

La evaluación de la probabilidad de fracaso financiero. Contraste empírico del contenido informacional de la auditoría de cuentas *

Evaluation of the likelihood of financial failure. Empirical contrast of the informational content audit of accounts

Carlos Piñeiro Sánchez. Universidad de A Coruña

Pablo de Llano Monelos. Universidad de A Coruña

Manuel Rodríguez López **. Universidad de A Coruña

RESUMEN La posibilidad de detectar las tensiones financieras latentes de la empresa, y de anticipar eventuales fallos financieros en el futuro, es una cuestión de extraordinaria importancia para la actividad económica por sus implicaciones sobre el riesgo de crédito y sobre la estabilidad financiera de clientes, proveedores, y otros grupos de interés. Aplicando métodos de regresión logística sobre una muestra de pymes, este trabajo analiza si el proceso de auditoría externa proporciona indicios significativos de cara a inferir la existencia de tensiones financieras latentes en el cliente, y evaluar la probabilidad de que éste sufra un fallo financiero. Los resultados indican que ciertas evidencias externas, como la reiteración de dictámenes con salvedades o las tasas anómalas de rotación de auditores, están relacionadas con fenómenos subyacentes de tensión financiera y pueden ser utilizadas como medidas fiables de riesgo de crédito y predictores de la probabilidad de incurrir en una insolvencia. El modelo diseñado logra una capacidad predictiva de acierto del 87%.

PALABRAS CLAVE Pronóstico del fallo financiero; Auditoría; Calidad de la información contable.

ABSTRACT Detecting corporate latent financial distress, and anticipating future bankruptcies, are critical issues for financial management, given their implications for credit risk and the collateral effects on financial stability of customers, suppliers, and other stakeholders. We analyze whether audit reports provide relevant evidences in order to infer client's financial distress, and to assess the likelihood of a financial failure. The results indicate that some external evidences, such as the accumulation of qualified reports and abnormally high auditor's rotation rates, may be used as reliable measures of credit risk and predictors of the likelihood that the company goes bankrupt. Model offers an up-to 87% hit rate.

KEYWORDS Financial failure forecast; External audit; Financial information quality.

* **Agradecimientos:** El presente trabajo se ha realizado al amparo y con financiación del Programa Sectorial de Investigación Aplicada de I+D+Suma, Programa Incite, Xunta de Galicia: Proyecto 10SEC100012PR: Determinación de un Modelo de Previsión del Fracaso e Insolvencia Empresarial de las Pymes Gallegas. Los autores, que agradecen los comentarios recibidos de dos revisores anónimos, pertenecen al Grupo de Investigación en Finanzas y Sistemas de Información (FYSIG) de la Universidad de A Coruña.

** **Autor para correspondencia:** Manuel Rodríguez López, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, Universidad de A Coruña. Campus de Elviña, 15071, A Coruña. Tel. 981167000. E-mail: marod@udc.es

1. INTRODUCCIÓN

En 2009 la tasa de mortalidad de las empresas españolas se situó en torno a un 10% del total; en el caso de las pymes y de los empresarios individuales la mortalidad superó ampliamente el 11%, sin embargo también las empresas de dimensión intermedia y grande, que suelen poseer una estabilidad financiera relativamente mayor, han acusado un rápido aumento de la morbilidad, que se ha duplicado desde 2005⁽¹⁾. Sin perjuicio de los factores sistemáticos subyacentes en esta situación (Rose *et al.*, 1982; Liu, 2004), el fracaso financiero se relaciona con la exposición específica de la empresa y con sus políticas de gestión de riesgos. En este sentido el estudio del proceso evolutivo de las tensiones financieras internas (Gómez *et al.*, 2008; Labatut *et al.*, 2009) y el pronóstico del fracaso financiero siguen revistiendo un extraordinario interés tanto para la teoría como para la praxis en todo tipo de empresas, financieras o no.

Este trabajo explora la posibilidad de evaluar el riesgo de fallo a partir de indicios derivados objetivamente del proceso de auditoría externa. Existe una amplia evidencia empírica en cuanto a la conducta del auditor y a su relación con la empresa (Carcello y Palmrose, 1994; Krishnan y Krishnan, 1996; Ruiz y Gomez, 2001; Nelson, 2005; Arnedo *et al.*, 2008a; Chen *et al.*, 2009); sin embargo el uso de estas evidencias en el seno de un modelo predictivo del fallo financiero es un camino en gran medida inexplorado. Aplicando métodos multivariantes, construimos un modelo de pronóstico que combina un muy satisfactorio nivel de acierto con una extraordinaria simplicidad, incluso después de controlar variables potencialmente confundidoras; aportamos una estimación de la intensidad de su asociación con el evento de fallo, con base en la cual es posible obtener una estimación de la probabilidad de que la empresa se vea incurso en esta situación y analizar objetivamente los riesgos relativos de dos o más empresas. Ciertamente el modelo no expresa ni pretende formular relaciones de causalidad: los cambios de auditor o el contenido de los informes no *son causas directas* del fallo; sin embargo nuestros resultados demuestran que tienen una interpretación como signos verosímiles de la existencia de disfunciones financieras latentes, y que pueden ser utilizados para cuantificar el riesgo financiero de la empresa.

Nuestro trabajo, elaborado desde la óptica de la teoría financiera sobre el fallo empresarial, contribuye a cohesionar y estructurar el conocimiento en la materia estableciendo además nuevas relaciones con la literatura sobre auditoría y calidad de la información contable; aporta evidencia adicional útil para clarificar la naturaleza y la intensidad de las anomalías detectadas en la auditoría de las empresas financieramente desequilibradas. Proporciona un instrumento de detección independiente de la información contable primaria, y por tanto adicional al enfoque de pronóstico convencional, basado en ratios e indicadores financieros; esta complementariedad puede resultar trascendental en aquellos casos en los que la compulsión sobre el auditor sea eficaz y la empresa consiga por tanto que sus disfunciones permanezcan ocultas, o que su gravedad no pueda percibirse con claridad. Finalmente, nuestro trabajo contribuye a matizar y contextualizar las evidencias disponibles para la auditoría en países de tradición anglosajona, las cuales no son necesariamente extrapolables a la auditoría española debido a diferencias de tipo cultural y legislativo. En particular, aporta evidencias que ponen en duda la llamada

(1) Fuente: INE.

hipótesis de neutralidad, que sostiene que las salvedades no tienen interpretación en términos de riesgo de crédito.

El interés de las evidencias obtenidas y del modelo estimado se ve acrecentado por el hecho de referirse a una categoría de empresas, las pymes no cotizadas, que ha recibido muy poca atención en la literatura a pesar de representar el grueso del tejido empresarial, del empleo y de la actividad económica.

2. MARCO TEÓRICO E HIPÓTESIS

El estudio de los problemas de solvencia no es sin duda novedoso. Entronca con la tradición contable de análisis financiero, y se ha enriquecido con la adopción de metodologías progresivamente más sofisticadas. Tras la contribución de (Beaver, 1966) se ha generalizado el uso de métodos econométricos, concretamente de técnicas multivariantes. Una línea de trabajo relevante en este sentido es la iniciada por Altman (1968) con la aplicación del análisis discriminante múltiple (MDA), que ha proporcionado un estándar para la evaluación de la solvencia —el *z-score* (Altman *et al.*, 1977)— y tiene todavía hoy plena vigencia (Altman, 2000; Altman *et al.*, 2007) a pesar de las dificultades derivadas de la dudosa verificación de las hipótesis de normalidad y homocedasticidad en muestras pequeñas. El principal competidor de MDA es la regresión logística (Ohlson, 1980) que no solo es menos exigente en términos hipotéticos sino que además resulta compatible con la especificación del fallo financiero como un fenómeno complejo, susceptible de gradación.

Más recientemente se han logrado prometedores avances con la aplicación de métodos heurísticos y de inteligencia artificial, en concreto redes de neuronas artificiales (Messier y Hansen, 1988; Bell *et al.*, 1990; Serrano y Martín del Brío, 1993; Koh y Tan, 1999; Brockett *et al.*, 2006) y máquinas de soporte vectorial (por ejemplo Kim y Sohn, 2010); pero también se han desarrollado herramientas heurísticas basadas en el trabajo cooperativo y en sistemas GDSS (Sun y Li, 2009), modelos basados en la teoría de conjuntos difusos y lógica difusa (Dubois y Prade, 1992; Slowinski y Zopounidis, 1995; McKee y Lensberg, 2002), de partición recursiva (Frydman *et al.*, 1985), y modelos de previsión basados en aprendizaje bayesiano (Sarkar y Siram, 2001).

En conjunto, se observa una extraordinaria dificultad para obtener resultados comparables y derivar conclusiones generalizables (Jiménez, 1996): los estimadores y los subconjuntos de variables explicativas difieren transversalmente, cuando los modelos se estiman con diferentes muestras y/o en diferentes países, y también existen inconsistencias temporales, materializadas en modelos adhocráticos para cada ventana temporal, y en la necesidad de *recalibrar* —en definitiva, reestimar— los modelos para mantener su capacidad predictiva.

Las causas de estas inconsistencias han recibido poca atención en la literatura. Se ha sugerido que los cambios en los subconjuntos de predictores reflejan el progresivo deterioro de la situación financiera de la empresa, lo que explicaría la ausencia de homogeneidad en los modelos estimados para diferentes ventanas temporales; sin embargo no puede obviarse la incidencia de la calidad de la información contable, en sus distintos aspectos externos.

Al margen de la deontología profesional de los profesionales contables, la auditoría de cuentas es la principal garantía de calidad de la información contable difundida por la

empresa. No obstante la capacidad de la auditoría de cuentas para revelar las dificultades e irregularidades financieras de las empresas es controvertida (Geiger *et al.*, 2002; McKee, 2002; Venuti, 2004; Huang y Hang, 2009). Los directivos de empresas que padecen anomalías financieras subyacentes tienen incentivos para servirse de las asimetrías informacionales e impedir que los usuarios externos conozcan, o valoren en toda su intensidad, esas disfunciones (Nelson, 2005); también, para diseñar estrategias que limiten la verosimilitud de una revelación por parte del auditor, basadas en la elección de auditores de *peor calidad* (de Angelo, 1981), en restricciones a su independencia e incluso en incumplimientos de las obligaciones de publicidad previstas en la normativa mercantil. De acuerdo con ello formulamos nuestra primera hipótesis de trabajo:

H1: La probabilidad de fallo se relaciona positivamente con la presencia de anomalías formales en el proceso de difusión de la información contable y del informe de auditoría.

La posibilidad de que la calidad de la auditoría se deteriore como consecuencia de alteraciones en la independencia del auditor es particularmente grave: algunos trabajos han hallado signos indicativos de asociación entre la cuantía de los ajustes discrecionales realizados por las empresas y la percepción de retribuciones por servicios complementarios (Frankel *et al.*, 2002; Larcker y Richardson, 2003), lo que podría ser indicativo de que al menos en ciertas condiciones pueden producirse procesos de «compra de opinión» (Simunic, 1984; Robinson, 2008).

Por otra parte, existe una importante evidencia indicativa de que la conducta del auditor está condicionada por el equilibrio de poder, la dependencia económica y las asimetrías informacionales existentes con la empresa auditada y con los propios destinatarios del informe (Simunic, 1984; Carcello y Palmrose, 1994; Schwartz y Soo, 1995; Ruiz y Gómez, 2001; Lam y Mensah, 2006; Robinson, 2008). En concreto, el proceso de formación de opinión y su materialización en el informe tienen una interpretación en forma de juego estratégico (Fellingham y Newman, 1985; Citron y Taffler, 1992; Teoh, 1992; Krishnan y Krishnan, 1996; Matsumura *et al.*, 1997; Tucker y Matsumura, 1998; Chen *et al.*, 2009). También es relevante la forma en la que se expresa el auditor, en la medida en que el contenido informacional del informe depende directamente de la estructura y de la configuración de sus enunciados: un informe flexible y abierto facilita una expresión más transparente y rigurosa del dictamen pero, también, ofrece más oportunidades para la ambigüedad y riesgos en cuanto a la calidad de la información contable (Carcello *et al.*, 2003). Los auditores parecen valorar el efecto de su dictamen en la reputación, la cotización, la capacidad de financiación externa de la empresa (Kida, 1980) y también en la continuidad de su relación contractual con la empresa (Blay, 2005); estas interacciones parecen ser más acusadas en el caso de empresas sometidas a tensiones financieras, las cuales tienden a negociar contratos de menor duración, a contratar con auditores individuales y de ámbito local, a priori más frágiles y de más baja calidad (de Angelo, 1981; Lennox *et al.*, 2010), y a cambiar con más frecuencia de auditor (Schwartz y Me-non, 1985; Schwartz y Soo, 1995; Ruiz y Gómez, 2001). De acuerdo con ello, formulamos las siguientes hipótesis:

H2: La salud financiera de la empresa se relaciona positivamente con la tasa de rotación de los auditores.

H3: La calidad de la información contable y de la auditoría externa tiende a deteriorarse conforme se intensifican las tensiones financieras.

Como las tasas de rotación aparecen relacionadas de forma inversa con la proporción de informes con salvedades (Lennox, 2000), debería seguirse que las empresas que atraviesan dificultades financieras reciben informes no limpios con una frecuencia superior al promedio; en este sentido, Bushman y Collins (1998) concluyeron que las salvedades tienen una interpretación como indicador de la existencia de disfunciones financieras. El trabajo de Francis y Krishnan (1999) sugiere que, incluso enfrentados a incertidumbres en escenarios de información imperfecta, los auditores son capaces de utilizar la evidencia disponible para inferir diagnósticos racionales, lo que avala la relación intuitiva entre la salud financiera y el contenido de los informes de auditoría. Un segundo grupo de evidencias procede de trabajos que han estudiado de qué manera se reflejan en los informes de auditoría las estrategias de manipulación del resultado, materializadas en ajustes discrecionales: Francis y Krishnan (1999), Bartov *et al.* (2000) y Bradshaw *et al.* (1999) aportan evidencias que sugieren una relación entre los niveles de manipulación del resultado y la presencia de salvedades en los informes. Hay varias explicaciones plausibles para este hallazgo; la más evidente es que, al intensificarse sus dificultades financieras, las empresas tienden a poner en práctica estrategias agresivas de supervivencia que ocasionan ajustes discrecionales de signo negativo en el resultado y eventualmente la aparición de salvedades por incertidumbres o anomalías valorativas (Butler *et al.*, 2004; Laitinen, 1994). Gómez *et al.* (2008) opinan que las prácticas de manipulación, destinadas a enmascarar las dificultades financieras, podrían explicar por qué los modelos de pronóstico de corte temporal parecen perder capacidad para identificar correctamente las empresas fallidas en los períodos inmediatamente anteriores a la insolvencia definitiva. Por otra parte, Francis y Krishnan (1999) sugieren que los auditores tienden a adoptar una actitud más conservadora en empresas con altos niveles de ajuste, lo que se traduce en niveles de materialidad más exigentes y en una frecuencia mayor de salvedades; esta conducta parece relacionarse con la litigiosidad potencial, con el riesgo de incurrir en responsabilidades económicas (Cahany Zhang, 2006; Krishnan *et al.*, 1997). Trabajos más recientes, como los de Francis *et al.* (1999) y Francis y Yu (2009), comunican una asociación positiva entre el volumen potencial de ajustes y la calidad del auditor, que Francis *et al.* (1999) relacionan con el deseo de emitir al entorno señales de normalidad y confianza.

Otros trabajos arrojan dudas sobre la interpretación de las salvedades (McKee 2003; Venuti, 2004; Arnedo *et al.*, 2008a) y matizan la concordancia entre el volumen de ajustes, la calidad del auditor y la presencia de salvedades e incertidumbres (Lawrence *et al.*, 2011; Bruynseels *et al.*, 2011). En los países de tradición anglosajona las salvedades suelen corresponderse mayoritariamente con incertidumbres acerca de la cuantificación de eventos (Nelson, 2005; Herbohn y Rangunathan, 2008) y no resulta excepcional que los auditores denuncien prematuramente sus contratos para evitar la emisión de un informe no limpio (Bradshaw *et al.*, 1999). Por otra parte la interpretación de las salvedades puede ser en sí misma problemática, si el auditor opta por expresarse de manera deliberadamente confusa para afrontar la presión de sus clientes, y minimizar al mismo tiempo el riesgo de incurrir en responsabilidades administrativas o penales, en definitiva el riesgo de litigiosidad (Gay *et al.*, 1998).

Las salvedades tienden a ser mucho más frecuentes y explícitas en el contexto español. Esta variedad conduce a que la información disponible sea muy *ruidosa* —la normativa técnica induce la presencia de salvedades poco o nada relacionadas con los procesos que desencadenan el fallo—, pero también potencialmente más rica y útil desde el punto de vista predictivo. Esto ofrece una oportunidad para superar el enfoque dominante en

la investigación, que identifica el «contenido del informe» con el «sentido de la opinión» (por ejemplo Nelson, 2005), y profundizar en la interpretación de estas excepciones desde el punto de vista del diagnóstico financiero. Incluso asumiendo que una parte de las salvedades tenga un sentido esencialmente formalista, o que los auditores puedan actuar conservadoramente para evitar litigios, no parece que la reiteración de excepciones pueda asumirse indiferente, no al menos con carácter general; por ello formulamos la siguiente hipótesis:

H4: La probabilidad de fallo se relaciona positivamente con la persistencia de salvedades en los informes de auditoría.

3. MUESTRA Y METODOLOGÍA

La población objeto de estudio son las *pymes* con forma societaria y sede social en Galicia; a efecto de eludir las disfunciones propias de las empresas de nueva creación y garantizar la representatividad de la información de auditoría, se han excluido las sociedades con una edad inferior a cinco años y/o que no se hubiesen auditado un mínimo de dos años.

El trabajo se basa en una muestra de naturaleza equilibrada, seleccionada mediante un muestreo aleatorio dirigido. El tamaño de la muestra, 202 observaciones, está condicionado por el número de empresas fallidas: solo hemos identificado 101 empresas que, habiendo incurrido en un fallo entre 1998 y 2008⁽²⁾, cumpliesen los requisitos de información señalados más arriba.

Los datos precisos para el estudio se han obtenido de la base de datos SABI (Sistema de Análisis de Balances Ibéricos) y del Registro Mercantil. En cada caso, se han tabulado manualmente las referencias básicas de los informes de auditoría, y derivado a partir de ellas las variables que describimos a continuación.

3.1. VARIABLE DEPENDIENTE

El fallo financiero no es un evento aislado, sino la consecuencia de un cúmulo de tensiones concurrentes que deterioran progresivamente la situación financiera de la empresa y la conducen a lo largo de diversas formas de desequilibrio, sucesivamente más graves. Algunos diseños experimentales han tratado de reflejar la complejidad del concepto de fallo incorporando variables que expresan estadios intermedios de desequilibrio, frecuentemente a través del análisis de las morosidades temporales recogidas en registros públicos como RAI o BADEXCUG; sin embargo la interpretación de estas anotaciones es, en nuestra opinión, cuestionable, porque exigen realizar una inferencia sobre su trascendencia real en términos de riesgo financiero. Las anotaciones pueden tener causas realmente dispares, y la experiencia demuestra que el grueso de las empresas presentes en estos registros acaba sobreviviendo, lo que arroja dudas sobre su interpretación aisladamente de otras variables.

(2) Hemos descartado el año 2009 porque, al momento de realizar el muestreo básico de trabajo, la información correspondiente a este ejercicio no estaba en general disponible en SABI, por tanto implicaba una importante restricción sobre la población. La fecha de corte pretende asimismo evitar las distorsiones que previsiblemente se derivarían de la actual crisis económica.

En este trabajo empleamos una interpretación puramente jurídica del concepto de fracaso financiero, por tanto evaluamos el riesgo de que la empresa incurra en un fallo propiamente dicho. Como quiera que este evento consta en la hoja registral de la empresa, este planteamiento proporciona un criterio de clasificación riguroso y exhaustivo, que puede ser aplicado uniformemente a toda la muestra sin necesidad de establecer hipótesis adicional alguna.

3.2. VARIABLES INDEPENDIENTES

Las variables predictoras se han seleccionado atendiendo a dos criterios: (i) tener, plausiblemente, una interpretación desde el punto de vista del fallo empresarial a tenor de la literatura relevante, y (ii) ser derivables directamente de la información pública acerca de la auditoría de cuentas, de manera objetiva y transparente. Pretendemos identificar un subconjunto de variables explicativas que no requiera de juicios subjetivos acerca de la trascendencia financiera de cada salvedad ya que, en un contexto real de decisión, esta relevancia solo puede establecerse a posteriori; no parece haber otra posibilidad que desarrollar algoritmos de codificación semántica, que ayuden a *etiquetar* cada salvedad como paso previo a su inclusión en el modelo (Herbohn y Ragunathan, 2008):

- Número de cambios en la designación de auditor, en proporción al número de ejercicios auditados (*PROPCA*). Dado que las tasas anormales de rotación se relacionan con tensiones financieras latentes (Schwartz y Menon, 1985; Schwartz y Soo, 1995; Ruiz y Gómez, 2001), esta variable debería estar asociada a un estimador con signo positivo.
- En consonancia con lo expuesto, la duración media de los contratos de auditoría (*DURMED*) debería ser inferior en las empresas desequilibradas y aumentar conforme lo hace el riesgo de fallo, por tanto esta variable debería corresponderse con un estimador positivo.
- Número de accionistas (*NUMAC*), que interpretamos como una proxy expresiva del riesgo potencial de litigación. En una empresa con gran número de accionistas es más plausible que el auditor afronte demandas por daños y perjuicios, tanto por la propia dimensión del capital como por la posibilidad de que uno o más de estos accionistas adopten acciones legales a título individual, incluso en contra de la opinión mayoritaria del accionariado; la literatura sugiere que en estos casos el auditor tiende a actuar conservadoramente, aplicando pruebas sustantivas y niveles de materialidad más rigurosos (Laitinen, 1994; Butler *et al.*, 2004; Cahan y Zhang, 2006), porque este tipo de empresas tiene mayores dificultades para realizar sus activos y usualmente también afrontan incertidumbres de mayor entidad (Francis y Krishnan, 1999), en definitiva mayor riesgo de fallo. Estas manipulaciones aparecen repetidamente relacionadas con escenarios de desequilibrio financiero (Laitinen, 1994; Francis y Krishnan, 1999; Bradshaw *et al.*, 1999; Bartov *et al.*, 2000; Butler *et al.*, 2004), por tanto deberíamos hallar una relación negativa entre el número de accionistas y el riesgo de fallo. Obsérvese que el número de accionistas no prejuzga la dimensión de la empresa, en el sentido de que un accionariado más heterogéneo no implica necesariamente que la sociedad tenga mayor tamaño, medido por el volumen de recursos propios, el activo o la facturación.

- Proporción de informes con salvedades, cualquiera que sea su naturaleza (*PROPSA*). En la auditoría de tradición anglosajona las salvedades son relativamente excepcionales y tienden a referirse fundamentalmente a incertidumbres a la gestión continuada (Nelson, 2005; Herbohn y Ragnathan, 2008); de hecho la SEC no admite informes con salvedades causadas por incumplimientos de principios contables (Carcello y Palmrose, 1994), lo que reduce sustancialmente el número de observaciones viables para la estimación de modelos de pronóstico y puede explicar la falta de consistencia de las evidencias obtenidas. Sin embargo las salvedades suelen ser relativamente frecuentes y mucho más explícitas en la auditoría española; esto puede conferirles un contenido informacional útil de cara al pronóstico del fallo (Arnedo *et al.*, 2008b). La acumulación de salvedades parece relacionarse con ajustes discrecionales introducidos en el contexto de estrategias extremas de supervivencia (Butler *et al.*, 2004; Laitinen, 1994) por empresas sometidas a fuertes tensiones financieras (Bushman y Collins, 1998), por tanto esta variable debería llevar asociado un estimador con signo positivo.
- Número de informes con salvedades emitidos por cada auditor (*SALVAU*). Esta variable pretende sintetizar el efecto conjunto de la tendencia a emitir informes con salvedades en empresas sanas, y la propensión de éstas a reducir la duración de los contratos. No es una predictora usual en la literatura, sin embargo cabría esperar que esta variable tuviese un estimador positivo, por tanto indicando que las empresas sometidas a tensiones financieras reciben informes con salvedades con una frecuencia superior al promedio, *incluso cuando se aplican prácticas de rotación*; la contrastación de esta variable y su signo proporcionaría evidencia favorable a la independencia de los auditores, y a la relevancia del contenido informacional de sus dictámenes.
- Proporción de informes con salvedades graves [PROPSG]. Siguiendo un esquema semántico similar al empleado por Herbohn y Ragnathan (2008), hemos aplicado una interpretación restrictiva del concepto de «salvedad grave», que en este caso incluye exclusivamente dos supuestos: salvedades que destaquen la existencia de incertidumbres relevantes acerca de la supervivencia de la empresa, e incumplimientos de los PNCGA⁽³⁾ empíricamente relacionados con el riesgo financiero y con la verosimilitud de un fallo, entre ellos la activación irregular de gastos, pérdidas latentes no registradas, o revelación de situaciones de quiebra técnica. Cabría esperar que la presencia de este tipo de salvedades se relacione positivamente con la verosimilitud de fallo.
- Número de anomalías formales en el proceso de difusión de información contable (*ANOM*), que comprenden los retrasos o incumplimientos en la obligación de depositar las cuentas anuales en el Registro Mercantil, así como el incumplimiento del deber de auditarse. Dado que estas situaciones tienen una interpretación directa como obstáculos a la difusión de información contable de calidad (Nelson, 2005), deberíamos hallar una relación positiva con el riesgo de fallo.
- Evolución de la calidad de la información contable (*EVOLIC*), que estimamos a partir de la tendencia de cambio en el tipo de auditor comparando las características de los profesionales encargados al inicio (AUDIN) y final (AUDFIN) del período de estudio. Se emplea una variable categórica ordinal (1 = empeoramiento significati-

(3) Principios y normas de contabilidad generalmente aceptados.

vo; 2 = empeoramiento; 3 = sin cambios; 4 = mejora; 5 = mejora significativa), codificada en función del cambio observado a lo largo del período de estudio entre tres categorías: auditor individual, sociedad de auditores, y multinacional. Hemos dado a esta variable el tratamiento de un factor numérico ordinario (Moses *et al.*, 1984; Streiner y Norman, 1989). De acuerdo con las evidencias aportadas por estudios previos, se ha interpretado que la calidad de la información contable mejora cuando la empresa evoluciona de auditores individuales hacia auditores societarios, y de manera más acusada cuando contrata con una de las *cuatro grandes* (de Angelo, 1981; Lennox, 1999; Lennox *et al.*, 2010). Se sigue de ello que el estimador correspondiente debería ser negativo.

Las variables predictoras poseen cierto grado de correlación empírica, no obstante creemos que ello no tiene efectos relevantes sobre la estimación del modelo: de todas las correlaciones bivariadas existentes entre las ocho variables explicativas, solo siete resultan ser significativas, en todo caso con coeficientes moderados (tabla 1); de ellas, solo una afecta a variables presentes en el modelo final (ANOM y NUMAC), con una correlación empírica realmente pequeña (-0,19).

TABLA 1
CORRELACIONES SIGNIFICATIVAS ENTRE LAS VARIABLES PREDICTORAS

<i>Variable 1</i>	<i>Variable 2</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Significación</i>
<i>durmed</i>	<i>propca</i>	-0,41	0,00
<i>anom</i>	<i>numac</i>	-0,19	0,01
	<i>durmed</i>	-0,49	0,00
<i>propsg</i>	<i>durmed</i>	-0,19	0,01
	<i>anom</i>	0,20	0,01
	<i>propsa</i>	0,27	0,00
<i>salvau</i>	<i>propsa</i>	0,66	0,00

Como hemos señalado, el trabajo se basa en una muestra equilibrada; esto le confiere una cierta protección *ex ante* frente a los sesgos que podrían ocasionar eventuales variables confundentes. En este caso la confusión podría deberse a diferencias asociadas a atributos como la edad, el tipo de actividad o la dimensión de la empresa, así como al propio volumen de información disponible para cada observación; por tanto, como precaución adicional, hemos previsto la inclusión de las siguientes variables de control:

- Edad de la empresa (*EDAD*), calculada de acuerdo con la fecha de constitución que obra en el Registro Mercantil. Existe una amplia evidencia indicativa de tasas anormales de mortalidad en las empresas más jóvenes (Honjo, 2000; Holmes y Schmitz, 1995).
- Proporción de ejercicios auditados (*POPAU*). Como hemos visto todas las empresas analizadas se han auditado un mínimo de dos años; no obstante la interpretación de muchas de las variables predictoras —como la proporción de informes con salvedades, o de cambios de auditor— depende directamente el número de informes disponibles.
- Media aritmética de los valores contables del activo (*MEDAC*), de los recursos propios (*MEDRP*), de la facturación (*MEDFAC*), del resultado operativo (*MEDBO*), y del

número de empleados (*MEDEM*). No creemos que la dimensión sea una variable modificativa relevante en este caso, habida cuenta de que el estudio se centra precisamente en pymes; no obstante las empresas de menor dimensión suelen tener una exposición al fallo más acusada (Hudson, 1986; Honjo, 2000), lo que podría ser una fuente de confusión en nuestro modelo.

- Sector de actividad (*ACTIV*), codificada como variable categórica nominal en función de los grupos principales de la CNAE⁽⁴⁾. De cara a su inclusión en el modelo logit, se ha convertido en catorce *dummies* dicotómicas.

3.2.1. Método

El modelo predictivo se ha construido mediante regresión logística: creemos que esta es la opción metodológica ideal, habida cuenta del carácter dicotómico de la variable dependiente, la naturaleza continua de las variables independientes, y la más que dudosa verificación de la hipótesis de normalidad multivariante para el conjunto de variables explicativas.

La regresión logística (*logit*) nos permite estimar la probabilidad de que una empresa padezca disfunciones financieras que acaben provocando un fallo financiero, en este caso un proceso concursal o de extinción, dadas ciertas características de su auditoría (número de informes, naturaleza y proporción de las salvedades, grado de cumplimiento de las obligaciones registrales, etc.). Denominando Y_j a la variable dependiente expresiva de la situación financiera de la empresa j -ésima y X_{hj} al atributo de auditoría h de la empresa j , la metodología logit ajusta el siguiente modelo:

$$p = P(Y_j = 1) = \frac{1}{1 + e^{-z_j}}$$

siendo $z_j = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_{1j} + \beta_2 \cdot X_{2j} + \dots + \beta_n \cdot X_{nj}$. La variable dependiente Y_j tiene carácter binario: toma el valor cero si la empresa es empíricamente sana, y uno si se trata de una empresa fallida (incursa en concurso o en proceso de liquidación). El valor p resultante es la probabilidad estimada de que una observación j , cuyo perfil de auditoría viene dado por el vector $X_j = \{X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{nj}\}$, acabe sufriendo un fallo financiero.

Como el número de variables explicativas es relativamente pequeño y muy estructurado no hemos realizado un análisis factorial previo, como es acostumbrado para reducir la dimensión del problema; en su lugar combinamos un análisis exploratorio previo, que ofrece indicios acerca de las variables potencialmente significativas, con la estimación del modelo logit mediante un método de inclusión por pasos; esto nos permite seleccionar iterativamente las variables a incluir, atendiendo a su contribución relativa a la explicación de Y_j .

4. RESULTADOS

A efecto de verificar las hipótesis formuladas hemos estimado un modelo de regresión logística binaria, basado en las variables potencialmente predictoras presentadas más

(4) Las actividades D, E, P y Q tienen una muy escasa representación en la población objeto de estudio; hemos optado por agrupar D y E, por una parte, y P y Q por otra.

arriba. Previamente, hemos formulado pruebas de descomposición de la varianza (ANOVA) para clarificar el grado en que el proceso de auditoría es diferente en las empresas sanas y fallidas, e indagar cuáles de las variables planteadas podrían tener relevancia en el modelo predictivo, incluyendo el posible efecto de factores confundentes (Tabla 2).

El perfil general de la muestra es el de empresas maduras —con una edad media cercana a los 23 años— que se han auditado un promedio de seis de los diez últimos años; se detectan diferencias estadísticamente significativas en el número de accionistas, la proporción de años auditados, la proporción de cambios de auditor, la duración media de los contratos de auditoría, y el número de ejercicios con anomalías en el proceso de difusión de información contable; las evidencias en cuanto al tipo de auditor inicial son débiles.

En lo que respecta a las variables de control, ninguna de las magnitudes indicativas de la dimensión de la empresa difiere significativamente en las submuestras de empresas sanas y fallidas; tampoco se observan diferencias significativas asociadas al tipo de actividad. Empíricamente, la edad media de las empresas sanas es ligeramente superior a la de las fallidas; no obstante la evidencia disponible es débil y no permite concluir que esta diferencia sea realmente significativa.

TABLA 2
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS Y PRUEBAS DE IGUALDAD DE MEDIAS (ANOVA) PARA LA FRECUENCIA DEL EVENTO DE FALLO, EN FUNCIÓN DE LAS VARIABLES PREDICTORAS

Variable	Media			Desviación típica			Levene	F
	Sanas	Fallidas	Total	Sanas	Fallidas	Total		
NUMAC	4,38	0,76	2,57	8,04	1,66	6,06	10,63 **	19,59 **
PROPCA	0,06	0,13	0,09	0,09	0,17	0,14	27,92 **	11,27 **
DURMED	5,81	3,92	4,86	2,76	2,12	2,64	17,54 **	29,87 **
PROPSA	0,06	0,10	0,08	0,24	0,30	0,27	4,41 *	1,08
PROPSG	0,03	0,07	0,05	0,15	0,19	0,17	5,60 *	2,24
SALVAU	0,52	0,61	0,57	1,110	0,972	1,042	0,251	0,412
ANOM	0,55	2,94	1,75	1,45	2,26	2,24	33,41 **	79,80 **
AUDIN	2,16	2,36	2,26	0,77	0,66	0,72	1,62	3,86 *
AUDFIN	2,07	2,25	2,16	0,78	0,73	0,76	0,00	2,83
EVOLIC	2,91	2,89	2,90	0,40	0,60	0,51	7,19 **	0,08
EDAD	24,44	20,10	22,27	13,11	13,69	13,54	0,59	5,29 *
PROPAU	0,755	0,543	0,649	0,259	0,258	0,279	0,281	34,16 **
MEDAC	67.423,71	23.421,15	45.422,43	284.101,77	54.573,39	205.242,08	7,44 **	2,34
MEDBO	3.963,00	1.093,59	2.528,29	25.434,70	6.192,45	18.520,23	2,87	1,21
MEDRP	31.200,38	8.628,27	19.914,33	142.788,66	27.310,40	103.163,29	7,08 **	2,43
MEDEM	69,00	67,81	68,40	57,39	63,65	60,46	1,29	0,02
MEDFAC	23.931,92	19.950,06	21.940,99	33.051,51	29.224,63	31.183,04	1,30	0,82

(**) Significativo al 1%; (*) significativo al 5%

El modelo logit definitivo incluye cuatro variables independientes (tabla 4); tiene una lejanía ⁽⁵⁾ $-2LL = 148,325$ y logra una tasa de acierto en la clasificación superior al 87%

(5) Como se sabe el peor resultado posible para la distancia, en un modelo que asignase a todas las observaciones una probabilidad igual a 0,5 sería $-2 \cdot n \cdot \ln(0,5) = -2 \cdot 202 \cdot \ln(0,5) = 280,03$. Esto sugiere que nuestro modelo posee una buena capacidad para discriminar e identificar adecuadamente a las empresas sanas y fallidas.

- casi el 90% en la submuestra de sanas, y un 85% entre las fallidas⁽⁶⁾; el estadígrafo de Hosmer y Lemeshow no es significativo al 99% y el R² de Nagelkerke asciende a 0,639. El área bajo la curva ROC del modelo es igual a 0,9185. Todo ello, unido a la inspección directa del gráfico y la tabla de clasificación (III), sugiere que el modelo ajusta adecuadamente los datos originales, y que posee en general una capacidad satisfactoria para asignar a cada empresa una probabilidad coherente con su riesgo real de que incurra en un evento de fallo.

TABLA 3
 CONTRASTES DE SIGNIFICACIÓN SOBRE EL MODELO LOGIT

		Pronosticado		Tasa de acierto
		Sana	Fallida	
Observado	Sana	90	11	89,11%
	Fallida	15	86	85,15%
	Global			87,13%
-2LL		148,32		
R ² de Cox y Snell		0,48		
R ² de Nagelkerke		0,64		



De acuerdo con nuestros resultados, la variable más determinante en la evaluación de la verosimilitud de un fallo es la proporción de cambios de auditor (PROPCA; tabla 4). El estimador tiene signo positivo, como se esperaba, y el elevado valor de la *odds-ratio* ($e^{\beta} = 49,33$) indica que la sucesión de cambios eleva drásticamente la verosimilitud estimada de que la empresa sufra un evento de fallo⁽⁷⁾: una empresa que cambie anualmente de auditor tiene un riesgo de fallo cuarenta y nueve veces superior que otra que mantenga la misma designación. Es destacable que más de la mitad de las empresas (sesenta y dos sanas, y cincuenta y tres fallidas) no haya cambiado de auditor a lo largo del período objeto de estudio. No obstante el grupo de empresas fallidas exhibe una tasa media de rotación superior al promedio de la muestra. La proporción de ejercicios en los que se produce un cambio de auditor duplica la tasa en las empresas sanas, y eso ocurre porque la duración media de los contratos es unos dos años inferior; ambas diferencias son estadísticamente significativas (tabla 2). Estos resultados son coherentes con nuestra hipótesis experimental número dos, y concuerdan con la amplia evidencia mostrada por la literatura acerca de las estrategias empleadas por las empresas para condicionar la independencia del auditor y promover la emisión de opiniones más favorables, que en su caso eludan resaltar las disfunciones financieras que pueda estar sufriendo la

(6) Esta asimetría parece ser una característica común en los modelos de pronóstico de fallo basados en regresión logística (Ohlson, 1980; de Llano *et al.*, 2011a; de Llano *et al.*, 2011b).
 (7) Permítanosos insistir en que no debe inferirse de ello una relación de causalidad: ciertamente, los cambios no ocasionan el fallo. Nuestro modelo indica que la rotación tiene una interpretación como signo de la presencia de los desequilibrios que preceden y causan ese evento.

empresa (Schwartz y Menon, 1985; Schwartz y Soo, 1995; Ruiz y Gómez, 2001). La significatividad del estimador es no obstante menos clara de lo que cabría esperar; creemos que es la consecuencia de un proceso externo de mayor entidad: los cambios de auditor se han hecho mucho más frecuentes a partir de 2007, tanto en empresas sanas como en empresas fallidas. Esto ha incrementado el ruido de la variable y difuminado en parte la delimitación que tan claramente se había observado en trabajos anteriores. Es posible que este cambio en la estrategia de contratación se deba al crecientemente adverso contexto económico, que habría llevado a las empresas a optar por auditores de menor calidad bien para reducir el coste del proceso de auditoría externa o bien para hacer posible la introducción de un volumen inusual de ajustes discrecionales en la información contable. La evidencia disponible indica que el número de cambios es significativamente superior en las empresas fallidas, y que la rotación se relaciona con un riesgo claramente superior de fallo, todo lo cual avala nuestra hipótesis número *H2*.

TABLA 4
 ESTIMADORES DEL MODELO DEFINITIVO

	β	Error típico	Estadístico de Wald	Signif.	Exp (β) [odds-ratio]	I.C. 95,0% para EXP (β)		β^*
						Inferior	Superior	
NUMAC	-0,6564	0,1363	23,1841	0,0000	0,5187	0,3971	0,6776	-0,672
PROPCA	3,8985	1,7476	4,9762	0,0257	49,3291	1,6052	1515,9595	3,984
ANOM	0,7645	0,1433	28,4778	0,0000	2,1479	1,6221	2,8442	0,686
SALVAU	0,5850	0,2225	6,9134	0,0086	1,7950	1,1606	2,7761	0,614
Constante	-0,5623	0,3695	2,3160	0,1280	0,5699			

El número de anomalías observadas en el proceso de difusión de la información contable (ANOM) parece tener también un papel relevante en la identificación de disfunciones financieras latentes. Permítasenos recordar que empleamos el concepto de *anomalía* para referirnos a retrasos en el depósito de cuentas en el Registro Mercantil, y a eventuales incumplimientos de la obligación legal de auditarse. Disponemos de un volumen de información significativamente inferior en el caso de las empresas fallidas; esta carencia se explica en parte porque estas empresas tienen una dimensión media inferior pero también porque exhiben una frecuencia anormalmente alta de anomalías en la difusión de la información contable. Es importante subrayar que estas irregularidades, tanto retrasos en el depósito de CC.AA. en el Registro mercantil como incumplimientos de la obligación de auditarse, no se refieren necesariamente al período en el que se produjo el evento de fallo: algunas omisiones ocurrieron varios años antes, lo que en nuestra opinión refuerza su interpretación como signos de disfunciones latentes e indicadores anticipantes de un fallo financiero futuro. El estimador correspondiente en el modelo logit es significativamente distinto de cero, y la OR indica que cada irregularidad adicional se corresponde con una verosimilitud doble de que la empresa incurra en un evento de fallo; su signo es positivo, lo que corrobora la presunción de que empresas sometidas a alteraciones financieras pueden poner en práctica intentos extremos para evitar que estas disfunciones trasciendan al entorno (Nelson, 2005). La acumulación de anomalías en el proceso de difusión y auditoría de la información contable de la empresa se relaciona con niveles más elevados de verosimilitud para el fallo, y es significativamente superior en las empresas empíricamente fallidas, lo que respalda nuestra hipótesis número *H1*.

El número de accionistas (NUMAC) que, como hemos visto, interpretamos como una medida del riesgo de litigiosidad de la empresa, forma parte del modelo con un estimador igual a $-0,656$; el signo es el previsto inicialmente, y sugiere una asociación negativa con el riesgo de fallo, que es además relativamente intensa a la vista del *odds-ratio* ($-0,519$): cada accionista adicional se corresponde con una reducción a la mitad del riesgo de fallo. Existe una relación, bien documentada en la literatura, entre la percepción de litigiosidad por parte del auditor, el grado de exhaustividad de la auditoría, el volumen de ajustes discrecionales presentes en la información contable, y la salud financiera de la empresa (Butler *et al.*, 2004; Laitinen, 1994; Francis y Krishnan, 1999; Bartov *et al.*, 2000; Bradshaw *et al.*, 1999; Cahan y Zhang, 2006); estos antecedentes corresponden exclusivamente a grandes sociedades cotizadas, y nuestro trabajo aporta algunas matizaciones para el caso de las pymes. La introducción de ajustes discrecionales tiene sentido solo en situaciones en las que existe una asimetría informacional entre los directivos y los usuarios de la información contable; es el caso de las sociedades cuyas acciones y/o títulos de renta fija cotizan en mercados secundarios, que pueden sentirse impulsadas a alterar la información transmitida al entorno para manipular las cotizaciones y/o las calificaciones de solvencia (Bradshaw *et al.*, 2001; Sloan, 1996). Pero este argumento es cuestionable en el caso de las pymes, que poseen un contexto organizativo y financiero radicalmente diferente, y donde el velo que separa la gestión de la propiedad es más difuso. Creemos que un accionariado reducido pero diversificado puede ejercer un control más eficaz y directo sobre la empresa y sus finanzas; esto se traduce, desde el punto de vista de la auditoría, en un escenario de mayor litigiosidad potencial, en el que el auditor empleará pruebas y niveles de materialidad más rigurosos, y tendrá una predisposición más acusada a emitir informes con salvedades para eludir eventuales responsabilidades económicas (Carcello y Palmrose, 1994), desde luego en el supuesto de que detecte anomalías que potencialmente puedan conducir a la empresa a un fallo. De ahí que las oportunidades de supervivencia aparezcan relacionadas positivamente con el número de accionistas y con los incentivos para que la auditoría sea más exhaustiva, en definitiva con la calidad de los mecanismos de control interno y externo.

La última variable incluida en el modelo es el número medio de salvedades registradas por cada auditor diferente (SALVAU). Que el estimador sea significativamente diferente de cero, y la *odds-ratio* claramente superior a uno, indica que la acumulación de salvedades es más frecuente en empresas sometidas a tensiones financieras, y que tiene una interpretación como indicador del riesgo de fallo. La verificación de la capacidad explicativa de esta variable es una contribución de importancia, en varios sentidos. Se trata de un factor atípico en la literatura, pero que en nuestra opinión sintetiza muy eficazmente otras predictoras usuales como el número de auditores diferentes contratados por la empresa o el número de salvedades (Bushman y Collins, 1998; Francis y Krishnan, 1999; Bradshaw *et al.*, 1999; Bartov *et al.*, 2000). Por otra parte, el hecho de que el estimador difiera de cero supone un argumento a favor de calidad y significación de la información canalizada por los informes de auditoría y de la independencia de los auditores, y en contra de conjeturas como la hipótesis de la profecía autocumplida (Mutchler, 1984). Todo indica que los informes contienen evidencias suficientes para estimar una medida fiable de la verosimilitud de que la empresa incurra en un fallo, por tanto que no existen omisiones que puedan explicarse por conductas sistemáticas de reserva o discreción por parte de los auditores; también, que las estrategias diseñadas para minar la independencia de éstos y gestionar el contenido de los informes, tales como la

rotación de contratos, son relativamente ineficaces y no consiguen evitar la presencia de salvedades e incertidumbres.

Estos resultados avalan nuestra hipótesis número *H4*, por tanto rebatiendo la *hipótesis de neutralidad* que se ha ido asentando en la literatura, especialmente en la de origen anglosajón (Elliot, 1982; Dodd *et al.*, 1984; Bessell *et al.*, 2003), y que sostiene que las salvedades no tienen una traducción directa en términos de riesgo de fallo. Es preciso subrayar que esta *hipótesis* no se justifica por evidencias que corroboren positivamente la irrelevancia de las salvedades, sino más bien por el carácter inconcluyente de la evidencia disponible a favor de la hipótesis de no-neutralidad: *no es tanto que podamos afirmar que las salvedades son irrelevantes, como que no podemos afirmar que sean relevantes, y este es un matiz metodológico importante*. En la tradición de auditoría anglosajona las salvedades se refieren casi exclusivamente a excepciones al principio de empresa en funcionamiento (Nelson, 2005; Herbohn y Ragnathan, 2008), y se interpretan en ocasiones como el resultado de un proceso previo de negociación entre el auditor y su cliente (Bradshaw *et al.*, 1999); en otros casos, y concretamente en España, las salvedades se derivan de circunstancias extremadamente heterogéneas que pueden tener poca o ninguna relación con la salud financiera y la supervivencia de la empresa. A todo ello se añaden los sesgos interpretativos que se pueden derivar de la forma en que el auditor exprese las salvedades o incertidumbres (Carcello *et al.*, 2003)

Nuestro trabajo sugiere que el pronóstico del fallo depende no tanto de la presencia o no de salvedades en un informe en concreto, tampoco de la gravedad que aparentemente pueda tener esa mención, sino más bien de la *reiteración* de salvedades a lo largo del tiempo. La acumulación de salvedades, incluso de excepciones aparentemente formales, tiene una interpretación como signo de la existencia de tensiones financieras internas latentes, y como factor modificador de la probabilidad de que la empresa sufra dificultades de solvencia. La OR indica que cada salvedad adicional aumenta la verosimilitud de que la empresa incurra en un fallo, concretamente estima el riesgo adicional en un 79,5%.

Como se sabe, el recepcionamiento de la Directiva 2006/43/CE, a través de la Ley 12/2010 de 30 de junio, ha modificado el marco jurídico de la auditoría de cuentas: las incertidumbres ya no son una causa genérica para la emisión de dictámenes modificados por salvedades, y constarán en párrafos de énfasis a menos que dichas circunstancias no estén adecuadamente descritas en la Memoria de la empresa. Esta nueva interpretación tiene varios efectos importantes: muchas de las menciones que, de acuerdo con nuestro trabajo, tienen valor como signos anticipantes de un fallo financiero, no van a dar lugar a dictámenes modificados. Un informe limpio es perfectamente compatible con la existencia de todo tipo anomalías financieras, latentes o reveladas, y esto puede devenir en una fuente de confusión para los usuarios externos: precisamente porque las salvedades se relacionan con anomalías y riesgos financieros de todo tipo (Hopwood *et al.*, 1989), con riesgos latentes y ajustes discrecionales (Francis y Krishnan, 1999; Bartov *et al.*, 2000; Bradshaw *et al.*, 1999; Butler *et al.*, 2004), y con incumplimientos puros y simples de los PNCGA, los usuarios tienden a interpretar un dictamen favorable como un signo de buena salud financiera; el deterioro del contenido informacional es más acusado para todos aquellos usuarios que emplean de servicios de información y agregadores o sindicadores de contenido, los cuales usualmente reflejan solo el sentido general del dictamen y un breve resumen de las salvedades que, en su caso, haya incluido el auditor.

Por otra parte, que una incertidumbre relevante no se traduzca en una salvedad significa también que el auditor no está obligado a estimar su impacto financiero, de manera que los usuarios externos deben confiar necesariamente en la información que la empresa haya podido aportar en la Memoria. Es cierto que las Normas Técnicas de Auditoría instan al auditor a verificar que la situación está *adecuadamente descrita* en la Memoria, y que algunos trabajos indican que los auditores parecen ser capaces de verificar racionalmente el realismo de las estimaciones manejadas por los directivos (Francis y Krishnan, 1999). Sin embargo, tratándose de una incertidumbre que puede poner en duda la supervivencia de la empresa, esta exigencia parece demasiado genérica y laxa: la empresa puede evitar la difusión de datos esenciales argumentando razones de brevedad o concisión, o empleando un lenguaje deliberadamente confuso o evasivo (Lang *et al.*, 1996). Por otra parte la evidencia aportada por Francis y Krishnan (1999) parece ser incompatible con la tendencia de los auditores a desenvolverse de forma conservadora y anormalmente cautelosa a las situaciones de incertidumbre y alta litigiosidad potencial (Kinney y Nelson, 1996).

El modelo no ofrece resultados concluyentes acerca de la hipótesis número tres, que predice un deterioro de la calidad de la información contable paralelo a la intensificación de las dificultades financieras de la empresa (Schwartz y Menon, 1985; Schwartz y Soo, 1995; Ruiz y Gómez, 2001). La evidencia es inconcluyente y no permite corroborar que exista una relación sistemática entre el grado de vulnerabilidad del auditor, la calidad de la información contable, y la salud financiera de la empresa: las pruebas de descomposición de la varianza no permiten clarificar esta hipótesis (tabla 2), y ninguna de las predictoras relativas a la tipología del auditor y/o la calidad de la información contable forma parte del modelo final.

Se detecta una muy débil asociación positiva entre la salud financiera y la calidad del auditor al inicio del período objeto de estudio ($\alpha^* = 0,047$); por otra parte, el comportamiento de las sociedades fallidas a lo largo del período analizado apunta inequívocamente a una caída drástica en la calidad de sus auditorías (tabla 5), lo que en principio es compatible con nuestra hipótesis número H3.

Sin embargo esta evidencia resulta extremadamente frágil. Una proporción llamativamente elevada de empresas fallidas había contratado con auditores de alta calidad; y de hecho, más de la mitad de los clientes de estos auditores de alta calidad acabó fallando a lo largo de la siguiente década. Estos resultados son compatibles con las conclusiones de Francis *et al.* (1999) y Francis y Yu (2009), quienes sugieren que las empresas en crisis podrían recurrir a auditores de mayor calidad con la intención de transmitir al entorno señales de normalidad y estabilidad.

La evidencia en cuanto a esta hipotética relación está alterada por un proceso de mayor entidad: la tendencia generalizada a contratar auditores de peor calidad, que se intensifica a partir de 2007. Las *cuatro grandes* pierden un 10,6% de sus clientes, y esta caída es de hecho más abrupta en las empresas empíricamente sanas, las cuales han trasladado sus encargos a auditores societarios y en mayor medida a auditores individuales de ámbito local. El estudio de las causas de esta tendencia supera los objetivos de nuestro trabajo, no obstante hemos realizado algunas pruebas estadísticas para clarificarlas. Los resultados indican que se trata de un fenómeno generalizado en toda la muestra, independiente de la dimensión de la empresa, de su forma jurídica y de la naturaleza de su actividad; hemos hallado algunos indicios de que las empresas de mayor tamaño (medido por el activo contable) han mantenido sus encargos a las *cuatro grandes*, pero

la evidencia disponible no es concluyente⁽⁸⁾. A la vista de todo ello creemos que una explicación plausible puede ser la voluntad de reducir el valor económico de los encargos de auditoría, en un contexto de recesión y restricciones financieras que ha acrecentado las amenazas a la supervivencia de las pymes.

TABLA 5
NATURALEZA DE LOS AUDITORES AL INICIO Y AL FINAL DEL PERÍODO DE ESTUDIO,
POR CATEGORÍAS DE SALUD FINANCIERA

	Inicial (AUDIN)			Final (AUDFIN)			% variación		
	Sana	Fallida	Total	Sana	Fallida	Total	Sana	Fallida	Total
Individual	23	10	33	27	17	44	17,4%	70,0%	33,3%
Sociedad	39	45	84	40	42	82	2,6%	-6,7%	-2,4%
Multinacional («cuatro grandes»)	39	46	85	34	42	76	-12,8%	-8,7%	-10,6%

$N^2 = 6,13^*$

$N^2 = 3,164$

Ninguna de las variables relativas a la dimensión de la empresa resulta ser significativa en el modelo, confirmando por tanto los indicios aportados por las pruebas de descomposición de la varianza (tabla 2): al menos dentro de la población estudiada en este trabajo —sociedades con 250 empleados o menos— los eventos de fallo se distribuyen de forma aproximadamente homogénea y no existen diferencias sistemáticas relevantes asociadas al volumen de facturación, a la cifra de recursos propios, al valor contable del activo, ni al resultado operativo antes de impuestos (BOAT). Tampoco resulta significativa ninguna de las variables *dummies* empleadas para incorporar al modelo la variable predictora *actividad*, que como anticipamos en su momento hemos codificado como categórica en función de los grupos principales (A – R) de la CNAE. Todo ello corrobora que ninguna de estas variables actúa como confundente en la relación principal analizada, y refuerza la fiabilidad y relevancia de nuestros resultados. En cualquier caso, siguiendo la práctica habitual en estos casos, hemos reestimado el modelo sin variables de control: el conjunto de predictivas no se modifica, y los valores de los estimadores lo hacen en proporciones aceptables, en todo caso no superiores al 10%, lo que avala nuestros resultados⁽⁹⁾.

5. CONCLUSIONES

Nuestro trabajo aporta un modelo de pronóstico del fallo empresarial basado en indicadores relativos al proceso de auditoría externa, y a su contexto contractual; asimismo proporciona evidencias acerca del comportamiento de los auditores de las pequeñas y medianas empresas. Hay cuatro razones por las que creemos que este estudio es relevante: por una parte, aporta evidencia adicional útil para clarificar la naturaleza y la intensidad de las anomalías detectadas en la auditoría de las empresas financieramente desequilibradas; por otra, proporciona un instrumento de detección que puede resultar trascendental en aquellos casos en los que la compulsión sobre el auditor sea eficaz y la empresa consiga por tanto que sus disfunciones permanezcan ocultas, o que su grave-

(8) $F = 3,464$; $\alpha^* = 0,033$. Esta asociación no solo es estadísticamente débil, sino que no se verifica cuando medimos la dimensión a través de la cifra contable de recursos propios, el volumen de facturación o el número de empleados; todo ello nos lleva a suponer, prudentemente, que la tendencia a contratar auditores individuales es generalizada en toda la muestra.

(9) Los estimadores del modelo sin variables de control se muestran bajo el encabezado β^* , en la columna derecha de la IV.

dad no pueda percibirse con claridad; se ocupa de un grupo de empresas, las pymes, al que la investigación tiende a relegar a un segundo plano y cuya dinámica de auditoría no ha sido estudiada con el detalle que merece habida cuenta de su importancia en el tejido empresarial, la actividad económica y el empleo; finalmente, porque contribuye a matizar y contextualizar las evidencias disponibles para la auditoría en países de tradición anglosajona, las cuales no son necesariamente generalizables a la auditoría española debido a diferencias de tipo cultural y legislativo.

El análisis estadístico preliminar y el modelo de pronóstico indican que la presencia de anomalías en el proceso de auditoría, tanto irregularidades en la difusión de la información contable como salvedades e incertidumbres destacadas por los auditores, se relacionan con la existencia de procesos subyacentes de tensión financiera; relaciona la acumulación de estas anomalías se relaciona con un riesgo financiero más acusado, y nuestro modelo traduce ese riesgo en una más alta verosimilitud de que la empresa incurra en un fallo. Las empresas sanas tienden a contratar a sus auditores por períodos de tiempo más prolongados, exhiben tasas de rotación claramente inferiores y reciben dictámenes con salvedades con una frecuencia sustancialmente inferior al promedio; aunque no hemos hallado diferencias significativas en cuanto a la dimensión, se auditan con mayor frecuencia y sus incumplimientos en materia registral son excepcionales. Estos resultados desvirtúan la suposición de que las salvedades son neutrales desde el punto de vista del pronóstico del fracaso empresarial, que es asumida con cierta generalidad en el caso de la auditoría en países de corte anglosajón, pero que podría no ser extensible a la auditoría en España; sugieren también que la conducta de los auditores no está, al menos con carácter general, condicionada por presunciones en cuanto al impacto de su dictamen en las probabilidades de supervivencia de la empresa (la *hipótesis de la profecía autocumplida*) ni tampoco por prácticas que, como la rotación de contratos o la elección de auditores teóricamente más vulnerables, aparecen relacionados en la literatura con la «compra de opinión».

El modelo de pronóstico resulta extremadamente eficiente: con solo cuatro regresores significativos logra una tasa de acierto medio del 87%, que en el caso de las empresas sanas se eleva al 89%. Una forma de mejorar su capacidad predictiva es calibrar adecuadamente la probabilidad de corte (p) a través de técnicas de simulación; de esta forma se pueden lograr diferentes combinaciones de sensibilidad (la proporción de empresas fallidas correctamente identificadas) y especificidad (proporción de falsos positivos) que redundan en una mejora de la capacidad predictiva global. Por supuesto este cambio no altera la estructura del modelo ni el valor de los estimadores.

En conjunto, los resultados del análisis estadístico preliminar y del modelo de pronóstico corroboran que la información transmitida a través del informe de auditoría posee gran calidad, en lo que respecta al diagnóstico financiero y el análisis del riesgo de crédito.

Un aspecto mejorable del modelo es el hecho de que, a pesar de basarse en observaciones de corte temporal, no permita en su especificación actual la estimación de probabilidades intertemporales de fallo ni valorar en qué medida esa probabilidad de fallo ha ido cambiando en el tiempo, y se materializa en un riesgo inminente o en una posibilidad potencial a medio y largo plazo; esta es una distinción importante, desde el punto de vista tanto de los directivos y propietarios como de los acreedores y prestamistas. Pretendemos en principio aplicar un planteamiento similar al que usualmente se emplea cuando se estiman modelos de pronóstico MDA y logit con ratios financieras (Gómez *et al.*, 2008): si las probabilidades de fallo poseen una estructura temporal de-

finida, podríamos extraer patrones sistemáticos susceptibles de modelización. También, profundizar en la codificación de las salvedades e incertidumbres atendiendo a su trascendencia financiera, recurriendo a modelos semánticos.

6. BIBLIOGRAFÍA

- ALTMAN, E. I. 2000. *Predicting financial distress of companies: Revisiting the Z-Score and ZETA® Models*. Working Paper, NYU Salomon Center, julio.
- ALTMAN, E. I.; GIANCARLO, M., y VARETTO, F. 1994. Corporate distress diagnosis: Comparisons using linear discriminant analysis and neural networks (the Italian experience). *Journal of Banking and Finance* (18): 505-529.
- ALTMAN, E. I.; HALDEMAN, R. C., y NARAYANAN, P. 1977. ZETA analysis. A new model to identify bankruptcy risk corporations. *Journal of Banking and Finance* junio: 29-54.
- ALTMAN, E. I.; ZHANG, L., y YEN, J. 2007. *Corporate financial distress diagnosis in China*, Nueva York.
- ALTMAN, E. 1968. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance* 23 (4): 589-609.
- ALTMAN, E.; FARGHER, N., y KALOTAY, E. 2010. *A simple empirical model of equity-implied probabilities of default*. Working Paper. <http://pages.stern.nyu.edu/~ealtman/papers.html> (consultado el 2 de febrero 2011).
- ALTMAN, E., y MCGOUGH, T. P. 1974. Evaluation of a company as a going concern. *Journal of Accountancy*, diciembre: 50-57.
- ANGELO, L. DE. 1981. Auditor size and audit quality. *Journal of Accounting and Economics* 3: 183-199.
- ARNEDO, L.; LIZARRAGA, F., y SÁNCHEZ, S. 2008a. Going-concern Uncertainties in Prebankrupt Audit Reports: New Evidence Regarding Discretionary Accruals and Wording Ambiguity. *International Journal of Auditing* 12 (1): 25-44.
- 2008b. Discretionary accruals and auditor behaviour in Code-Law contexts: An application to failing Spanish firms. *European Accounting Review* 17 (4): 641-666.
- BARTOV, E.; GUL, F. A., y TSUI, J. S. L. 2000. Discretionary-accruals models and audit qualifications. *Journal of Accounting and Economics* 30 (3): 421-452.
- BEAVER, W. 1966. Financial Ratios as Predictors of Failure. Empirical Research in Accounting: Selected Studies. *Suplemento de Journal of Accounting Research* 4 (3): 71-111.
- BELL, T. B.; RIBAR, G. S., y VERCHIO, J. 1990. Neural nets versus logistic regression: a comparison of each model's ability to predict commercial bank failures. En X Auditing Symposium Deloitte & Touche. Kansas: University of Kansas.
- BESSELL, M.; ANANDARAJAN, A., y UMAR, A. 2003. Information content, audit reports and going-concern: an Australian study. *Accounting and Finance* 43: 261-282.
- BLAY, A. 2005. Independende threats, litigation risk, and the auditor's decision process. *Contemporary Accounting Research* 22: 759 - 789.
- BRADSHAW, M. T.; RICHARDSON, S. A., y SLOAN, R. G. 2001. Do analysts and auditors use information in accruals? *Journal of Accounting Research* 39 (1): 45-74.
- BROCKETT, P.; GOLDEN, L.; JANG, J., y YANG, C. 2006. A comparison of neural network, statistical methods, and variable choice for life insurers' financial distress prediction. *The Journal of Risk and Insurance* 73 (3): 397-419.
- BRUYNSEELS, L.; KNECHEL, W., y WILLEKENS, M. 2011. Auditor differentiation, mitigating management actions, and audit reporting accuracy for distressed firms. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 30 (1) febrero: 1-20.

- BUSHMAN, T., y COLLINS, D. 1998. Uncertainty about litigation losses and auditor's modified audit reports. *Journal of Business Research* 43: 57-63.
- BUTLER, M.; LEONE, A. J., y WILLENBORG, M. 2004. An empirical analysis of auditor reporting and its association with abnormal accruals. *Journal of Accounting and Economics* 37 (2): 139-165.
- CAHAN, S., y ZHANG, W. 2006. After Enron: Auditor conservatism and ex-Andersen clients. *The Accounting Review* 8 (1): 49-82.
- CARCELLO, J. V., y PALMROSE, Z. V. 1994. Auditor litigation and modified reporting on bankrupt clients. *Journal of Accounting Review* 32 (suplemento: Studies on Accounting, Financial Disclosures, and the Law): 1-30.
- CARCELLO, J. V.; HERMANSON, D. R., y NEAL, T. L. 2003. Auditor reporting behavior when GAAS lack specificity: the case of SAS No. 59. *Journal of Accounting and Public Policy* 22: 63-81.
- CITRON, D., y TAFFLER, R. 1992. The audit report under going concern uncertainties: An empirical analysis. *Accounting & Business Research* 22: 337-345.
- COATS, P. K., y FANT, F. 1993. Recognizing financial distress patterns using a neural network tool. *Financial Management* otoño: 142-155.
- CHEN, C.; YEN, G., y CHANG, F. 2009. Strategic auditor switch and financial distress prediction. Empirical findings from the TSE-listed firms. *Applied Financial Economics* 19: 59-72
- DODD, P.; DOPUCH, N.; HOLTHAUSEN, W., y LEFTWICH, R. 1984. Qualified audit opinions and stock prices: Information content, announcement dates, and concurrent disclosures. *Journal of Accounting and Economics* 6: 3-39.
- DUBOIS, D., y PRADE, H. 1992. Putting rough sets and fuzzy sets together. In Intelligent Decision Support, en R. SLOWINSKI (editor) *Handbook of Applications and Advances in Rough Set Theory*, Dordrecht: Kluwer Academic, 203-232.
- ELLIOT, J. 1982. Subject to' audit opinions and abnormal security returns: Outcomes and ambiguities. *Journal of Accounting Research* 20: 617-638.
- FELLINGHAM, J., y NEWMAN, P. 1985. Strategic considerations in auditing. *Accounting Review* 60: 639-650.
- FIRTH, M. 1980. A note on the impact of audit qualification on lending and credit decisions. *Journal of Banking and Finance* 4: 257-267.
- FRANCIS, J. R., y YU, M. D. 2009. The effect of big four office size on audit quality. *The Accounting Review* 84 (5): 1.521-1.552.
- FRANCIS, J. R.; MAYDEW, E. I., y SPARKS, H. C. 1999. The role of Big Six auditors in the credible reporting of accruals. *Auditing. A Journal of Practice and Theory* 18 (2): 17-34.
- FRANCIS, J. y KRISHNAN, J. 1999. Accounting accruals and auditor reporting conservatism. *Contemporary Accounting Research* 16 (1): 135-165.
- FRANCIS, J. 2004. What do we know about review quality? *The British Accounting Review* 34 (4): 345-368.
- FRANKEL, R. M.; JOHNSON, M. F., y NELSON, K. K. 2002. The relation between auditors' fees for non-audit services and earnings management. *The Accounting Review* 77 (suplemento: Quality of Earnings Conference) 71-105.
- FRYDMAN, H.; ALTMAN, E. I., y KAO, D. L. 1985. Introducing recursive partitioning for financial classification: The case of financial distress. *The Journal of Finance* 40 (1): 269-291.
- GAY, G.; SCHELLUCH, P., y BAINES, A. 1998. Perceptions of messages conveyed by review and audit reports. *Accounting, Auditing & Accountability Journal* 11 (4): 472-494.
- GEIGER, M., y RAGHUNANDAN, K. 2002. Auditor tenure and audit reporting failures. *Auditing: a Journal of Practice & Theory* 21 (1): 67-80.

- GÓMEZ, M.E.; DE LA TORRE, J. M., y ROMÁN, I. 2008. Análisis de sensibilidad temporal en los modelos de predicción de insolvencia: una aplicación a las PYMES industriales. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 37: 85-111.
- HANSEN, J. V., y MESSIER, W. F. 1991. Artificial neural networks: Foundations and application to a decision problem. *Expert Systems with Applications* 3: 135-141.
- HANSEN, J.V.; KOEHLER, G. J.; MESSIER, W. F., y MUTCHLER, J. F. 1993. Developing knowledge structure: A comparison of a qualitative-response model and two machine-learning algorithms. *Decision Support Systems* 10 (2): 235-243.
- HÄRDLE, W.; MORO, R., y SCHÄFER, D. 2005. Predicting Bankruptcy with Support Vector Machines, SFB 649 Discussion Paper n.º 009. Berlín
- HERBOHN, K., y RAGUNATHAN, V. 2008. Auditor reporting and earnings management: Some additional evidence. *Accounting & Finance* 48 (4): 575-601.
- HOLMES, T. J., y SCHMITZ, J.A. 1995. On the turnover of business firms and business managers. *Journal of Political Economy* 103 (5): 1.005-1.038.
- HONJO, Y. 2000. Business failure of new firms: an empirical analysis using a multiplicative hazards model. *International Journal of Industrial Organization* 18 (4): 557-574.
- HOPWOOD, W.; MCKEOWN, J., y MUTCHLER, J. 1989. A test of the incremental explanatory power of opinions qualified for consistency and uncertainty. *The Accounting Review* 64 (1): 28-48.
- HUANG, R., y HANG, L. 2009. Does the market dole out collective punishment? An empirical analysis of industry, geography, and Arthur Andersen's reputation. *Journal of Banking and Finance* 33 (7): 1.255-1.265.
- HUDSON, J. 1986. An analysis of company liquidations. *Applied Economics* 18: 219-235.
- JAMBU, M. 1991. *Exploratory and multivariate data analysis*. Nueva York: The Academic Press.
- JIMÉNEZ CARDOSO, S. M. 1996. Una evaluación crítica de la investigación empírica desarrollada en torno a la solvencia empresarial. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 26: 459-479.
- KIDA, T. 1980. An investigation into auditor's continuity and related qualification judgements. *Journal of Accounting Research* 18: 506-523.
- KIM, H., y SOHN, S. 2010. Support vector machines for default prediction of SMEs based on technology credit. *European Journal of Operational Research* 201 (3): 838-846.
- KOH, H., y TAN, S. 1999. A neural network approach to the prediction of going concern status. *Accounting and Business Research* 29 (3): 211-216.
- KRISHNAN, J., y KRISHNAN, J. 1996. The role of economic trade-offs in the audit opinion decision: An empirical analysis. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* (11): 565-586.
- 1997. Litigation risk and auditor resignations. *The Accounting Review* 72 (4): 539-560.
- LABATUT, G.; POZUELO, J., y VERES, E. J. 2009. Modelización temporal de los ratios contables en la detección del fracaso empresarial de la PYME española. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 143: 423-447.
- LAITINEN, E. K. 1994. Traditional versus operating cash flow in failure prediction. *Journal of Business, Finance and Accounting* 21 (2): 195-217.
- LAM, K., y MENSAH, Y. 2006. Auditors' decision-making under going-concern uncertainties in low litigation-risk environments: Evidence from Hong Kong. *Journal of Accounting and Public Policy* 25: 706-739.
- LANG, M. H., y LUNDHOLM, R. J. 1996. Corporate disclosure policy and analyst behavior. *The Accounting Review* 71: 467-492.
- LARCKER, D. F., y RICHARDSON, S. A. 2003. Corporate Governance, Fees for Non-Audit Services and Accrual Choices. University of Pennsylvania Working Paper.
- LAWRENCE, A.; MINUTTI-MEZA, M., y ZHANG, P. 2011. Can Big 4 versus Non-Big 4 Differences in Audit-Quality Proxies Be Attributed to Client Characteristics? *The Accounting Review* 86 (1): 259-286.

- LENNOX, C., y PITTMAN, J. 2010. Big Five audits and accounting fraud. *Contemporary Accounting Research*, 27 (1): 209-247.
- 1999. Are large auditor more accurate than small auditors? *Accounting and Business Research* 29 (3): 217-229.
- 2000. Do companies successfully engage in opinion-shopping? Evidence from the UK. *Journal of Accounting and Economics* (29): 321-337.
- LIU, J. 2004. Macroeconomic determinants of corporate failures: Evidence from the UK. *Applied Economics* 36: 939-945.
- LLANO, P. DE; PIÑERO, C., y RODRÍGUEZ, C. 2011a. Modelos de pronóstico del fallo empresarial. Determinación del fracaso empresarial en las pymes gallegas. XXV Congreso de la European Academy of Management and Business Economics. Valencia.
- 2011b. A model to forecast financial failure, in non-financial Galician SMEs. XII Ibero - Italian Congress of Financial and Actuarial Mathematics, Lisboa.
- 2010. Bankruptcy Prediction Models in Galician companies. Application of Parametric Methodologies and Artificial Intelligence. ICABE Conference, A Coruña.
- MATSUMURA, E.; SUBRAMANYAM, K., y TUCKER, R. 1997. Strategic auditor behaviour and going-concern decisions. *Journal of Business Finance and Accounting* 24: 77-759.
- McKEE, T., y LENSBERG, T. 2002. Genetic programming and rough sets: a hybrid approach to bankruptcy classification. *European Journal of Operational Research* 138: 436-451.
- McKEE, T. 2003. Rough Sets Bankruptcy Prediction Models versus Auditor Signalling Rates. *Journal of Forecasting* 22: 569-586
- MENSAH, Y. M. 1984. An examination of the stationarity of multivariate bankruptcy prediction models. *Journal of Accounting Research* 22: 280-395.
- MESSIER, W., y HANSEN, J. 1988. Inducing rules for expert systems development: an example using default and bankruptcy data. *Management Science* 34 (12) : 1.403-1.415.
- MOSES, L. E.; EMERSON, J. D., y HOSSEINI, H. 1984. Analyzing data from ordered categories. *New England Journal of Medicine* 311 (7): 442-448.
- MUTCHLER, J. F. 1984. Auditor's perceptions of the going concern opinion decision. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* otoño: 17-29.
- NELSON, M. 2005. A Review of Experimental and Archival Conflicts-of-Interest Research in Auditing, en: Conflicts of Interest: Challenges and Solutions in Business, Law, Medicine, and Public Policy, Cambridge: Cambridge University Press, 41-69.
- OHLSON, J. A. 1980. Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy. *Journal of Accounting Research* 18 (19): 109-131.
- ROBINSON, D. 2008. Auditor Independence and Auditor-Provided Tax Service: Evidence from Going-Concern Audit Opinions Prior to Bankruptcy Filings. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 27 (2): 31-54.
- ROSE, P. S.; ANDREWS, W. T., y GIROUX, G. A. 1982. Predicting Business Failure: A Macroeconomic Perspective. *Journal of Accounting Auditing and Finance* (6): 20-32.
- RUIZ, E., y GÓMEZ, N. 2001. Análisis empírico de los factores que explican la mejora de la opinión de auditoría: compra de opinión y mejora en las prácticas contables de la empresa. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 36: 317-350.
- Sarkar, S. y Sriram, R. S. 2001. Bayesian Models for Early Warning of Bank Failures. *Management Science*, 47(11): 1457 - 1475.
- SCHWARTZ, K. y MENON, K. 1985. Auditor switches by failing firms. *The Accounting Review* 60: 248-261.
- SCHWARTZ, K., y Soo, B. 1995. An Analysis of form 8-K disclosures of auditor changes by firms approaching bankruptcy. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 14 (1): 125-136.

- SERRANO, C., y MARTÍN DEL BRÍO, B. 1993. Predicción de la quiebra bancaria mediante el empleo de redes neuronales artificiales. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 22: 153-176.
- SIMUNIC, D. 1984. Auditing, consulting and auditor independence. *Journal of Accounting Research* 22: 679-702.
- SLOAN, R. G. 1996. Do stock prices fully reflect information in accruals and cash flows about future earnings? *The Accounting Review* 71 (3): 289-315.
- SLOWINSKI R., y ZOPOUNIDIS, C. 1995. Application of the rough set approach to evaluation of bankruptcy risk. *International Journal of Intelligent Systems In Accounting, Finance & Management* 4 (1): 27-41.
- STREINER, D. L., y NORMAN, G. R. 1989. *Health measurement scales. A practical guide to their development and use*. Oxford: Oxford University Press.
- SUN, J., y LI, H. 2009. Financial distress early warning based on group decision making. *Computers & Operations Research* 36: 885-906.
- TEOH, S. 1992. Auditor independence, dismissal threats, and the market reaction to auditor switches. *Journal of Accounting Research* 30: 1-23.
- TUCKER, R. R., y MATSUMURA, E. M. 1998. Going concern judgements: an economic perspective. *Behavioral Research in Accounting* 10: 197-218.
- VENUTI, E. 2004. The going-concern assumption revisited: assessing a company's future viability. *The CPA Journal*, mayo: 40-44.

