

ESTUDIO DE LA INCIDENCIA DE CIERTOS FACTORES EN EL INFORME DE AUDITORÍA

(A Study of the Incidence of some Factors in the Auditor's Report)

Covadonga Caso Pardo

Profesora Titular de la Universidad de Oviedo

Julita García Díez

Profesora Titular de la Universidad de Oviedo

Antonio López Díaz

Catedrático de la Universidad de Oviedo

Antonio Martínez Arias

Catedrático de la Universidad de Oviedo

RESUMEN

Dada la trascendencia de la auditoría de cuentas, el presente trabajo tiene por finalidad estudiar los informes de auditoría recibidos por un conjunto de empresas a lo largo de varios ejercicios, con el ánimo de comprobar si existen variables que hagan que una entidad sea más o menos propensa a obtener una determinada opinión, y si las mismas tienen alguna relación con el auditor que efectúa el trabajo. Para ello se llevan a cabo análisis univariantes y se estima un modelo de regresión logística, los cuales permiten llegar a conclusiones sobre ciertos factores que influyen en la opinión reflejada en el informe.

Palabras clave: auditoría de cuentas; auditor; informe de auditoría; opinión del auditor.

ABSTRACT

Given the relevance of the statutory audit, this paper examines the auditor's report of a sample of companies during several periods. The objective is to confirm the influence of certain factors on the auditor's opinion, and analyze the relation between those factors and the audit firm type. In order to achieve this, several univariate tests are carried out and a logistic regression model is estimated. The results of the statistical procedures enable us to reach conclusions about the factors that have an influence on the auditor's opinion.

Key words: auditor's report, legal auditors, statutory audit, auditor's opinion.

1. INTRODUCCIÓN¹

En una sociedad como la actual, donde la información constituye un bien imprescindible, cobra especial interés velar por su transparencia y credibilidad. Dadas así las circunstancias, en el ámbito económico-financiero adquiere una gran relevancia el informe de auditoría como garantía de la fiabilidad de la información contable suministrada por las empresas. Para ellas es cada día más importante recibir por parte de un profesional independiente un juicio favorable en cuanto a la razonabilidad de la información contenida en sus estados financieros, puesto que este hecho tiene una gran trascendencia para todos y cada uno de los posibles interesados en ella.

En este contexto, el presente trabajo tiene por objetivo analizar los informes de auditoría de cuentas obtenidos durante varios ejercicios por un conjunto de empresas, con el ánimo de comprobar la posible repercusión en ellos de ciertos factores; dicho de otro modo, se trata de contrastar si existen variables que hagan que una entidad tenga mayor o menor propensión a recibir un determinado tipo de dictamen, así como si tales variables tienen alguna vinculación con el auditor que lo realiza.

El trabajo comienza haciendo una revisión de estudios previos centrados en el análisis de la opinión contenida en el informe de auditoría. Entrando ya en la investigación objeto de este artículo se expone, en primer lugar, la metodología empleada, haciéndose las consideraciones pertinentes con el fin de contribuir a la correcta interpretación de los resultados que se presentan con posterioridad; seguidamente se realiza una descripción de la muestra. Tras analizar la opinión y evaluar su relación con determinados factores, se plantea, a la vista de las evidencias obtenidas, un modelo de regresión logística que permita explicar el tipo de opinión expresada por los auditores en su dictamen en términos de un conjunto de factores relevantes. Como colofón se plasman las principales conclusiones derivadas del presente estudio.

2. ANTECEDENTES

La auditoría de cuentas es una actividad tremendamente reglamentada en la mayoría de los países, si bien en España no fue objeto de regulación hasta finalizada la década de los ochenta. Este hecho pone de manifiesto ya una importante diferencia en cuanto a la tradición y al desarrollo de la auditoría si se la compara fundamentalmente con los países de corte anglosajón, por cuanto estos últimos cuentan con una profesión

¹ Los autores agradecen a los evaluadores anónimos sus comentarios y sugerencias que, sin duda, han contribuido notablemente a enriquecer el presente trabajo.

mucho más afianzada y experimentada, lo cual va aparejado a un mayor arraigo de la investigación al respecto.

Corroborando lo expuesto, Maijoor *et al.* (1997) ponen de manifiesto que el número de artículos sobre auditoría publicados por los autores europeos es muy inferior al de los americanos, indicando además que el interés de éstos en elaborar trabajos sobre esta materia no despunta hasta finales de los ochenta.

En España hasta la década de los noventa no se generaliza la publicación de trabajos sobre auditoría, y la opinión de Martínez (1996) de que se está produciendo un acercamiento hacia los estándares de investigación en Europa se ve confirmada con el avance significativo que ha tenido lugar en los últimos años.

Este estudio se enmarca en el seno de la realidad española que, aunque participa del proceso de integración europea, tiene sus propias particularidades. Merece la pena resaltar que buena parte de la investigación en auditoría publicada en España hasta el ejercicio 1997 es de carácter normativo, tratando más de modificar determinadas realidades o comportamientos que de explicar causas que los producen (Gonzalo y Serrano, 1998, p. 188). Con un enfoque meramente descriptivo son destacables los trabajos que se relacionan en la tabla 1, agrupados según que el ámbito de la muestra utilizada sea regional, esto es obtenida de Registros Mercantiles, o nacional, en cuyo caso los datos proceden principalmente de empresas cotizadas en los mercados de valores.

No obstante, como indican Gonzalo y Guiral (1998, p. 33), era deseable la evolución hacia estudios más complejos que pusieran en relación los resultados de los informes con otras variables relevantes. En esta línea han visto la luz diversas publicaciones, sirvan como muestra las que aparecen en la tabla 2, las cuales, como en el caso anterior, se presentan también agrupadas según que el ámbito geográfico de las empresas consideradas sea regional o nacional.

De la observación de las tablas 1 y 2 se desprende que, si bien en la primera de ellas existe más equiparación en cuanto al número de trabajos dedicado al ámbito regional y nacional, en la segunda predomina claramente como fuente informativa la Comisión Nacional del Mercado de Valores (CNMV), lo cual no hace sino constatar la dificultad que supone obtener datos que permitan llevar a cabo un análisis riguroso en nuestro país. Por tanto, es preciso efectuar estudios de naturaleza empírica fundamentados en otras bases de datos que puedan representar mejor a la generalidad de empresas sometidas a la obligación de auditoría en España, pues los trabajos que usan como base los datos relativos a las empresas que depositan sus informes en la CNMV son conscientes de que están introduciendo un sesgo, debido a los rasgos característicos de este tipo de entidades. Con la finalidad anteriormente apuntada se realiza el presente estudio.

Tabla 1
Estudios descriptivos relacionados con el informe de auditoría en España

ÁMBITO	AUTOR		AÑO	ESTUDIO (ANÁLISIS DESCRIPTIVO)
Regional (Registros Mercantiles)	López		1994	Análisis de una muestra de informes depositados en varios Registros Mercantiles, en los ejercicios 1990 a 1992.
	González y Martín		1999	Estudio del contenido y tipos de opinión de los informes emitidos por los auditores sobre datos reflejados en los estados financieros del año 1994 de empresas domiciliadas en Castilla y León.
	Alcarria		1997	Análisis de aspectos formales y de contenido de los informes de una muestra de empresas no cotizadas con domicilio social en Castellón, correspondientes a los ejercicios 1992 a 1995.
	Medina <i>et al.</i>		1997	Estudio de los distintos tipos de opinión en un conjunto de empresas que depositan sus cuentas en el Registro Mercantil de Santa Cruz de Tenerife en el periodo 1991-1993.
	López <i>et al.</i>		1997 y 1998	Estudio de los informes de auditoría de las empresas asturianas que depositaron sus cuentas conforme al modelo normal en el ejercicio 1994.
Nacional	CNMV	Almiñana <i>et al.</i>	1995	Análisis del contenido del informe de doce empresas cotizadas del sector metal-mecánico, durante los ejercicios 1990 a 1992.
		Navarro	1995	Estudio relativo a empresas que cotizan en la Bolsa de Madrid, con referencia al ejercicio 1993.
		Cabal y Robles	1998	Análisis de los informes de las empresas que cotizan en la Bolsa de Madrid en el ejercicio 1995.
		López y Maza	1998	Estudio de los informes de las sociedades cuyos títulos cotizan en la Bolsa de Madrid en el ejercicio 1994.
		Gómez y Ruiz	1999	Análisis de la calidad de los estados financieros a partir del estudio de la opinión contenida en el informe de empresas que cotizan en la Bolsa de Madrid, ejercicios 1994-1996.
		García-Ayuso y Sánchez	1999	Descripción del mercado de la auditoría en España a partir de una muestra de empresas de gran tamaño, durante el periodo 1991-1995.
		Cabal	2001	Evaluación del significado de las opiniones de auditoría calificadas y de sus factores determinantes, relativos al periodo 1993-1999 para las empresas que cotizan en la Bolsa de Madrid.
	OTROS	García <i>et al.</i>	1996	Estudio de la opinión de los auditores acerca de la información publicada por las entidades de depósito en el ejercicio 1994.

Tabla 2
Estudios empíricos relacionados con el informe de auditoría en España

ÁMBITO	AUTOR	AÑO	ESTUDIO EMPÍRICO
REGIONAL	López <i>et al.</i>	1998	Analiza la relación que existe entre la opinión del auditor y una serie de variables descriptivas de las características económico-financieras de la empresa auditada y de las circunstancias que rodean al desarrollo de la auditoría, en el ejercicio 1995.
NACIONAL	Del Brio	1998	Trata de buscar rentabilidades anormales en torno a la fecha en que se registran en la CNMV los informes de auditoría con salvedades de las empresas cotizadas en la Bolsa de Madrid durante el periodo 1991-1994.
	Cabal	1999	Realiza una evaluación del impacto que tanto los informes de auditoría calificados como cada una de las salvedades contenidas en ellos ejercen sobre el mercado de valores, tomando como referencia las empresas cotizadas a lo largo del periodo 1994-1997.
	Gómez <i>et al.</i>	1999	Pretende determinar la utilidad del informe comprobando en qué medida puede condicionar la relevancia que la evidencia empírica ha atribuido a los beneficios y los fondos propios.
	Sánchez	2000	Estudia las causas determinantes del retraso en la emisión del informe de auditoría, desde 1991 hasta 1995.
	Gómez y Ruiz	2000	Analiza la relación entre el informe de auditoría y el cambio de auditor, tomando como base las empresas cotizadas en España en los ejercicios 1990 a 1996.
	Sánchez y Sierra	2001	Evalúa la propensión de las empresas a recibir salvedades y la relación entre esa propensión y determinadas características corporativas que pudieran explicarla, en los ejercicios 1991 a 1995.
	Vico y Pucheta	2001	Estudia la relevancia del informe de auditoría entre los analistas de riesgos de las entidades de crédito nacionales a través de encuesta.
Acosta <i>et al.</i>	2001	Analiza la relevancia valorativa del informe de auditoría por gestión continuada, en empresas no financieras cotizadas en la Bolsa de Madrid en el periodo 1991-1996.	

3. METODOLOGÍA DEL ESTUDIO

La variable central de este trabajo es la opinión recogida en los informes de auditoría, por lo que se ha diseñado un estudio, en el ámbito temporal 1994-1996, a partir de la muestra de empresas disponible que se describe en el cuarto apartado, que aborda su análisis en los dos niveles que se señalan seguidamente:

1º. Análisis del tipo de opinión y su relación con distintos factores

2º. Modelo de regresión logística multivariante

1º. En el análisis del tipo de opinión se han agrupado los informes en dos categorías: con opinión favorable y con opinión calificada (incluyendo este segundo bloque los dictámenes con salvedades, desfavorables y con abstención de opinión). La

razón que ha llevado a realizar esta clasificación radica en que el número de informes con opinión desfavorable o denegada es muy reducido, lo que invalidaría las conclusiones del posterior estudio inferencial para dichos grupos.

Se efectúa un análisis descriptivo de los tipos de opinión, entrando en un examen detallado de las salvedades especificadas en los dictámenes calificados. Además, el hecho de disponer de datos relativos a los informes de tres años consecutivos permite evaluar la estabilidad temporal de las opiniones expresadas en ellos. Concretamente, se trata de dar respuesta a la siguiente hipótesis de trabajo:

Hipótesis (A): El juicio emitido por los auditores para una misma empresa se mantiene a lo largo del tiempo.

Para contrastarla se utilizará el test Q de Cochran, cuya hipótesis nula es la igualdad de proporciones de dictámenes favorables en los tres años, en el supuesto de que se trabaje con tres muestras relacionadas (puesto que la muestra de empresas es la misma en los tres años). Es decir, si se designa por p_t a la proporción de opiniones favorables en el año t , la hipótesis nula del contraste será:

$$H_0: p_{94} = p_{95} = p_{96}$$

Bajo la hipótesis nula, el estadístico Q del contraste (cuyos detalles pueden consultarse, entre otros, en Siegel y Castellan, 1988) sigue una distribución aproximadamente χ^2 con 2 grados de libertad, lo que permite obtener los niveles de significación asociados al contraste.

A continuación se analiza la relación de distintos factores relativos a características de la empresa y del propio proceso de auditoría con la opinión emitida en los informes. La hipótesis de trabajo genérica en este apartado es la siguiente:

Hipótesis (B_i): El factor F_i no influye en el resultado del informe de auditoría.

En primer lugar, se evalúa la posible influencia de ciertos factores de carácter cualitativo, algunos ya considerados en trabajos de otros autores (entre ellos, Sánchez y Sierra, 2001). En este bloque se incluyen las siguientes variables:

- Tipo de auditor (AUDITOR). Con el fin de comprobar si ciertos tipos de auditor, sin especificar firmas concretas, tienen mayor propensión a emitir dictámenes limpios, se considera la variable AUDITOR con tres categorías:

1- *Multinacional*, que incluye a las seis grandes compañías auditoras (Arthur Andersen, Deloitte & Touche, Ernst & Young, KPMG Peat Marwick, Price Waterhouse y Coopers & Lybrand²)

2- *Sociedad nacional*

3- *Persona física*

² En los años objeto de estudio eran las seis mencionadas, si bien, como es sabido, en la actualidad se hablaría de cuatro.

- Sector de actividad (SECTOR). A pesar de disponer de información a nivel de dos dígitos según la *Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE-93)*, se ha optado por la agrupación clásica en tres grandes sectores (industria, construcción y servicios, excluyendo agricultura), puesto que el tamaño de la muestra de empresas no es lo suficientemente grande como para garantizar la representatividad para mayores niveles de desagregación.
- Mes de emisión del informe (FECHA). En el presente estudio, esta variable tiene siete categorías posibles, correspondientes a los meses entre enero y julio, sin embargo, el reducido número de informes presentados en los primeros meses del año ha aconsejado agrupar en una única categoría enero y febrero.

Para contrastar las hipótesis relativas a la relación de cada uno de estos factores cualitativos con el tipo de opinión se ha utilizado el contraste habitual de independencia en tablas de contingencia, el test chi-cuadrado. El estadístico del contraste sigue bajo la hipótesis nula de independencia una distribución aproximadamente χ^2 con $(r-1)(s-1)$ grados de libertad, siendo r el número de filas y s el número de columnas de la tabla.

En segundo lugar, se considera la posible influencia sobre la opinión de factores cuantitativos, descriptivos de las características de la empresa y de su situación financiera, cuya definición se resume en la tabla 3.

Tabla 3
Definición de variables

VARIABLE	DEFINICIÓN
Tamaño	Logaritmo neperiano del activo
Rentabilidad financiera	$\frac{\text{Resultado}}{\text{Fondos propios}}$
Rentabilidad económica	$\frac{\text{Resultado} + \text{Gastos financieros} + \text{Impuestos}}{\text{Activo}}$
Liquidez	$\frac{\text{Activo circulante}}{\text{Acreedores a corto plazo}}$
Endeudamiento total	$\frac{\text{Acreedores a corto plazo} + \text{Acreedores a largo plazo}}{\text{Acreedores a corto plazo} + \text{Acreedores a largo plazo} + \text{Fondos propios}}$
Relación de endeudamiento	$\frac{\text{Acreedores a corto plazo} + \text{Acreedores a largo plazo}}{\text{Fondos propios}}$
Garantía	$\frac{\text{Activo}}{\text{Acreedores a corto plazo} + \text{Acreedores a largo plazo}}$

Con el fin de contrastar las hipótesis referentes a la relación de cada una de las características cuantitativas descritas en la tabla 3 y el tipo de opinión, se han planteado tests de igualdad de poblaciones. Así, por ejemplo, se trata de contrastar que el tamaño (o cualquiera de los ratios considerados) no presenta diferencias según la opinión sea favorable o calificada. El test clásico para resolver este tipo de problemas es el test paramétrico de igualdad de medias *t* de Student (o el análisis de la varianza de un factor en el caso de efectuar comparaciones entre más de dos poblaciones, como por ejemplo según el tipo de auditor). Sin embargo, estos tests no resultan adecuados en el contexto de este trabajo, puesto que, como ya ha sido ampliamente constatado en las investigaciones empíricas en el ámbito financiero (entre otros, Ezzamel *et al.*, 1987), los ratios contables suelen presentar valores atípicos y un elevado grado de asimetría, lo que conlleva que no sean asumibles los supuestos de normalidad y homoscedasticidad requeridos para la aplicación de los contrastes mencionados. Una alternativa habitual para solventar estos problemas son los tests no paramétricos basados en la comparación de medianas, cuya aplicación no requiere los supuestos de los tests paramétricos equivalentes.

Por ello, los contrastes de este apartado se han efectuado a través del test de Kruskal-Wallis de comparación de *k* poblaciones a partir de muestras independientes. De este modo, para cada una de las variables consideradas (tamaño, rentabilidad, ...) se formulan hipótesis basadas en el valor mediano (*Me*) del tipo:

$$H_0: (Me)_{\text{Favorable}} = (Me)_{\text{Calificada}}$$
$$H_0: (Me)_{\text{Multinacional}} = (Me)_{\text{Soc.Nacional}} = (Me)_{\text{Pers.física}}$$

según que se desee efectuar comparaciones en función de la opinión o del auditor.

El test de Kruskal-Wallis se basa en la comparación de los rangos medios de las muestras procedentes de cada población, siendo el rango R_i asignado a cada empresa el lugar que ésta ocupa en la muestra completa, ordenada de menor a mayor según la variable para la que se efectúe el contraste. El estadístico así construido sigue aproximadamente, bajo el supuesto de igualdad de poblaciones, una distribución χ^2 con *k*-1 grados de libertad.

2°. El segundo nivel del estudio se corresponde con un análisis multivariante de los factores que influyen en el tipo de opinión que expresan los informes de auditoría, en el que se incluyen aquellos factores tanto cualitativos como cuantitativos que al menos en alguno de los años hayan resultado significativos en el segundo nivel del estudio. Dadas las características de las variables explicativas y teniendo en cuenta el hecho de que la variable dependiente es dicotómica, con dos modalidades (informes favorables y calificados), se plantea la estimación de un modelo de regresión logística binomial. Así, si a cada empresa se le asigna una variable dicotómica definida como:

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si el informe de la empresa } i \text{ es favorable} \\ 0 & \text{si el informe de la empresa } i \text{ es calificado} \end{cases}$$

el modelo propuesto establece una relación entre la probabilidad condicional de obtener un informe favorable ($Y=1$) y un conjunto de variables explicativas representadas por el vector x_i en los siguientes términos:

$$P_i=P(Y=1/x_i) = \frac{1}{1+e^{-\beta'x_i}}$$

siendo β el vector de parámetros que refleja el impacto de x_i sobre la probabilidad de obtener un informe favorable (Greene, 1999; Hosmer y Lemeshow, 1989). Este tipo de modelos permitirá entonces analizar los factores que tienen un efecto significativo sobre la propensión a obtener un informe favorable y el signo de dicho efecto, en el sentido de que contribuyan a aumentar o disminuir dicha propensión.

4. DESCRIPCIÓN DE LA MUESTRA DE EMPRESAS

Para llevar a cabo el estudio se partió de la base de datos constituida por la información anual objeto de depósito en el Registro Mercantil de Asturias³, relativa a los tres ejercicios comprendidos entre 1994 y 1996. De la información depositada, se eligieron únicamente aquellas empresas que presentan modelo normal de balance, que son las obligadas a auditarse, puesto que los casos de entidades que voluntariamente auditan sus cuentas son meramente puntuales. Es preciso tener presente que en 1995, como consecuencia de la aprobación de la Ley de Sociedades de Responsabilidad Limitada, se modificaron al alza los límites para la elaboración de cuentas conforme al modelo abreviado, lo que supuso que empresas que habían estado obligadas anteriormente a depositar sus cuentas no tuvieran que hacerlo. Ello llevó a eliminar aquellas entidades que no contaban con el informe de auditoría los tres ejercicios analizados, bien porque no depositaron sus cuentas todos los años por no tener que hacerlo siempre o bien porque incumplieron tal obligación, dejaron de existir o cambiaron su domicilio social.

Como resultado del proceso descrito, se trabajó con una muestra de 179 empresas, para las que se dispone de información en cada uno de los tres años considerados en el estudio. En consecuencia, se analizaron 537 documentos (179 empresas por 3 años) depositados en el Registro Mercantil de Asturias.

³ Esta base de datos fue creada con varios proyectos de investigación financiados por la FICYT y el Principado de Asturias y ha servido para realizar otros trabajos sobre auditoría: López, Martínez y García (1997 y 1998) y López, de Andrés y Rodríguez (1998).

La distribución por sectores de la muestra de empresas se recoge en la tabla 4. Como se puede observar, el sector con mayor peso es el de Servicios, con un 45,8% de las empresas.

Tabla 4
Distribución sectorial de la muestra

Sector	Nº de empresas	Porcentaje de empresas
Industria	70	39,1%
Construcción	27	15,1%
Servicios	82	45,8%
Total	179	100%

En la tabla 5 se presenta una estadística descriptiva de la variable activo y de los ratios calculados, donde puede apreciarse que la dispersión en la muestra es muy elevada. Además, los coeficientes de asimetría y curtosis arrojan valores claramente alejados de la normalidad. Así, por ejemplo, en el caso del activo se obtiene, como es habitual, una distribución muestral con asimetría positiva, situación que se corrige en parte trabajando con la variable de tamaño en logaritmos (concretamente, el logaritmo del activo). Con el fin de corroborar la ausencia de normalidad de las variables incluidas en el estudio, se ha llevado a cabo el test de Kolmogorov-Smirnov, que ha proporcionado en todos los casos resultados significativos. De este modo se confirma la conveniencia, señalada en el apartado de metodología, de trabajar con técnicas no paramétricas como consecuencia de la no normalidad de las variables y ratios contables.

Para finalizar la descripción de la muestra, se consideró de interés comprobar cómo se distribuye el mercado de auditoría⁴ para el conjunto de empresas disponible, teniendo en cuenta que se trata de un ámbito geográfico y temporal concretos. Los resultados se plasman en la tabla 6.

Los trabajos que se han centrado en el colectivo de empresas que depositan sus informes en la CNMV (entre ellos, García *et al.*, 1998; García-Ayuso y Sánchez, 1999; Gómez y Ruiz, 1999 y Cabal, 2001) ponen de manifiesto que el mercado español está claramente controlado por las multinacionales de auditoría. No obstante, a efectos de este estudio tiene más sentido la comparación de las cifras de la tabla 6 con el trabajo de González y Martín (1999), cuyos porcentajes para el año de estudio, 1994, ascienden a 30,08% para personas físicas y 69,92% para sociedades, sin distinguir entre firmas nacionales y multinacionales.

⁴ En cuanto al mercado de servicios de auditoría cabe mencionar, entre otros muchos, los trabajos de Moizer y Turkey (1989), Christiansen y Loft (1992) y García *et al.* (1998, 2000).

Tabla 5
Resumen descriptivo de características de la muestra de empresas
(en millones de pesetas)

		1994	1995	1996
Activo	Mediana	762.745	856.097	902.185
	Media	4.747.463	3.960.721	3.954.279
	Desviación típica	31.348.787	22.687.456	21.100.276
	Asimetría	9,48	9,81	9,95
	Curtosis	90,56	92,83	104,46
Rentabilidad financiera	Mediana	0,07	0,11	0,10
	Media	-0,22	0,07	0,27
	Desviación típica	3,39	1,17	1,86
	Asimetría	-10,72	-6,99	10,69
	Curtosis	131,58	76,67	130,76
Rentabilidad económica	Mediana	0,07	0,08	0,07
	Media	0,08	0,08	0,10
	Desviación típica	0,10	0,12	0,35
	Asimetría	0,53	-3,00	10,75
	Curtosis	4,20	16,89	134,96
Endeudamiento total	Mediana	0,73	1,16	1,21
	Media	0,68	1,48	1,64
	Desviación típica	0,24	1,12	1,69
	Asimetría	-0,34	2,91	4,75
	Curtosis	0,02	11,55	29,27
Relación de endeudamiento	Mediana	2,45	0,71	0,68
	Media	7,91	0,68	0,65
	Desviación típica	39,22	0,26	0,25
	Asimetría	10,23	0,22	-0,06
	Curtosis	121,86	1,67	0,56
Liquidez	Mediana	1,13	2,14	1,93
	Media	1,41	6,01	3,18
	Desviación típica	1,02	17,11	22,75
	Asimetría	2,94	4,88	1,14
	Curtosis	11,42	26,58	56,90
Garantía	Mediana	1,41	1,47	1,51
	Media	1,93	1,96	2,15
	Desviación típica	1,45	1,46	2,14
	Asimetría	3,69	3,28	4,59
	Curtosis	19,69	13,34	26,21

Tabla 6
Distribución del mercado de auditoría

AUDITORES	1994	1995	1996
MULTINACIONAL	17,32%	16,16%	15,64%
SOCIEDAD NACIONAL	60,33%	62,57%	59,78%
PERSONA FÍSICA	22,35%	20,67%	24,58%

5. ANÁLISIS DE LOS RESULTADOS EMPÍRICOS

En el presente epígrafe se muestran los resultados del estudio empírico, en los dos niveles señalados en el apartado metodológico. En primer lugar los derivados del análisis del tipo de opinión y del estudio de las relaciones entre la opinión y el tipo de auditor con distintos factores, para finalizar, a la luz de las evidencias obtenidas en los apartados previos, con el planteamiento de un modelo multivariante explicativo de la propensión a recibir uno u otro tipo de opinión en el dictamen de los auditores de cuenta.

5.1. Análisis del tipo de opinión y de su relación con las características de la empresa auditada

Se ha comenzado por estudiar la distribución de las opiniones emitidas en los informes de auditoría de las empresas que integran la muestra en el periodo de referencia. Como puede observarse en la tabla 7, prácticamente se mantiene el porcentaje global de empresas que presentan dictamen favorable.

Tabla 7
Distribución del tipo de opinión

	1994	1995	1996
Favorable	96 53,6%	91 50,8%	98 54,7%
Calificada	83 46,4%	88 49,2%	81 45,3%
Total	179	179	179

Comparando este estudio con otros llevados a cabo previamente cabe realizar los siguientes comentarios:

- Por lo que respecta a los resultados correspondientes a colectivos similares al de esta investigación, González y Martín (1999) para 1994 obtienen un 50,75% de informes favorables. Por su parte, Alcarria (1997) presenta para el período

1992-1995 una media de dictámenes favorables del 66,2%. A su vez, Medina *et al.* (1997) pasan de un 48,51% de informes favorables en 1991 a un 64,92% en 1993, último año considerado.

- En cuanto al conjunto de informes de auditoría relativos a sociedades que depositan sus informes en la CNMV, García-Ayuso y Sánchez (1999) y Sánchez y Sierra (2001), para el período 1991-1995, obtienen un 65,54% de informes favorables; similares resultados alcanzan en este ámbito Navarro (1995) y Cabal y Robles (1998), si bien referidos a un ejercicio concreto, 1993 en el primer caso y 1995 en el segundo. Por su parte, Gómez y Ruiz (1999) para el período 1994-1996 presentan como informes favorables un 67,3% en 1994, 74,3% en 1995 y 74,1 % en 1996. Finalmente, Cabal (2001) obtiene para los años 1993-1999 una media de 74,4% de informes favorables, aunque es de resaltar que la tendencia a lo largo del período ha sido un incremento de los informes limpios, representado los favorables un 86,33% en el último año analizado.

En el apartado de metodología se establecía una hipótesis de trabajo relativa a la estabilidad temporal del juicio emitido por los auditores con hipótesis nula $H_0: p_{94} = p_{95} = p_{96}$. En la tabla 8 puede apreciarse que existe una tendencia general a que la opinión se mantenga, puesto que sólo un 7,8% de las empresas han experimentado cambios de opinión favorable a calificada y las variaciones en sentido contrario, esto es de opinión calificada a favorable, han sido del 5% entre 1994 y 1995 y del 11,7% entre 1995 y 1996. Tal apreciación se ve corroborada por el resultado no significativo del test Q de Cochran, que arroja un valor del estadístico $q^* = 1,529$ con un nivel crítico asociado $p = 0,465$.

Tabla 8
Cambios temporales del tipo de opinión

1994↓	1995→	Favorable	Calificada	Total
Favorable	82 45,8%	14 7,8%	96 53,6%	
Calificada	9 5,0%	74 41,3%	83 46,4%	
1996↓	1995→	Favorable	Calificada	Total
Favorable	77 43,0%	21 11,7%	98 54,7%	
Calificada	14 7,8%	67 37,4%	81 45,3%	
Total	91 50,8%	88 49,2%	179 100,0%	

Esta conclusión es análoga a la que llega García (1997, p. 161), si bien difiere de la obtenida en otros estudios [entre ellos, Alcarria (1997), Medina *et al.* (1997) y Gómez y Ruiz (1999)].

Para finalizar la descripción de los tipos de opinión se ha procedido a analizar la distribución de las salvedades contenidas en los informes calificados, las cuales, de acuerdo con las Normas Técnicas de Auditoría, pueden ser debidas a las siguientes circunstancias: limitación al alcance, error o incumplimiento de los principios y normas contables incluyendo omisión de información, incertidumbre y cambios en los principios y normas de contabilidad generalmente aceptados respecto al ejercicio anterior. Su reparto a lo largo de los tres ejercicios analizados se plasma en la tabla 9.

Tabla 9
Tipos de salvedades en los informes calificados

	1994	1995	1996
Limitación al alcance	25 14,7%	27 16,8%	22 14,8%
Error o incumplimiento de los principios y normas contables, incluyendo omisión de información	65 38,2%	66 41%	57 38,3%
Incertidumbre	76 44,7%	65 40,4%	61 40,9%
Cambio en los principios y normas de contabilidad respecto al ejercicio anterior	4 2,4%	3 1,8%	9 6%
TOTAL SALVEDADES	170 100%	161 100%	149 100%
TOTAL INFORMES CALIFICADOS	83	88	81

Se constata que las más frecuentes son las incertidumbres de diferente índole, las cuales superaron el 40% del total de salvedades en los años estudiados; les siguen los errores e incumplimientos, mientras que los problemas de uniformidad son los menos habituales, si bien sufrieron un cierto incremento en el último ejercicio. En general, no se aprecian variaciones sustanciales de un año a otro en ninguna de las reservas incluidas por los auditores en sus dictámenes, aunque se advierte una disminución en su número total.

Comparando este estudio con otros previos, cabe destacar como más relevantes los siguientes aspectos:

- Por lo que compete a investigaciones sobre un colectivo similar, González y Martín (1999), para el ejercicio 1994, obtienen un 33,73% de incertidumbres y un 31,95% de errores. Por su parte, Alcarria (1997, p.77), para el período 1992-1995, presenta una media del 46,3% de errores e incumplimientos y del 25,6%

de limitaciones al alcance. Finalmente, en el trabajo de Medina *et al.* (1997, p. 60) el mayor porcentaje está en limitaciones al alcance, si bien esto puede ser explicable por corresponder a las primeras auditorías ya que el ámbito temporal abarca los años 1991-1993.

- En cuanto a las investigaciones centradas en el colectivo de empresas que cotizan en Bolsa, Gómez y Ruiz (1999, p. 33-34) para el período 1994-1996 obtienen un 53% de incertidumbres y un 35% de errores como porcentajes medios más elevados. En el ámbito temporal 1993-1999, Cabal (2001, p. 24-27) presenta similares resultados, aunque pone de manifiesto que las incertidumbres han ido descendiendo hasta ser superadas por los errores e incumplimientos a partir de 1998.

Seguidamente se aborda el análisis de la relación de la opinión con factores de carácter cualitativo y con características de la empresa objeto de auditoría.

5.1.1. Relación entre opinión y tipo de auditor

Como se aprecia en la tabla 10, las opiniones varían sensiblemente según quien realice la auditoría. En efecto, se advierte que los auditores individuales han emitido, proporcionalmente, más dictámenes favorables que las sociedades, siendo entre éstas las multinacionales las que menos opiniones de este tipo han otorgado a lo largo del periodo observado, si bien en el último año se produce un mayor acercamiento entre unas y otras firmas de auditoría. Resultados similares obtienen Gómez y Ruiz (1999, p. 42), a pesar de que a estos efectos no son muy comparables, dado que en su estudio las firmas multinacionales representan el 67%.

Tabla 10
Relación entre la opinión y el tipo de auditor

Opinión Auditor	1994			1995			1996		
	favorable	calificada	Total	favorable	calificada	Total	favorable	calificada	Total
Multinacional	9 30%	21 70%	30 100%	10 31,3%	22 69,7%	32 100%	13 44,8%	16 55,2%	29 100%
Sociedad nacional	58 53,2%	51 46,8%	109 100%	56 50,9%	54 49,1%	110 100%	52 49,1%	54 50,9%	106 100%
Persona física	29 72,5%	11 27,5%	40 100%	25 67,6%	12 32,4%	37 100%	33 75%	11 25%	44 100%
χ^2	12,47			9,06			9,82		
p	0,002			0,011			0,007		

Asimismo, con el fin de contrastar empíricamente la posible vinculación entre el tipo de auditor y la opinión se llevó a cabo el test de independencia chi-cuadrado para

cada uno de los años, alcanzándose en todos los casos resultados significativos ($p < 0,05$), tal como se aprecia en la tabla 10. En resumen, se puede afirmar a la luz de las evidencias anteriores que efectivamente existe relación entre la opinión y el tipo de auditor.

Aunque no sea ésta la finalidad del estudio, parece oportuno hacer una breve referencia al cambio de auditor⁵, así como a su posible relación con la opinión calificada, tema que ha sido objeto de especial atención, no sólo por parte de la literatura internacional sino también de la nacional, teniendo en cuenta que, según el Informe Nera (1992), la realidad europea muestra que los cambios de auditores son bastante escasos.

En la investigación realizada por García *et al.* (2000) concluyen que ante el cambio de auditor priman las relaciones empresa/auditor. Por su parte, Gómez y Ruiz (2000, p. 738) consideran que la opinión se convierte en un inductor del cambio, siendo ésta la opción elegida para obtener en un ejercicio posterior un informe limpio. Sin embargo, esta idea contrasta con la expuesta por Cabal (2001, p. 30) que, en un estudio sobre el mismo colectivo, llega a la conclusión de que las empresas con dictamen calificado que cambian de auditor no tienden a recibir mejores opiniones en el siguiente periodo, sino que la mayor parte de ellas mantienen sistemáticamente esa opinión a lo largo del tiempo.

Entre las publicaciones existentes a nivel internacional, a nuestros efectos cabe mencionar en primer lugar por su trascendencia el trabajo de Chow *et al.* (1982, p. 334), en el que no se pone de manifiesto que las firmas que reciben informes calificados tiendan a cambiar para obtener una opinión favorable; incluso los citados autores apuntan que las entidades que cambian no tienen más probabilidad de recibir una opinión limpia, es más, exponen que la evidencia tiende a soportar lo contrario. Parece oportuno también hacer referencia al trabajo de Krishnan *et al.* (1996, p. 234) donde concluyen que las entidades que habiendo recibido una salvedad habían cambiado de auditor, eran de menor tamaño en términos de activo y tenían una menor probabilidad de ser auditadas por las grandes firmas que las empresas con informes favorables y sin cambio de auditor.

Los resultados de nuestro estudio corroboran las conclusiones que se han expuesto de algunos trabajos previos, es decir, cuantitativamente los cambios de auditores no han sido importantes en el período abordado y cualitativamente no han provocado, si es que éste era el objetivo, la modificación de la opinión. En este sentido, se ha corroborado, a través de los correspondientes test chi-cuadrado, la independencia entre “la decisión de cambiar de auditor” y “el tipo de opinión antes del cambio” para el conjunto de la muestra y la independencia entre “la decisión de cambiar de auditor” y “la mejora en

⁵ Con respecto a este tema pueden consultarse en español, entre otros, los trabajos de Ruiz (1997) y García *et al.* (1998), los cuales presentan una síntesis de los principales estudios que se han llevado a cabo en el ámbito internacional.

la opinión tras el cambio” para el conjunto de empresas que habían recibido un informe calificado (en ambos casos se obtiene un nivel crítico $p > 0,9$). Con el fin de establecer la posible vinculación entre las opiniones antes y después del cambio de auditor, se han considerado el total de 33 cambios de auditor detectados, de los que sólo 5 (15,2%) han supuesto una mejora en la opinión, según se aprecia en la tabla 11. Para contrastar que esta cifra no supone una mejora significativa en el tipo de opinión, se ha llevado a cabo un test unilateral de McNemar (cuyos detalles pueden consultarse en Siegel y Castellan, p. 75-80), que ofrece como resultado un nivel crítico $p = 0,227$.

Tabla 11
Relación entre la opinión y el cambio de auditor

Opinión antes	Opinión después	Favorable	Calificada	Total
Favorable		12	2	14
Calificada		5	14	19
Total		17	16	33

5.1.2. Relación entre opinión y sector de actividad

Continuando con el estudio de los factores cualitativos, se trató de averiguar si existía alguna relación entre la opinión manifestada por los auditores y el sector al que pertenece la empresa, información que aparece resumida en la tabla 12. Tras llevar a cabo el contraste chi-cuadrado de independencia para cada uno de los tres ejercicios, se obtuvieron en todos los casos resultados no significativos ($p > 0,25$). De este modo, cabe afirmar que la actividad de la empresa no guarda relación con la opinión de su informe de auditoría.

Tabla 12
Relación entre la opinión y el sector

Sector	Opinión	1994		1995		1996		Total
		favorable	calificada	favorable	calificada	favorable	calificada	
Industria		36	34	33	37	34	36	70
		51,4%	48,6%	47,1%	52,9%	48,6%	51,4%	100%
Construcción		16	11	16	11	18	9	27
		59,3%	40,7%	59,3%	40,7%	66,7%	33,3%	100%
Servicios		44	38	42	40	46	36	82
		53,7%	46,3%	51,2%	48,8%	56,1%	43,9%	100%
	χ^2	0,48		1,15		2,69		
	p	0,786		0,562		0,261		

Tratando de profundizar en la relación opinión-sector se investigó si éste condicionaba de algún modo el tipo de salvedades contenidas en los informes calificados, comprobándose nuevamente la independencia de ambos.

5.1.3. Relación entre opinión y mes de emisión del informe

Referente a la opinión contenida en el dictamen de los auditores es posible plantearse si ésta depende de la fecha de emisión del mismo. Este dato es un elemento importante del informe, pues no sólo pone de manifiesto cuándo se terminó el trabajo de auditoría en las dependencias de la empresa auditada, sino que también marca el momento a partir del cual se pueden exigir responsabilidades al auditor. En la tabla 13 se presenta una distribución de los informes en los tres ejercicios estudiados a lo largo de los meses en que fueron firmados.

En la tabla 13 se incluyen los resultados del contraste de independencia chi-cuadrado, que ponen de relieve que el tipo de informe es independiente de la fecha del mismo ($p > 0,6$), de modo que los dictámenes firmados en los primeros meses del año no tienen mayor propensión a ser limpios que los que se posponen para meses siguientes.

Estos resultados difieren de los obtenidos en otros estudios llevados a cabo. En efecto, Whittred (1980) manifiesta que la existencia de salvedades provoca un retraso en la comunicación de las cuentas anuales, constatando además que cuanto más graves fuesen mayor sería el retraso. Igualmente, Hameed (1985) revela que los retrasos en las empresas con informes favorables eran menores que los correspondientes a las que

Tabla 13
Relación entre la opinión y el mes del informe

Opinión Fecha	1994			1995			1996		
	favorable	calificada	Total	favorable	calificada	Total	favorable	calificada	Total
enero-febrero	2 66,7%	1 33,3%	3 100%	3 60%	2 40%	5 100%	4 57,1%	3 42,9%	7 100%
marzo	8 38,1%	13 61,9%	21 100%	9 50%	9 50%	18 100%	10 58,85	7 41,2%	17 100%
abril	18 54,5%	15 45,5%	33 100%	17 44,7%	21 55,3%	38 100%	20 46,5%	23 53,5%	43 100%
mayo	20 54,1%	17 45,9%	37 100%	21 52,5%	19 47,5%	40 100%	22 56,4%	17 43,6%	39 100%
junio	44 57,1%	33 42,9%	77 100%	39 52,7%	35 47,3%	74 100%	40 56,3%	31 43,7%	71 100%
julio	4 50%	4 50%	8 100%	2 50%	2 50%	4 100%	2 100%		2 100%
χ^2	2,68			0,89			3,08		
p	0,749			0,971			0,688		

tenían alguna reserva. Por su parte, Ashton *et al.* (1987) concluyeron que el retraso del informe de auditoría es significativamente mayor en empresas que reciben salvedades, pertenecen al sector industrial y no cotizan en bolsa, no cierran sus cuentas en diciembre, poseen un deficiente control interno, no emplean tecnologías avanzadas de información y no comienzan la auditoría antes del cierre de las cuentas anuales.

También discrepan nuestros resultados al compararlos con los derivados del trabajo de Sánchez (2000, p. 173-174), en el que se indica que existe una consistente relación estadística entre el retraso en la firma del informe y la presencia de salvedades, incrementándose a medida que aumenta la gravedad de la salvedad recibida.

Por lo que respecta a la posible relación entre el tipo de auditor y la fecha del informe, se resumen en la tabla 14 los resultados para 1996, los cuales siguen la misma pauta que en 1994 y 1995, donde se observa que las multinacionales tienden a fechar sus informes antes que las sociedades nacionales, quienes a su vez los emiten con más antelación que las personas físicas.

El resultado de los contrastes de independencia efectuados puso de manifiesto, de manera inequívoca, que ambas variables, fecha y tipo de auditor, no son independientes ($p < 0,01$ en todos los años).

Tabla 14
Relación entre el tipo de auditor y el mes de emisión del informe en 1996

	Multinacional	Sociedad nacional	Persona física
enero-febrero	2 6,9%	5 4,7%	-
marzo	6 20,7%	7 6,6%	4 9,1%
abril	15 51,7%	19 17,9%	9 20,5%
mayo	4 13,8%	29 27,4%	6 13,6%
junio	2 6,9%	44 41,5%	25 56,8%
julio	-	2 1,9%	-
Total	29 100%	106 100%	44 100%

5.1.4. Relación entre la opinión y el tamaño de las empresas

En el análisis de la posible influencia de factores cuantitativos en el tipo de opinión se trató de constatar, en primer lugar, si el tamaño de la empresa guarda alguna relación con el juicio expresado por el auditor en su informe. Así, en la tabla 15 se

refleja la opinión según se trate de una entidad de tamaño mayor que el valor mediano del activo, llamada empresa grande, o menor o igual que éste, denominada PYME a los efectos del presente estudio.

Tabla 15
Relación entre la opinión y el tamaño de la empresa auditada

Opinión	1994			1995			1996		
	favorable	calificada	Total	favorable	calificada	Total	favorable	calificada	Total
Grande	40 44,9%	49 55,1%	89 100%	38 42,7%	51 57,3%	89 100%	42 47,2%	47 52,8%	89 100%
Pyme	56 62,2%	34 37,8%	90 100%	53 58,9%	37 41,1%	90 100%	56 62,2%	34 37,8%	90 100%

Fácilmente se observa en todos los ejercicios que los informes calificados se producen más en empresas de mayor tamaño. Desde esta perspectiva, se estudió si existe relación entre el tamaño de la entidad auditada y el tipo de opinión contenida en su informe. Para ello se planteó un contraste no paramétrico de Kruskal-Wallis (K-W), de igualdad de medianas de la variable tamaño con hipótesis nula $H_0: (Me)_{Favorable} = (Me)_{Calificada}$, que ha proporcionado resultados significativos ($p < 0,05$) para los tres años analizados, según se muestra en la tabla 16.

Tabla 16
Resultados del test de Kruskal-Wallis tamaño-opinión

	Opinión	1994		1995		1996	
		Rango medio	K-W (χ^2)	Rango medio	K-W (χ^2)	Rango medio	K-W (χ^2)
tamaño	favorable	79,75	8,101**	78,96	8,408**	80,43	7,389**
	calificada	101,86		101,42		101,58	

Estos resultados contrastan con los obtenidos en otros trabajos. Así, Gómez y Ruiz (1999, p. 40) concluyen a partir de un análisis descriptivo que no existe un comportamiento sistemático que relacione el tamaño de la empresa auditada con el tipo de opinión, mientras que Sánchez y Sierra (2001, p. 371) ponen de manifiesto que las empresas más pequeñas son más propensas a recibir salvedades. No obstante, la base de datos utilizada en estos trabajos no es comparable con la de este estudio.

Por el contrario, en las investigaciones de Warren (1975, 1980) se llega a una conclusión análoga a la del presente trabajo al resultar significativa la variable tamaño,

mostrando que las empresas grandes recibieron un mayor porcentaje de salvedades que las pequeñas.

5.1.5. Relación entre el tipo de auditor y el tamaño de las empresas

De la información recogida en la tabla 17, relativa a los rangos medios para la variable tamaño según el tipo de auditor, se desprende que éste está íntimamente relacionado con la dimensión de los clientes auditados, puesto que el tamaño medio de las empresas auditadas por multinacionales es muy superior al correspondiente a otro tipo de auditores, especialmente las personas físicas. Este hecho cuenta con una posible explicación convincente, basada en que las empresas de mayor dimensión son auditadas también por los profesionales con más infraestructura, esto es, por las multinacionales y, en menor medida, por el resto de sociedades, lo que, a nuestro entender, tiene toda lógica ante la dificultad manifiesta, en general, del auditor individual para revisar las cuentas de grandes entidades.

Tabla 17
Resultados del test de Kruskal-Wallis tamaño-auditor

	Tipo de auditor	1994		1995		1996	
		Rango medio	K-W (χ^2)	Rango medio	K-W (χ^2)	Rango medio	K-W (χ^2)
tamaño	Multinacional	116,57	10,522**	116,53	11,127**	120,53	13,772**
	Soc. nacional	87,28		86,59		87,71	
	Pers. física	77,47		77,19		75,40	

Estas ideas se ven confirmadas por los resultados del test de Kruskal-Wallis, cuya hipótesis nula es la igualdad de tamaños medianos de las empresas auditadas por los tres tipos de auditores contemplados, $H_0: (Me)_{Multinacional} = (Me)_{Nacional} = (Me)_{Persona\ Física}$, que arroja resultados significativos para todos los años del estudio.

5.1.6. Relación entre la opinión y los ratios financieros

Continuando con el análisis, se planteó el estudio de la posible vinculación entre diversos ratios representativos de la situación económica y financiera de la empresa auditada y la opinión emitida por el auditor en su dictamen, pretendiendo determinar de este modo si los datos contenidos en los estados contables inciden en el juicio expresado por los auditores en su informe.

Cabría a priori pensar que las empresas con más alta rentabilidad, tanto económica como financiera, mayor liquidez, mejor ratio de garantía y menor endeudamiento,

to podrían tener más propensión a contar con un informe limpio. Pues bien, esta primera impresión que sí que se cumple en términos descriptivos, según puede apreciarse en la tabla 18 comparando los rangos medios para cada ratio de las empresas con informe favorable y con informe calificado, no se pudo corroborar desde el punto de vista inferencial. En efecto, los resultados del test de Kruskal-Wallis de igualdad de medianas para cada uno de los ratios considerados según la opinión emitida en el informe, sólo ofrecen resultados significativos en todos los años para el ratio de liquidez, en 1994 y 1996 para la rentabilidad económica y de forma aislada en 1994 para la rentabilidad financiera y el endeudamiento total.

Tabla 18
Resultados del test de Kruskal-Wallis opinión-ratios

	Opinión	1994		1995		1996	
		Rango medio	K-W (χ^2)	Rango medio	K-W (χ^2)	Rango medio	K-W (χ^2)
Rentabilidad financiera	favorable	102,26	11,591**	91,70	0,2	95,10	2,52
	calificada	75,82		88,24		82,79	
Rentabilidad económica	favorable	100,45	8,417**	94,33	1,292	99,27	6,924**
	calificada	77,92		85,52		78,79	
Liquidez	favorable	99,03	6,289**	98,01	4,424**	96,60	3,516*
	calificada	79,55		81,72		82,01	
Endeudamiento total	favorable	83,58	3,175*	86,75	0,729	86,81	0,823
	calificada	97,42		93,36		93,86	
Relación de endeudamiento	favorable	88,58	0,155	94,75	1,554	92,93	0,943
	calificada	91,64		85,09		85,40	
Garantía	favorable	95,63	2,44	91,68	0,195	93,64	1,07
	calificada	83,49		88,26		85,59	

* significativo al 10%; ** significativo al 5%

Se advierte que la opinión expresada en el informe de auditoría en general no guarda relación con la situación económico-financiera de la empresa auditada, lo cual, a nuestro entender, es coherente, pues el auditor no tiene como finalidad evaluar la situación patrimonial, sino que se pronuncia respecto a si los estados financieros de la entidad tomados en su conjunto reflejan en todos sus aspectos significativos la imagen fiel, a excepción de los casos en que emite una salvedad que afecta al principio de empresa en funcionamiento. Evidentemente, esta separación entre lo que hace el auditor y lo que los usuarios podrían demandar, esto es, que se pronuncie sobre la evolución actual y futura de la empresa, constituye una de las manifestaciones del "gap de expectativas".

Para concluir este apartado, parece oportuno mencionar el estudio de Sánchez y Sierra (2001, p. 372-373) donde también se muestra que no hay diferencias en cuanto

a la propensión a recibir salvedades de cualquier tipo por el hecho de tener un nivel de endeudamiento mayor o menor, manifestando que es la posibilidad de incurrir en pérdidas la que en mayor medida determina esta probabilidad. La rentabilidad financiera tampoco es significativa en su trabajo.

5.1.7. Relación entre el tipo de auditor y los ratios financieros

Finalmente, se trató de analizar la posible relación entre el tipo de auditor y los ratios señalados en el apartado anterior. La tabla 19 recoge los resultados del test de Kruskal-Wallis para cada uno de ellos, mostrando que no se detectan diferencias significativas de forma sistemática para todos los años en ninguno de los ratios según el tipo de auditor; por tanto, las características de una empresa definidas a través de su rentabilidad, liquidez, garantía y endeudamiento, no presuponen de antemano ningún tipo de auditor, resultado que parece coherente pues, si no fuese así, habría que justificar, por ejemplo, que las menos rentables las auditase un determinado tipo de auditor y las más endeudadas el mismo u otro, lo que en principio sería difícil de explicar.

Tabla 19
Resultados del test de Kruskal-Wallis auditor-ratios

	Tipo de auditor	1994		1995		1996	
		Rango medio	K-W (χ^2)	Rango medio	K-W (χ^2)	Rango medio	K-W (χ^2)
Rentabilidad financiera	Multinacional	81,53	1,17	110,28	6,092**	102,34	2,663
	S. nacional	90,53		84,72		88,95	
	Pers. Física	94,90		88,16		82,34	
Rentabilidad económica	Multinacional	62,70	10,69**	74,66	4,912*	82,86	1,294
	S. nacional	93,37		90,31		93,56	
	Pers. Física	101,30		102,35		86,14	
Liquidez	Multinacional	71,63	7,585**	78,09	2,703	90,41	0,493
	S. nacional	89,20		90,60		91,83	
	Pers. Física	105,95		98,51		85,32	
Endeudamiento total	Multinacional	102,30	3,625	98,28	2,713	100,72	1,788
	S. nacional	90,77		91,45		89,43	
	Pers. Física	78,68		78,54		84,30	
Relación de endeudamiento	Multinacional	89,40	2,434	78,31	4,147	89,21	0,072
	S. nacional	94,13		96,19		88,83	
	Pers. Física	79,20		81,70		91,30	
Garantía	Multinacional	79,27	3,629	84,88	2,2	81,55	1,06
	S. nacional	88,45		87,77		90,61	
	Pers. física	102,28		101,05		94,09	

* significativo al 10%; ** significativo al 5%

5.2. Modelo de regresión logística

Los análisis llevados a cabo en el apartado anterior en los que se investigaban las posibles relaciones entre algunas características, tanto de la empresa auditada como del auditor, y la opinión contenida en el informe, parecen indicar la influencia directa e indirecta de algunos de los factores considerados, y especialmente del tamaño de la entidad objeto de auditoría.

Ello ha llevado a plantear un modelo multivariante de regresión logística en el que se introducen como variables explicativas el tamaño, cuantificado a través del logaritmo del activo, y la rentabilidad económica. Además se ha incluido un término de interacción entre el tamaño de la empresa y el tipo de auditor, tomando como referencia la categoría personas físicas (para la que el coeficiente correspondiente en el modelo será nulo).

Los resultados de los modelos estimados por el método habitual de máxima verosimilitud para la muestra de 179 empresas en cada uno de los años se recogen en la tabla 20. Es preciso señalar, en relación con lo que sugerían los resultados del apartado 5.1.6, donde el ratio de liquidez presentaba diferencias significativas según el tipo de opinión, que dicho ratio se ha omitido en el modelo por no resultar significativo en ninguno de los años, hecho que está justificado por su correlación con la rentabilidad económica.

Tabla 20
Modelos logit estimados

	1994		1995		1996	
	Coef.	Wald (χ^2)	Coef.	Wald (χ^2)	Coef.	Wald (χ^2)
Constante	4,65	3,42*	5,72	5,04**	6,48	6,40**
Tamaño	-0,29	2,38	-0,39	4,18**	-0,41	4,68**
Tamaño*Multiinacional	-0,11	6,63**	-0,08	4,06**	-0,07	3,08*
Tamaño*Nacional	-0,06	3,95**	-0,05	2,46	-0,10	9,78**
Rentabilidad económica	1,98	1,34	2,69	2,14	4,5	7,24**

* significativo al 10%; ** significativo al 5%

Los contrastes de significación individuales de los coeficientes del modelo, efectuados a través del test de Wald, ofrecen resultados diferentes para los tres años; así, mientras en 1996 todos los coeficientes son significativos, la rentabilidad económica no resulta significativa ni en 1994 ni en 1995, y el tamaño no resulta significativo en 1994. Se llevó a cabo también la prueba de bondad de ajuste de Hosmer-Lemeshow que arrojó resultados no significativos al 5% para todos los años, lo que conduce a la aceptación global de los modelos propuestos.

Los efectos marginales de las variables incluidas en los modelos son similares para los tres años considerados como consecuencia de la persistencia de los signos de los coeficientes. Teniendo en cuenta que el efecto marginal de una variable X_k sobre la probabilidad de obtener un informe favorable en un modelo de regresión logística viene dada por:

$$\frac{\delta P(Y=1/x_i)}{\delta x_{ik}} = f(\beta'x_i)\beta_k = F(\beta'x_i)(1-F(\beta'x_i))\beta_k$$

(donde f es la función de densidad y F la función de distribución logística), se observa que su signo se identifica con el del coeficiente correspondiente β_k .

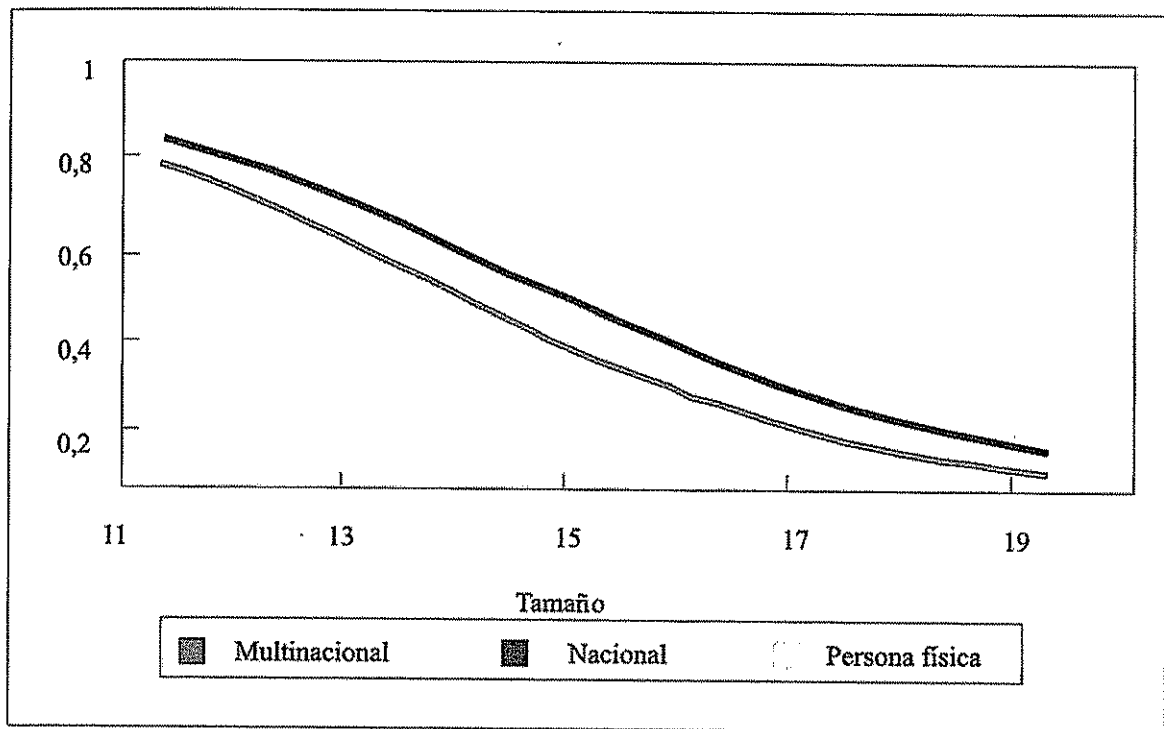
Por tanto, la propensión a obtener un informe favorable aumenta con la rentabilidad de la empresa auditada, ya que los signos de la variable rentabilidad económica son positivos en todos los ejercicios.

En el caso del tamaño, se observan efectos marginales de signo negativo en todos los años. Sin embargo, para esta variable es necesario tener en cuenta los coeficientes del término de interacción con el tipo de auditor. Así, en el modelo de 1996 el efecto marginal del tamaño para las empresas auditadas por multinacionales (multinacional = 1) será: $-(0,41 + 0,07) f(\beta'x_i)$ y para las auditadas por sociedades nacionales (nacional = 1) vendrá dado por: $-(0,41 + 0,1) f(\beta'x_i)$.

En definitiva, para todos los años se obtiene que la propensión a recibir un informe favorable disminuye con el tamaño de la empresa, siendo este efecto más acusado en las entidades auditadas por sociedades tanto nacionales como multinacionales. Esta interpretación viene reflejada en la figura 1, referido al modelo del año 1996, en el que se representan las probabilidades estimadas de que el informe sea favorable, según el tipo de auditor, en función del tamaño, para las empresas cuya rentabilidad económica se sitúa en el nivel medio.

Por último, cabe señalar que la capacidad predictiva de los modelos estimados es más bien baja puesto que el porcentaje de informes bien clasificados no supera en ninguno de los casos el 70%. Si bien esta conclusión no resulta sorprendente en conexión con los comentarios del apartado 5.1.6, en el que se constataba la débil relación existente entre la opinión emitida en el informe y la situación económico-financiera de la empresa auditada, podría quizás ser pertinente plantearse modelos alternativos con mayor poder de predicción. Teniendo en cuenta que la opinión emitida en los informes de un gran número de las empresas consideradas se mantiene constante en los tres ejercicios, una posible solución en este sentido, que queda fuera de los objetivos de este trabajo, sería combinar las perspectivas transversal y temporal y efectuar un planteamiento de estimación del modelo con datos panel.

Figura 1
Probabilidad de informe favorable en función del tamaño



6. CONCLUSIONES

A lo largo del trabajo se ha efectuado un análisis empírico de la opinión recogida en los informes de auditoría y de los posibles factores que influyen en el resultado del dictamen del auditor, utilizando para ello una base de datos de ámbito regional, referida a un panel de 179 empresas asturianas con información para tres años consecutivos (1994 a 1996).

En primer lugar se estudió cómo se distribuyen las opiniones de los informes de auditoría de la muestra, comprobando que en todos los años el porcentaje de informes favorables fue ligeramente superior al 50%, resultado coincidente con el reflejado en otros trabajos de ámbito regional, aunque inferior al obtenido en estudios basados en empresas que cotizan en el mercado de valores. Este tipo de discrepancias, entre resultados de los trabajos de ámbito regional y de los que toman como fuente informativa la CNMV, se presentan de forma habitual como consecuencia de los rasgos específicos de las sociedades cotizadas, que introducen sesgos a la hora de representar a la generalidad de las empresas españolas. Además, en el apartado dedicado al análisis univariante del tipo de opinión, se pudo contrastar que hay una tendencia a que los auditores mantengan la misma opinión para una empresa a lo largo de los tres ejercicios.

Una vez identificados los posibles factores, tanto cualitativos como cuantitativos, que podían ser relevantes para explicar el tipo de opinión, se pasó a dar respuesta a las hipótesis de trabajo formuladas en el apartado metodológico, a través de los contrastes estadísticos adecuados.

Cabe destacar la clara influencia de dos factores sobre los resultados de los informes: por un lado, el tipo de auditor, cuyo efecto se concreta, generalmente, en que las personas físicas otorgan más informes favorables que las sociedades de auditoría, siendo entre éstas las multinacionales las que emiten más dictámenes calificados, y, por otro lado, el tamaño de la empresa, en el sentido de que los informes calificados se producen en mayor medida en las entidades más grandes. Profundizando más en la relación de estos dos factores con el tipo de opinión, se ha constatado que el tipo de auditor está estrechamente relacionado con el tamaño de la empresa: las firmas multinacionales tienen mayor número de entidades grandes entre sus clientes, las personas físicas auditan mayoritariamente pequeñas empresas, mientras que en las sociedades nacionales de auditoría sus trabajos provienen casi por igual de entidades de uno y otro tipo. Esta relación entre los dos factores explicativos del tipo de opinión ha motivado la inclusión de un término de interacción entre ambos en el modelo de regresión logística desarrollado en la última etapa del trabajo.

En cuanto a los restantes factores considerados, se ha concluido que ni la actividad de la empresa, es decir, el sector en que está encuadrada, ni la fecha de emisión del informe, tienen ningún tipo de influencia sobre la opinión recibida. Asimismo, se ha comprobado que, en general, no existe relación entre la opinión y la situación de la empresa auditada medida a través de una serie de ratios representativos de su situación económico-financiera. Únicamente se obtuvieron valores significativos para los ratios de liquidez y de rentabilidad económica.

Los resultados de los contrastes de hipótesis relativos a la influencia individual de distintos factores sobre la opinión invitaban a la formulación de un modelo multivariante que contemplara conjuntamente los efectos de todas las variables relevantes. Ello llevó al planteamiento de un modelo de regresión logística por cada uno de los años, con el que se trata de explicar la probabilidad de obtener un informe favorable. Los resultados de la estimación permiten concluir que la propensión a obtener un dictamen limpio aumenta con la rentabilidad de la empresa auditada y disminuye con su tamaño, siendo este efecto más acusado en aquellas entidades auditadas por sociedades, tanto nacionales como multinacionales.

BIBLIOGRAFÍA

ACOSTA SERO, M., GÓMEZ AGUILAR, N., LARRÁN JORGE, M. y RUIZ BARBADILLO, E. (2001): "Relevancia valorativa del informe de auditoría por gestión continuada", *XI Congreso AECA*, Madrid.

- ALCARRIA JAIME, J. (1997): "Estudio sobre los informes de auditoría en empresas no cotizadas", *Partida Doble*, No. 83, noviembre, p. 72 - 83.
- ALMIÑANA DÍAZ, E., CARMONA IBAÑEZ, P, GARCÍA BENAÚ, M.A. y VICO MARTÍNEZ, A. (1995): "Un análisis del contenido del informe de auditoría en el sector metal-mecánico", *Partida Doble*, No. 55, abril, p. 40 - 49.
- ASHTON, R.H., WILLINGHAM, J.J. y ELLIOT, R.K. (1987): "An Empirical Analysis of Audit Delay", *Journal of Accounting Research*, Vol. 25, Autumn, p. 275-292.
- CABAL GARCÍA, E. (1999): *La utilidad del informe de auditoría con especial referencia a su impacto en el mercado bursátil*, Tesis Doctoral, Universidad de Oviedo.
- _____ (2001): "Informes de auditoría", *Partida Doble*, No. 119, febrero, p. 20-33.
- _____ y ROBLES LORENZANA, C. (1998): "Análisis de los informes de auditoría de las empresas admitidas a cotización en la Bolsa de Madrid en 1995", *Revista Técnica del Instituto de Auditores Censores Jurados de Cuentas de España*, No. 12, p. 22 -33.
- CHOW, C. W. y RICE, S.J. (1982): "Qualified audit opinions and auditor switching", *The Accounting Review*, No. 2, p. 326 - 335.
- CHRISTIANSEN, M. y LOFT, A. (1992): "Big Players and Small Players: A Study of Increasing Concentration in the Danish Market for Audit Services", *European Accounting Review*, vol. 1, p. 227 - 301.
- DEL BRIO GONZÁLEZ, E. (1998): "Efecto de las salvedades de los informes de auditoría sobre el precio de las acciones en la Bolsa de Madrid", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, No. 94, enero-marzo, p. 129 -170.
- EZZAMEL, M.; MAR MOLINERO, C. y BEECHER, A. (1987): "On the Distributional Properties of Financial Ratios", *Journal of Business Finance and Accounting*, Winter, vol. 14, p. 463-481.
- GARCÍA BENAÚ, M.A. (1997): "Comparabilidad internacional de los informes de auditoría", *Revista del Centro de Estudios Financieros*, No. 36, p. 141 - 172.
- _____, RUIZ BARBADILLO, E. y VICO MARTÍNEZ, A. (1998): *Análisis de la estructura del mercado de servicios de auditoría en España*, ICAC, Madrid.
- _____, _____ y _____ (2000): "Factores que condicionan la elección y el cambio de auditor en la empresa española", *Revista de Contabilidad*, No. 6, julio-diciembre, p. 49 - 80.
- GARCÍA DIEZ, J., MARTÍNEZ ARIAS, A. y RUBÍN FERNÁNDEZ, I. (1996): "Los informes de auditoría en las entidades de depósito", *Revista Técnica del Instituto de Auditores Censores Jurados de Cuentas de España*, No. 9, p. 42 -51.
- GARCÍA-AYUSO COVARSI, M. y SÁNCHEZ SEGURA, A. (1999): "Un análisis descriptivo del mercado de la auditoría y de los informes emitidos por las grandes empresas españolas", *Actualidad Financiera*, No. monográfico, tercer trimestre, p. 41 -52.
- GÓMEZ AGUILAR, N. y RUIZ BARBADILLO, E. (1999): "Un estudio descriptivo sobre la naturaleza de la opinión de auditoría en España", *Revista Técnica del Instituto de Auditores Censores Jurados de Cuentas de España*, No. 15, p. 26 -45.
- _____ y _____ (2000): "Un estudio empírico sobre la relación entre informe de auditoría y cambio de auditor", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, No. 105, julio-septiembre, p. 705 -741.
- _____, LARRÁN JORGE, M. y RUIZ BARBADILLO, E. (1999): "Informe de auditoría y relevancia de la información contable en los mercados de capitales", *X Congreso AECA*, Zaragoza.
- GONZÁLEZ BRAVO, M.I. y MARTÍN JIMENEZ, D. (1999): "Contenido y tipos de opinión de los informes de auditoría depositados por las empresas en los Registros Mercantiles", *Técnica Contable*, febrero, p. 81 - 100.
- GONZALO ANGULO, J.A. y GUIRAL CONTRERAS, A. (1998). "Líneas internacionales de investigación empírica en auditoría", *VII Seminario Carlos Cubillo Valverde*, Madrid.
- _____ y SERRANO MORACHO, F. (1998): "Una evaluación académica y profesional de los cambios de la auditoría en España", *VIII Encuentro ASEPUC*, Alicante.

- GREENE, W.H. (1999): *Análisis econométrico*, Prentice Hall, Madrid.
- HAMEED, S.M.A. (1985): *Qualified Audit Opinions in the U.K.: An Empirical Study of the Timeliness of Corporate Report Behaviour*, Doctoral Dissertation, University of London (Referencia tomada de Sánchez Segura, 2000).
- HOSMER, D.W. y LEMESHOW, S. (1989): *Applied Logistic Regression*, John Wiley, New York.
- KRISHNAN, J., JAYANTHI, J. y STEPHENS, R.G. (1996): "The Simultaneous Relation Between Auditor Switching and Audit Opinion: An Empirical Analysis", *Accounting and Business Research*, vol. 26, No. 3, p. 224 – 236.
- LÓPEZ ALDEA, J. (1994): *Vademecum de Auditoría: Análisis crítico de los informes de auditoría del trienio 90-92*, True and Fair Auditores, Madrid.
- LÓPEZ DÍAZ, A., ANDRÉS SUÁREZ, J. de y RODRÍGUEZ ENRIQUEZ, E. (1998): "La opinión emitida por el auditor en el informe y su relación con determinadas variables", *VIII Encuentro ASEPUC*, Alicante.
- _____, MARTÍNEZ ARIAS, A. y GARCÍA DIEZ, J. (1997): "Análisis de los informes de auditoría de las empresas asturianas", *Ensayos sobre auditoría, Homenaje a Manuel Mier Menes*, Instituto de Auditores Censores Jurados de Cuentas de España, Madrid, p. 271 - 290.
- _____, _____ y _____ (1998): "La auditoría de las empresas asturianas", *Revista Asturiana de Economía*, No. 11, p.195-213.
- LÓPEZ HERNÁNDEZ, A.M. y MAZA VERA, P. (1998): "Análisis de los informes de auditoría de las sociedades que cotizan en la Bolsa de Madrid: ejercicio 1994", *VIII Encuentro ASEPUC*, Alicante.
- MAIJOOR, S., MEUWISSEN, R. y QUADACKERS, L. (1997): "The Output and Organization of Audit Research: Why Europe is different", *20th Annual Congress of the European Accounting Association*, Graz (Austria).
- MARTÍNEZ GARCÍA, F.J. (1996): "Investigación en Auditoría", *I Jornada de Trabajo sobre Auditoría Contable*, ASEPUC, Sevilla.
- MEDINA HERNÁNDEZ, U., HERNÁNDEZ GARCÍA, C.M. y HERNÁNDEZ CONCEPCIÓN, C.A. (1997): "Los informes de auditoría a través de una muestra de empresas", *Partida Doble*, No. 81, septiembre, p. 55 -63.
- MOIZER, P. y TURLEY, S. (1989): "Changes in the UK Market for Audit Services: 1972 – 1982", *Journal of Business, Finance & Accounting*, p. 41-53.
- NAVARRO GOMOLLÓN, A.J. (1995): "Análisis de los informes de auditoría de compañías cotizadas en la Bolsa de Madrid. Ejercicio 1993", *Partida Doble*, No.59, septiembre, p. 63 -76.
- RUIZ BARBADILLO, E. (1997): *Los objetivos del informe de auditoría*, ICAC, Madrid.
- SÁNCHEZ SEGURA, A. (2000): "Factores determinantes del retraso en la emisión del informe de auditoría. Un análisis empírico", *Revista de Contabilidad*, No. 6, julio-diciembre, p. 145 - 175.
- _____, y SIERRA MOLINA, G. (2001): "El informe de auditoría y su relación con las características corporativas", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, No. 108, abril-junio, p. 349 -391.
- SIEGEL, S. y CASTELLAN, N.J. (1988): *Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences* (2nd edition), McGraw Hill, New York.
- VICO MARTÍNEZ, A. y PUCHETA MARTÍNEZ, M.C. (2001): "Un estudio empírico acerca de la relevancia del informe de auditoría entre los analistas de riesgos de las entidades de crédito", *XI Congreso AECA*, Madrid.
- WARREN, C.S. (1975): "Uniformity of Auditing Standards", *Journal of Accounting Research*, spring, p. 162 – 176.
- _____, (1980): "Uniformity of Auditing Standards: a Replication", *Journal of Accounting Research*, primavera, p. 312 – 324.
- WHITTRED, G.P. (1980): "Audit Qualification and Timeliness of Corporate Annual Reports", *The Accounting Review*, No. 4, octubre, p. 563 – 577.