-0,400	4,850	14,712	0,377	24,302	0,960	3,830	10,035	989,5	0,385

La prueba de Mann-Whitney nos indica que para la mayor parte de las variables el mayor o menor valor que tomen no ejerce ningún efecto lineal o al menos monotónico sobre la posible reacción por parte del mercado de capitales ante una salvedad en el informe de auditoría. El único indicador para el que sí se observa un cierto grado de relación (se aceptaría su existencia cuando se considera un nivel de significación del 5%) es el margen de beneficio en ventas. Para esta variable, las empresas cuyas salvedades produjeron efectos en los mercados de capitales presentan valores más altos. Ello confirma el argumento expuesto más arriba, es decir, que en una compañía en mala situación financiera es más probable esperar que los gerentes recurran a prácticas contables que les permitan dar una imagen más favorable, incluso a costa de recibir una salvedad en el informe de auditoría, por lo que en el caso de que se produzca este hecho el mismo tiene menos contenido informativo que si la salvedad la recibe una empresa rentable.

Para comprobar la validez de estos resultados en un contexto multivariante se ha planteado, como se indicó, un modelo de regresión logística estimado en una sucesión por pasos hacia atrás. Los resultados obtenidos en este modelo ratifican los del análisis univariante<sup>(12)</sup>. La única variable que resulta consistentemente significativa a lo largo de todas las estimaciones (a un nivel del 5%) es la variable pérdidas. El resto de las variables consideradas no evidencian tener influencia alguna sobre la probabilidad de que el mercado reaccione de manera negativa ante la emisión de un informe de auditoría calificado. Además, el examen de la  $\chi^2$  del modelo final y del porcentaje de aciertos de clasificación, que no alcanza el 60%, permite concluir que el modelo *logit* no es significativo, lo que ratifica que en el caso de que exista una relación entre las variables independientes consideradas (excepto pérdidas) y la reacción del mercado, ésta no es lineal.

(12) Debido a la escasa significatividad del modelo *logit* y a limitaciones de espacio, en el texto final del presente trabajo no se han incluido los resultados completos de las estimaciones. No obstante, cualquier interesado puede solicitárselos a los autores.

### 4.3.2. Aplicación del algoritmo *See5*

Tal y como se indicó, como método de análisis multivariante no paramétrico se ha aplicado el algoritmo *See5* para inducir un árbol de clasificación. En el Gráfico 1 aparece representado este árbol, en el cual, junto a cada una de las «hojas» que resultan de los diferentes nodos de decisión se indica un quebrado  $n/m$ , donde  $n$  es el número de casos cubiertos por la «hoja» y  $m$  el número de errores.

GRÁFICO 1  
ÁRBOL DE DECISIÓN PRODUCTO DE LA APLICACIÓN DEL ALGORITMO *SEE5*

```
pérdidas = 1
: ...devd ≤ -19,67 ⇒ Reacción (11/3)
: ...devd > -19,67 ⇒ No reacción (21/4)
pérdidas = 0
: ...otros = 1
: ...Herf5 ≤ 0,8561399 ⇒ Reacción (12/3)
: ...Herf5 > 0,8561399 ⇒ No reacción (5/1)
otros = 0
: ...margen > 0,07689013 ⇒ Reacción (17/6)
: ...margen ≤ 0,07689013
: ...solvc/p ≤ 1,86 ⇒ Reacción (23/8)
: ...solvc/p > 1,86 ⇒ No reacción (8/1)
```

Puede verse que la variable pérdidas es relevante para la clasificación, pues es la escogida para la primera partición. Ello confirma los resultados obtenidos en los análisis univariante y logit. Sin embargo, la aplicación de esta metodología revela aspectos que con un análisis univariante o multivariante lineal permanecían ocultos. En el caso de las empresas que están en pérdidas, sólo aquellas con un valor muy alto de su endeudamiento en relación a las mismas (devd), en valor absoluto, tienen tendencia a que las salvedades en sus informes produzcan efectos en el mercado.

En el caso de las empresas que están en beneficios, si han intervenido otros auditores una alta concentración de la propiedad de las acciones (Herf<sub>5</sub>) favorece la no reacción del mercado, mientras que en los casos en los que el índice Herf<sub>5</sub> no supera el 85,6% predomina la reacción por parte del mercado de valores. Este resultado es congruente con la predicción en el plano teórico para ambas variables, que, como se indicó en el Apartado 4.1, consiste en que la dispersión accionarial favorece la respuesta del mercado y que éste es sensible al diferente prestigio que tienen las distintas firmas de auditoría.

Para el caso de empresas en beneficios en las que no hayan intervenido otros auditores, si el margen de beneficio en ventas supera el 7,68% la empresa es más propensa a que sus salvedades produzcan reacción en el mercado de capitales. Esto también ratifica los resultados anteriormente indicados, en el sentido de que una mejor situación financiera favorece la respuesta del mercado ante un informe de auditoría calificado.

En los informes de empresas con margen pequeño pero positivo, si ello va unido a altos niveles de solvencia a corto plazo la reacción del mercado es menos probable. En cambio, las empresas con margen positivo pequeño y reducida solvencia a corto plazo son más proclives a recibir una reacción significativa del mercado de capitales ante salvedades en su informe de auditoría. Podemos ver, así, que para el subconjunto de empresas con rentabilidad pequeña pero positiva hay indicios de que a mayor riesgo financiero (medido por el coeficiente de solvencia a corto plazo) mayor sensibilidad del mercado ante las calificaciones. Ello sugiere que los dos aspectos principales de la condición financiera de la empresa, solvencia y rentabilidad, tienen efectos diferentes. Así, mientras que una escasa rentabilidad disminuye la sensibilidad del mercado, pues éste anticipa las posibles prácticas contables irregulares que los gerentes puedan llevar a cabo para «maquillar» esta situación, una escasa solvencia a corto plazo aumenta la sensibilidad, pues las empresas en esta situación están sometidas a una mayor vigilancia por parte del mercado. Sin embargo, se constata también que este último efecto no es muy fuerte dado que sólo se manifiesta para una parte de la base de datos analizada.

Por último, y como resumen de la eficiencia clasificadora del árbol de clasificación, se indican en la Tabla IV los aciertos y los errores de clasificación en el conjunto de informes de auditoría objeto de estudio.

TABLA IV  
EFICIENCIA CLASIFICADORA DEL ÁRBOL PRODUCTO DEL ALGORITMO SEE5

Porcentaje global de aciertos: 73,2%		Grupo pronosticado		
		No reacción	Reacción	Total
Grupo real	No reacción	28 (58,33%)	20 (41,67%)	48 (100%)
	Reacción	6 (12,24%)	43 (87,76%)	49 (100%)

Puede comprobarse que el porcentaje global de aciertos de clasificación es superior al obtenido mediante el análisis logit, en el cual no se alcanzaba el 60%. También se observa que el sistema identifica mejor a los informes de auditoría que provocan una reacción en el mercado (sólo falla el 12,24% de las veces). En otras palabras, las empresas con informes de auditoría que tienen efectos en el mercado presentan unos perfiles más definidos que se caracterizan por o bien una situación financiera muy mala (pérdidas y valor de la variable devd muy negativo) o bien haber intervenido otros auditores y no estar la propiedad muy concentrada, o bien tener una rentabilidad elevada o bien tener una rentabilidad pequeña pero positiva unida a una escasa solvencia a corto plazo.

## 5. CONCLUSIONES

Desde un punto de vista teórico o conceptual la auditoría de cuentas está concebida para satisfacer la necesidad social de disponer de estados financieros relevantes y fiables. En concreto, los distintos tipos de opinión que el auditor puede incluir en su informe representan para los usuarios o analistas un indicador de la calidad de la información contable que van a manejar en sus procesos de decisión.

En este contexto, los informes de auditoría calificados o con opiniones distintas de la favorable transmiten a los usuarios de la información contable un mensaje de desconfianza por cuanto cuestionan, en mayor o menor grado, la fiabilidad de la misma.

El objetivo de nuestro trabajo ha sido precisamente comprobar el contenido informativo negativo que tradicionalmente se atribuye a este tipo de informes. Para ello, y como paso previo, se ha aplicado un estudio de eventos a fin de identificar las reacciones negativas que se producen en el mercado en torno a su publicación, para posteriormente, mediante un segundo análisis empírico basado principalmente en la aplicación del algoritmo de clasificación multivariante no paramétrico *See5* de Quinlan, tratar de determinar las variables explicativas de dichas reacciones.

Este aspecto constituye una novedosa y necesaria aportación a la investigación relativa al contenido informativo de los informes de auditoría calificados, por cuanto los estudios previos se han limitado a analizar las reacciones del mercado ante la revelación de tales informes sin abundar en los posibles factores causales de las mismas, pudiendo darse la circunstancia de que sean precisamente ciertos atributos de las entidades auditadas los que justifiquen la sensibilidad del mercado ante las calificaciones de sus auditores.

Así pues, partiendo de una lista de posibles factores influyentes identificados a nivel teórico, entre los que se encuentran el tipo de salvedad, el carácter de empresa regulada, la intervención o no de otros auditores, la existencia o no de pérdidas, el tamaño empresarial, la concentración accionarial, la rentabilidad y los diferentes ratios que miden el nivel de riesgo de la empresa, el análisis demuestra que la única influencia que se observa para todas las empresas que forman la muestra analizada es la que relaciona una mayor rentabilidad y una mayor capacidad de generación de recursos con una mayor sensibilidad del mercado a las calificaciones de auditoría. Este efecto, contrario a lo que podría esperarse desde el plano teórico, puede deberse a que en una compañía en mala situación financiera es más probable esperar que los gerentes recurran a prácticas contables que les permitan dar una imagen más favorable, incluso a costa de recibir una salvedad en el informe de auditoría, por lo que en el caso de que se produzca esta circunstancia la misma tiene menos contenido informativo que si la calificación recae sobre una empresa rentable.

Para el resto de variables, sólo en ciertos subconjuntos del espacio formado por todas ellas puede encontrarse algún tipo de influencia sobre la sensibilidad del mercado a las calificaciones. En todos los casos esta influencia opera en el sentido esperado desde el punto de vista teórico. Así, la aplicación del algoritmo de inducción de árboles de clasificación *See5* permite concluir que en ciertos casos la reacción del mercado es favorecida por *a)* la dispersión accionarial unida a la intervención de otros auditores con diferente nivel de prestigio, y *b)* un mayor nivel de riesgo medido a través del coeficiente de solvencia a corto plazo.

Estos resultados tienen una clara implicación práctica que es de interés para los gerentes de las compañías, pues describen una serie de «perfiles de riesgo» o tipologías de compañías cuyos informes de auditoría son objeto de especial escrutinio por parte del mercado de valores. Las firmas que estén en alguna de las situaciones asociadas a una alta propensión a la reacción del mercado deben ser especialmente cuidadosas en la preparación de sus estados financieros, pues un informe de auditoría calificado seguramente causará un impacto negativo sobre la cotización de sus acciones.

Como nota final, es importante matizar que las conclusiones obtenidas en el presente trabajo deben circunscribirse al ámbito espacial y temporal a que se refiere la muestra que hemos considerado para su realización. La extensión del estudio a otros ámbitos a fin de contrastar la posible generalización de las conclusiones aquí expuestas constituye, en nuestra opinión, una línea de investigación interesante a efectos de futuros trabajos.

## 6. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALDERMAN, C. W. [1977]: «The role of uncertainty qualifications: evidence to support the tentative conclusions of the Cohen Commission», *The Journal of Accountancy*, Vol. 144, n.º 5, pp. 97-100.
- ALTMAN, E. [1968]: «Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy», *Journal of Finance*, n.º 4, pp. 589-609
- ALTMAN, E. I.; MARCO, G., y VARETTO, F. [1994]: «Corporate distress diagnosis: comparisons using linear discriminant analysis and neural networks (the Italian experience)», *Journal of Banking and Finance*, n.º 18, pp. 505-529.
- 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*, Vol. 21, n.º 7, pp. 997-1011.
- AMMAR, S.; DUNCOMBE, W.; JUMP, B., y WRIGHT, R. [2004]: «Constructing a fuzzy-knowledge-based system: an application for assessing the financial condition of public schools», *Expert Systems with Applications*, Vol. 27, n.º 3, pp. 349-364.
- ASOCIACIÓN ESPAÑOLA DE ADMINISTRACIÓN DE EMPRESAS Y CONTABILIDAD [AECA] [2006]: *Inteligencia Artificial y Contabilidad*, Serie Nuevas Tecnologías y Contabilidad, n.º 5, Madrid.
- BALL, R.; WALKER, R. G., y WHITTRED, G. P. [1979]: «Audit qualifications and share prices», *Abacus*, Vol. 15, n.º 1, pp. 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, n.º 1, pp. 240-254.
- BARTOV, E. [1993]: «The timing of assets sales and earnings manipulation», *Accounting Review*, Vol. 68, n.º 4, pp. 840-855.
- BARTOV, E., y MOHANRAM, P. [2004]: «Private information, earnings manipulations, and executive stock-option exercises», *Accounting Review*, Vol. 79, n.º 4, pp. 889-920.
- BASKIN, E. F. [1972]: «The communicative effectiveness of consistency exceptions», *The Accounting Review*, Vol. 47, n.º 1, pp. 38-51.
- BROWN, S., y WARNER, J. B. [1985]: «Using daily stock returns, the case of Event Studies», *Journal of Financial Economics*, Vol. 14, n.º 1, pp. 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*, June, pp. 591-599.
- BURNS, N.; KEDIA, S., y LIPSON, M. [2006]: «The effects of institutional ownership and monitoring: evidence from financial reporting practices», *Whitcomb Center for Research in Financial Services*, Documento de trabajo 06-01.
- CABAL GARCÍA, E. [2000]: «La efectividad comunicativa del informe de auditoría medida a través de su impacto en el mercado bursátil», *Estudios Financieros, Revista de Contabilidad y Tributación*, n.º 209-210, pp. 123-178.
- CAMPBELL, J. Y.; LO, A. W., y MACKINLAY, A. C. [1997]: *The Econometrics of Financial Markets* (Princeton, New Jersey: Princeton University Press).
- CHEN, L. H., y CHIOU, T. [1999]: «A fuzzy credit rating approach for commercial loans: a Taiwan case», *Omega*, Vol. 27, n.º 4, pp. 407-419.

CHOI, S. J., y JETER, D. J. [1992]: «The effects of qualified audit opinions on earnings response coefficients», *Journal of Accounting and Economics*, n.º 15, pp. 229-247.

CORRADO, C. J. [1989]: «A non parametric test for abnormal security-price performance in event studies», *Journal of Financial Economics*, Vol. 23, n.º 2, August, pp. 385-395.

DE ANDRÉS SUÁREZ, J., y LORCA FERNÁNDEZ, P. [2003]: «Los criterios de valoración de existencias en las empresas industriales y comerciales cotizadas en el mercado continuo español», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, n.º 119, pp. 1.053-1.089.

DE ANDRÉS SUÁREZ, J.; LORCA FERNÁNDEZ, P., y FERNÁNDEZ COMBARRO, E. [2003]: «The sensitivity of machine learning techniques to variations in simple size: a comparative analysis», *International Journal of Digital Accounting Research*, Vol. 2, n.º 4, pp. 131-156.

DEL BRIO 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*, n.º 94, pp. 129-170.

DÍAZ MARTÍNEZ, Z.; FERNÁNDEZ MENÉNDEZ, J., y SEGOVIA VARGAS, M. J. [2005]: «Machine learning and statistical techniques. An application to the prediction of insolvency in Spanish non-life insurance companies», *International Journal of Digital Accounting Research*, Vol. 5, n.º 9, pp. 1-46.

DYCK, A., y ZINGALES, L. [2004]: «Private benefits of control: An international comparison», *Journal of Finance*, Vol. 59, pp. 537-600.

DIMSON, E. [1979]: «Risk measurement when shares are subject to infrequent trading», *Journal of Financial Economics*, Vol. 7, n.º 2, pp. 197-226.

DODD, P.; DOPUCH, N.; HOLTHAUSEN, R., y LEFTWICH, R. [1984]: «Qualified audit opinions and stock prices», *Journal of Accounting and Economics*, n.º 6, pp. 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*, n.º 8, pp. 93-117.

ELLIOT, J. A. [1982]: «Subject to audit opinions and abnormal security returns – outcomes and ambiguities», *Journal of Accounting Research*, Vol. 20, n.º 2, pp. 617-638.

FARRELL, K., y WHIDBEE, D. [2003]: «The impact of firm performance expectations on CEO turnover and replacement decisions», *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 36, pp. 165-196.

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, n.º 2, pp. 62-69.

FIRTH, M. [1978]: «Qualified audit reports: their impact on investment decisions», *The Accounting Review*, Vol. LIII, n.º 3, pp. 641-650.

FRYDMAN, H.; ALTMAN, E. I., y KAO, D. L. [1985]: «Introducing recursive partitioning for financial classification: the case of financial distress», *Journal of Finance*, Vol. 40, n.º 1, pp. 269-291.

GARCÍA OSMÁ, B., y GILL DE ALBORNOZ, B. [2005]: «La investigación sobre earnings managements», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, n.º 127, pp. 1.001-1.034.

GÓMEZ AGUILAR, M. N., y RUIZ BARBADILLO, E. [1998]: «El informe de auditoría como medida de la calidad de información contable», *Actualidad Financiera*, n.º 11, pp. 69-84.

GROSSMAN, S., y HART, O. [1980]: «Takeover bids and the free-rider problem and the theory of the corporation», *Bell Journal of Economics*, n.º 11, pp. 42-64.

HARRISON, W.; TOMASSINI, L., y DIETRICH, R. [1983]: «The use of control groups in capital markets research», *Journal of Accounting Research*, Vol. 21, n.º 1, pp. 65-77.

JAIN, P. [1986]: «Analysis of the distribution of security market prediction errors for daily returns data», *Journal of Accounting Research*, Vol. 24, n.º 1, pp. 76-96.

JONES, F. L. [1996]: «The information content of the auditor’s going concern evaluation», *Journal of Accounting and Public Policy*, n.º 15, pp. 1-27.

- LIANG, T. P.; CHANDLER, J. S.; HAN, I., y ROAN, J. [1992]: «An empirical investigation of some data effects on the classification accuracy of probit, ID3 and neural networks», *Contemporary Accounting Research*, Vol. 9, pp. 306-328.
- 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, n.º 1, pp. 69-82.
- MARAIS, M. L.; PATELL, J. M., y WOLFSON, M. A. [1984]: «The experimental design of classification models: an application of recursive partitioning and bootstrap», *Journal of Accounting Research*, Vol. 22, supplement pp. 87-118.
- MATSUNAGAS, S., y PARK, C. [2002]: *The effect of consecutively missing quarterly forecasts on CEO turnover. Working paper*, University of Oregon and HKUST.
- McKEE, T. E. [1995]: «Predicting bankruptcy via induction», *Journal of Information Technology*, Vol. 10, pp. 26-36.
- McKEE, T. E. [2003]: «Rough sets bankruptcy prediction models versus auditor signalling rates», *Journal of Forecasting*, Vol. 22, n.º 8, pp. 569-576.
- MESSIER, W. F., y HANSEN, J. V. [1988]: «Inducing rules for expert system development: an example using default and bankruptcy data», *Management Science*, Vol. 34, n.º 12, pp. 1.403-1.415.
- PARK, Y., y SHIN, H. [2004]: «Board composition and earnings management in Canada», *Journal of Corporate Finance*, n.º 10, pp. 431-457.
- PASTENA, V., y RONEN, J. [1979]: «Some hypotheses on the pattern of management's informal disclosures», *Journal of Accounting Research*, Vol. 17, n.º 2, pp. 550-564.
- PUCHETA MARTÍNEZ, C.; VICO MARTÍNEZ, A., y GARCÍA BENAÚ, M. A. [2004]: «Reaction of the Spanish capital market to qualified audit reports», *European Accounting Review*, Vol. 13, n.º 4, pp. 689-711.
- QUINLAN, J. R. [1979]: «Discovering rules by induction from large collections of examples», en MICHIE, D. [Ed.]: *Expert Systems in the Microelectronic Age*.
- [1988]: «Decision trees and multivalued attributes», *Machine Intelligence*, n.º 11, pp. 305-318.
- [1993]: *C4.5: Programs for Machine Learning*, California: Morgan Kaufmann Publishers, Inc.
- [2004]: *Data Mining Tools See5 and C5.0*, en internet: <http://www.rulequest.com/see5-info.html>.
- RAJGOPAL, S.; VENKATACHALAM, M., y JIAMBALVO, J. [1999]: «Is institutional ownership associated with earnings management and the extent to which stock prices reflect future earnings?», *Documento de trabajo* (Universidad de Washington).
- RESOLUCIÓN DE 19 DE ENERO DE 1991, del Instituto de Contabilidad y Auditoría de Cuentas, por la que se publican las Normas Técnicas de Auditoría (BOE de 22 de abril de 1991).
- RESOLUCIÓN DE 25 DE FEBRERO DE 2003, del Instituto de Contabilidad y Auditoría de Cuentas, por la que se publica la Norma Técnica de Auditoría sobre «relación entre auditores» (BOE de 9 de junio de 2003).
- RUIZ-BARBADILLO, E.; GÓMEZ-AGUILAR, N., y BIEDMA-LÓPEZ, E. [2006]: «Long-term audit engagements and opinion shopping: Spanish evidence», *Accounting Forum*, n.º 30, pp. 61-79.
- SCHOLES, M., y WILLIAMS, J. [1977]: «Estimating betas from nonsynchronous data», *Journal of Financial Economics*, Vol. 5, n.º 3, pp. 309-328.
- VARETTO, F. [1998]: «Genetic algorithms applications in the analysis of insolvency risk», *Journal of Banking and Finance*, n.º 22, pp. 1.421-1.439.
- WARFIELD, T. D.; WILD, J. J., y WILD, K. L. [1995]: «Managerial ownership, accounting choices, and informativeness of earnings», *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 20, pp. 61-92.