

Las expectativas del usuario ante la salvedad al principio de empresa en funcionamiento. Evidencia empírica del fenómeno de la profecía autocumplida para el caso español*

User's expectations before audit going concern opinions. Empirical evidence of self-fulfilling prophecy in the Spanish case

Laura Arnedo Ajona. Universidad Pública de Navarra

Fermín Lizarraga Dallo.** Universidad Pública de Navarra

Santiago Sánchez Alegría. Universidad Pública de Navarra

Emiliano Ruiz Barbadillo. Universidad de Cádiz

RESUMEN El presente trabajo analiza el fenómeno de la profecía autocumplida en el contexto español, ya que reúne condiciones idóneas para su generación. Ante la posibilidad de que la reacción del usuario ante una salvedad al principio de empresa en funcionamiento no sea uniforme, se ha introducido un elemento de interacción que separa las salvedades no esperadas de aquellas que ya hubieran formado parte de las expectativas del usuario para lo que se ha tomado como referencia la variación en el nivel de deterioro financiero de la empresa en el año de recepción de dicha salvedad. Los resultados obtenidos indican que el incremento significativo en la probabilidad de quiebra (efecto profecía) se limita a aquellos casos en los que la salvedad no hubiera sido previamente descontada por el usuario. Nuestro estudio contribuye a la literatura no sólo por ser el primero que contrasta el fenómeno de la profecía autocumplida utilizando datos de archivo en el entorno español, sino asimismo por ayudar a comprender las circunstancias que contribuyen a su generación.

PALABRAS CLAVE Profecía autocumplida; Empresa en funcionamiento; Auditor; Expectativas; Quiebra.

ABSTRACT The present study analyzes the self-fulfilling prophecy phenomenon in the Spanish context, which meets the appropriate conditions for its appearance. Considering the possibility that the users' reaction to a going-concern opinion is not homogeneous, we introduce an element of interaction to separate out the unexpectedly modified opinions from those who had already taken part of their expectations. For that purpose we take the variation experimented by the financial distress level in the going-concern year. Significant increases in the probability of bankruptcy following a going-concern (prophecy effect) are limited to those cases in which the modified opinion was considered unexpected. Our study contributes to the literature not only for being the first one to test the self-fulfilling prophecy phenomenon using archival data in the Spanish context but also for helping to better understand the circumstances that contribute to its generation.

KEYWORDS Self-fulfilling prophecy; Going concern; Auditor; Expectations; Bankruptcy.

* **Agradecimientos:** Los autores desean agradecer a los evaluadores los valiosos comentarios y sugerencias realizadas. También agradecen la financiación recibida del Gobierno de Navarra (ayudas a proyectos de investigación, convocatoria 2007) y del Ministerio de Ciencia e Innovación (ECO2010-21627).

** **Dirección para correspondencia:** Fermín Lizarraga Dallo. Departamento de Gestión de Empresas. Universidad Pública de Navarra. Campus Arrosadía s/n. 31006. Pamplona. Tel. +34948169381. Correo-e: ferlizar@unavarra.es

1. INTRODUCCIÓN

La asunción de que una empresa mantendrá su actividad como un negocio en continuidad adquiere gran importancia en el proceso de confección de sus estados financieros. El principio contable de empresa en funcionamiento es la base de muchos de los criterios de reconocimiento y valoración utilizados en contabilidad, motivo por el cual gran parte del contenido informativo que puede atribuirse a la información financiera descansa sobre la hipótesis de que la empresa continuará el normal desarrollo de su actividad en el futuro. Quienes defienden que sea el auditor quien evalúe el cumplimiento de dicho principio consideran que tal evaluación resulta de gran valor informativo para los usuarios dado que permite alertarles de una de las incertidumbres más significativas a las que se enfrenta una empresa (su posible desaparición), facilitando de esta forma la propuesta de medidas alternativas que contribuyan a su recuperación financiera (Casterella *et al.*, 2000). La literatura muestra, no obstante, evidencias contrarias a esta función de señalización. La baja propensión de los auditores a emitir informes cualificados por gestión continuada en relación al número de empresas que muestran dificultades financieras (Altman y McGough, 1974; Altman, 1982; Deakin, 1972; Chen y Church, 1992) ha despertado el interés por explicar este comportamiento reticente del auditor sobre la base de las consecuencias, no siempre positivas, de sus pronunciamientos. Su principal temor, en este sentido, se traduce en que la salvedad provoque una aceleración irreversible del proceso que lleve a la empresa a la quiebra.

Diversos han sido los estudios que han intentado analizar si el informe cualificado por gestión continuada incrementa el riesgo de desaparición de la empresa, fenómeno conocido como profecía autocumplida, con resultados poco concluyentes. Así, mientras algunos de ellos aportan evidencia consistente con el mismo (Pryor y Terza, 2002; Vanstraelen, 2003; Gaeremynck y Willekens, 2003), otros no encuentran asociación alguna entre tipo de opinión y probabilidad de quiebra (Citron y Taffler, 1992 y 2001; Carey *et al.*, 2008), llevando a argumentar que este fenómeno es más un mito que una realidad. La evidencia contradictoria unida a la dificultad metodológica que supone contrastar empíricamente si la opinión actúa como una profecía que tiende a realizarse hace que existan todavía aspectos que deben ser sometidos a investigación. Tal como señalan Pryor y Terza (2002), los resultados no concluyentes sobre la relación entre estas dos variables, salvedad al principio de empresa en funcionamiento (en adelante SEF) y probabilidad de quiebra, inducen a pensar que existen factores influyentes que no han sido explícitamente tratados en estudios previos y que permiten comprender bajo qué circunstancias el informe de auditoría estaría incrementando la probabilidad de quiebra de una empresa. De esta forma, la cuestión empírica a analizar no sería la mera asociación que pudiera existir entre opinión de auditoría y quiebra, sino las razones que hacen que la recepción de un informe cualificado pueda o no precipitar la quiebra de una empresa. Es aquí donde nace la motivación principal del presente estudio. En concreto, nuestro interés se centra en un aspecto singular que ha sido escasamente tratado por la literatura como es la no homogeneidad informativa que puede atribuírsele a la opinión del auditor. Dado que la naturaleza de la opinión como profecía viene condicionada por los comportamientos que ésta desata en los usuarios, es previsible que sólo aquellos informes cualificados en

los que por alguna razón el usuario perciba mayor contenido informativo sean los que incrementen de forma significativa la probabilidad de quiebra. Nuestro trabajo propone delimitar dicho contenido informativo a partir de la función de expectativas del usuario sobre la situación financiera de la empresa y, por tanto, sobre la probabilidad de que el auditor manifieste dudas sobre su continuidad. Para ello distinguimos aquellos informes en los que, por estar ratificando sus expectativas, la opinión del auditor tendrá un escaso valor incremental para el usuario de aquellos en los que, por no formar parte de dichas expectativas, aportará una mayor información provocando en el mismo una más abultada reacción. Nuestro objetivo se concreta, por tanto, en analizar si el fenómeno de la profecía autocumplida resulta sensible a la función de expectativas del usuario.

Aplicando un procedimiento de emparejamiento, hemos obtenido una muestra de 472 empresas (tanto cotizadas como no cotizadas) la mitad de las cuales solicitaron la apertura de un procedimiento concursal en España entre 1993 y 2002. Posteriormente hemos regresado (teniendo en cuenta posibles problemas de endogeneidad), la probabilidad de quiebra de la empresa sobre la variable representativa de la SEF junto con un elemento de interacción que recoge las expectativas del usuario al respecto de la emisión de la salvedad. Tomando como base de generación de expectativas la situación financiera reflejada en las cuentas anuales del año inmediato anterior ($t-1$), se han catalogado como *inesperadas* las SEFs recibidas por aquellas empresas que hubieran sufrido un incremento brusco en su nivel de deterioro financiero en el año de su recepción (t). Estos súbitos incrementos parecen deberse, según Rosner (2003), a un endurecimiento en el comportamiento del auditor quien, para justificar la inclusión de la SEF, obliga a la empresa a ajustar a la baja sus estados contables poniendo de manifiesto una debilidad financiera oculta gracias a la condescendencia previa con sus posibles prácticas de manipulación.

Los resultados obtenidos señalan que la inclusión de este elemento de interacción resulta clave para explicar las situaciones en que se produce el efecto profecía. Confirmando nuestra hipótesis, sólo se encuentran incrementos significativos en la posterior probabilidad de quiebra en aquellos casos en que la SEF no resulta esperada, es decir, aquellos casos en que el descubrimiento del deterioro se produce de forma súbita y no gradual. De no ser así la información proporcionada por la SEF ya habría venido siendo descontada por el usuario y no generaría en el mismo ningún tipo de alteración.

El caso español sobre el que se centra el presente estudio resulta de gran interés por los rasgos institucionales del contexto y, en especial, por la legislación que regula los procedimientos concursales en nuestro país. En efecto, el análisis empírico del efecto de la SEF en la probabilidad de desaparición de una empresa es extremadamente sensible al evento que se toma en consideración. En orden a evaluar el efecto profecía, tal como sugieren Casterella *et al.* (2000), dicho evento no ha de ser la solicitud del procedimiento concursal sino su resolución dado que no será hasta ese momento cuando se conozca si el concurso ha derivado en la desaparición de la empresa (condición necesaria para medir el efecto profecía) o en su reorganización (en cuyo caso se estaría midiendo un fenómeno alternativo). Dado que la mayoría de estudios suelen tomar como evento la solicitud del concurso, los resultados obtenidos pueden no resultar enteramente relevantes ya que serán dependientes del nivel de reorganización conseguido en el mismo.

En España, a diferencia del mundo anglosajón y, a pesar de la reforma introducida en el año 2004⁽¹⁾, los procedimientos concursales están en la práctica mucho más orientados hacia la liquidación de empresas que a su reorganización, motivo por el cual la evidencia obtenida en el caso español, aun utilizando empresas que solicitan la quiebra, resultará más robusta que otros estudios realizados en entornos diferentes.

Nuestro trabajo contribuye a la literatura en al menos dos ámbitos. En un entorno nacional, aun cuando no es éste el primer estudio que trata el concepto de la profecía autocumplida en España (véase Guiral y Gonzalo, 2008), sí es el primero que lo hace con datos de archivo por lo que la evidencia aportada resulta novedosa. Desde un enfoque internacional, realiza aportaciones a la literatura sobre el fenómeno de la profecía autocumplida ya que, por un lado profundiza en el análisis de elementos de interacción iniciado por Pryor y Terza (2002) y que resulta necesario para comprender los factores que inciden en el carácter profético de la SEF y, por otro, se sitúa en un entorno en el que, tal y como sugieren Casterella *et al.* (2000), se reduce sensiblemente la probabilidad de confundir la desaparición de la empresa (condición necesaria para el estudio de este fenómeno) con otros eventos como la reorganización, cuyo análisis daría lugar al estudio de fenómenos alternativos.

El trabajo queda estructurado como sigue. En la sección 2 se plantea una revisión de la literatura sobre el fenómeno de la profecía autocumplida junto con la hipótesis principal del estudio. Posteriormente se presentan la muestra y metodología (sección 3) y los principales resultados obtenidos (sección 4), para terminar con un resumen y conclusiones finales.

2. EL INFORME DE AUDITORÍA COMO PROFECÍA AUTORREALIZADA. REVISIÓN DE LA LITERATURA E HIPÓTESIS

Fue el sociólogo Robert K. Merton el primer autor que formalizó la estructura y las consecuencias del concepto de profecía autocumplida en su obra *Teoría Social y Estructura Social* (Merton, 1949). Este autor señaló que la profecía que se autorrealiza es, en principio, la definición de una situación cuya realización futura es incierta; sin embargo, la mera definición de esta incierta situación provoca nuevos comportamientos en los individuos que convierten la situación original definida como una cuestión verdadera. En suma, se trata de un fenómeno por el cual las expectativas que los individuos tengan sobre futuros eventos guían a éstos a comportarse en un modo particular que, en ocasiones, puede causar que el evento ocurra, haciendo por tanto que lo que era una mera expectativa tenga capacidad para engendrar la realidad.

En el contexto de la auditoría, diversos autores (Kida, 1980; Mutchler, 1984) han llamado la atención sobre la potencial naturaleza de profecía autocumplida que puede adquirir la opinión del auditor. En efecto, durante el curso de su auditoría el auditor debe formarse un juicio acerca de la capacidad de la empresa para actuar como empresa en funcionamiento, juicio éste que será trasladado a una opinión formal a través de su

(1) Ley 22/2003, de 9 de julio, Concursal, cuya entrada en vigor se produjo el 1 de septiembre de 2004.

informe. Para precaverse de la peor hipótesis sobre el futuro de la empresa (dudas sobre su continuidad) los usuarios, inducidos por las expectativas del auditor, podrán adecuar su comportamiento a lo manifestado en el informe tomando decisiones de naturaleza conservadora que agraven la situación de ésta y creen las condiciones para que se cumpla el fenómeno profecía. Si los usuarios perciben la opinión cualificada como una señal informativa separada de las propias circunstancias que la justifican (los indicadores de deterioro financiero) y ésta les induce a tomar decisiones que de no mediar dicha opinión y aun persistiendo los problemas financieros de la empresa no hubiesen tomado, será la opinión y no la situación financiera la causa inmediata y principal desencadenante de la quiebra de la empresa (Elliot y Jacobson, 1987).

Del razonamiento desarrollado se puede inferir que para considerar la opinión de auditoría como principal desencadenante de la quiebra se han de dar dos condiciones, que los usuarios encuentren un alto contenido informativo en la opinión del auditor y que ésta genere en ellos una fuerte resistencia a seguir manteniendo relaciones con la empresa. En lo que se refiere a la primera condición, existen razones desde el punto de vista normativo para que los usuarios valoren la opinión del auditor ya que éste se encuentra, en principio, en mejor situación que el usuario para formarse un juicio certero sobre la posible continuidad de la empresa. Tal como determinan las normas de auditoría, la formación de este juicio se hace depender fuertemente de las diferentes estrategias que la empresa siga para resolver sus problemas financieros. Una empresa con problemas financieros (factores causantes de duda) puede emplear una variedad de estrategias potenciales, tales como acuerdos con sus mayores acreedores, alteraciones de su estructura de capital, fusiones, etc., lo que implica que la emisión de una opinión cualificada estará fundamentalmente explicada por la calidad de estos planes para hacer frente a las complicaciones financieras (factores mitigantes de duda). El auditor llevará a cabo, por tanto, la evaluación de una gran cantidad de información de naturaleza cualitativa (planes de gerencia) información que en la mayoría de las ocasiones no resulta disponible para el usuario (Chen y Church, 1992; Mutchler *et al.*, 1997; Behn *et al.*, 2001). De esta forma, un informe cualificado aportará información (no reflejada en los estados financieros) sobre la inexistencia o inadecuación de los planes de gerencia al tiempo que un informe limpio implicará que los planes de gerencia resultan, a juicio del auditor, potencialmente válidos para hacer frente a los problemas de la empresa.

La segunda condición para que la opinión se convierta en una profecía autocumplida es que induzca a los usuarios a tomar decisiones que reduzcan la capacidad de supervivencia de la empresa. Diversos estudios han intentado analizar las diferentes reacciones que puede desencadenar un informe cualificado por gestión continuada. Algunos de ellos proporcionan evidencia de reducciones importantes en el precio de las acciones de las empresas que reciben una SEF, lo cual supone en esencia un incremento de su coste de capital reduciendo así su capacidad para obtener el capital adicional necesario para mantener su continuidad (Loudder *et al.*, 1992; Fleak y Wilson, 1994; Jones, 1996). Existe también evidencia que revela que los informes de auditoría cualificados por gestión continuada afectan negativamente a la percepción del riesgo crediticio, haciendo que las posibilidades de obtener nueva deuda o de renegociar la misma se vean reducidas tras la opinión del auditor (Gul, 1987; Bamber y Stratton, 1997). Por último, y aun cuando

no existe evidencia empírica sobre este particular, Citron y Taffler (2001) señalan que la recepción de un informe cualificado por gestión continuada puede hacer que clientes y proveedores se muestren reticentes a seguir manteniendo relaciones comerciales con la empresa.

Aun a pesar de estos razonamientos, la contrastación empírica de que la opinión cualificada por gestión continuada incrementa el riesgo de quiebra de una empresa es difícil de acometer debido fundamentalmente a la dificultad que supone disociar el efecto que tiene la opinión en los usuarios de otra serie de indicadores financieros de los que éstos pueden igualmente disponer (Louwers *et al.*, 1999). No obstante, son muy diversas las aproximaciones metodológicas que se han seguido en la literatura para demostrar la naturaleza de profecía autocumplida de la opinión emitida por el auditor.

Los trabajos originales trataron de analizar, a través de entrevistas, la propia percepción que los auditores tenían sobre este particular. Kida (1980), Mutchler (1984) o Willians (1984) encontraron que un porcentaje elevado de auditores estaban familiarizados con casos en los que en su opinión el informe de auditoría había sido la causa principal de la quiebra. Estudios posteriores han utilizado datos de archivo para proporcionar su evidencia. Algunos de ellos han analizado la situación posterior en la que incurren empresas que reciben informes cualificados por gestión continuada, de forma que si la proporción de empresas que quiebran tras recibir una opinión cualificada es alta podría considerarse que la quiebra es un estado posterior que indisociablemente viene unido a la recepción previa de un informe cualificado. Boritz (1991) y Nogler (1995) encuentran resultados no consistentes con el fenómeno de la profecía mientras que la evidencia proporcionada por Geiger *et al.* (1998) y Louwers *et al.* (1999) sí se muestran favorables a considerar que la opinión incrementa el riesgo de quiebra de la empresa.

Otros autores han emparejado empresas quebradas y no quebradas para, a través de análisis multivariantes, determinar si el informe cualificado incrementa el riesgo de desaparición de la empresa. Los estudios de Citron y Taffler (1992, 2001) no encuentran soporte empírico para el fenómeno de la profecía, mientras que George *et al.* (1996) y Hopwood *et al.* (1989) sí llegan a la conclusión de que dicho riesgo se ve incrementado cuando la empresa recibe un informe cualificado por gestión continuada. La anterior evidencia empírica debe, no obstante, ser analizada con cierta precaución dado que no tuvo en cuenta la posible relación endógena existente entre la opinión del auditor y la quiebra, por lo que sus resultados podrían no ser estadísticamente robustos. La dirección de la relación entre probabilidad de quiebra y SEF no es unívoca, sino que tanto como la emisión de una opinión por gestión continuada puede incrementar la probabilidad de quiebra, la situación financiera también puede ser la causante de la opinión. Por tanto, a menos que se controle convenientemente esta relación endógena, será difícil evidenciar la existencia del fenómeno profecía. Este control ha sido implementado en estudios posteriores que proporcionan la evidencia más robusta de la que se dispone. Sin embargo, mientras que Pryor y Terza (2002), Vanstraelen (2003), Gaeremynck y Willekens (2003) encuentran resultados favorables, Carey *et al.* (2008) concluyen que no existen indicios para pensar en la existencia de un efecto profecía.

Con independencia de las precisiones metodológicas conseguidas, los esfuerzos hasta ahora realizados ponen de manifiesto que la evidencia empírica sigue sin ser concluyente. Ello se debe, tal como sugieren Pryor y Terza (2002), a que los diseños empíricos podrían estar afectados por la omisión o el inadecuado tratamiento de variables relevantes, lo que explicaría la disparidad de sus resultados. Puede ocurrir, por ejemplo, que la relación entre informe cualificado y quiebra no resulte lineal en todos los casos sino que estuviera siendo moderada por factores no tratados explícitamente en dichos estudios. En este sentido, nuestro argumento principal defiende que la relación entre informe cualificado por gestión continuada y quiebra viene moderada por el contenido informativo no homogéneo que los usuarios perciben en la opinión del auditor. Como ya argumentamos anteriormente, una condición fundamental para considerar que la opinión del auditor actúa como una profecía descansa en que los usuarios atribuyan contenido adicional a la misma. Dado que los anteriores estudios asumen que todas las opiniones proporcionan el mismo contenido informativo, la evidencia a favor o en contra de la profecía puede estar condicionada por esta asunción (homogeneidad informativa), ello a pesar de que la literatura incluye indicios suficientes que revelan que no todos los informes cualificados aportan al usuario el mismo volumen de información (Subramanyam y Wild, 1996).

Utilizando una metodología de eventos, diferentes estudios han puesto de manifiesto la importancia de reconocer las expectativas del usuario sobre la opinión del informe de auditoría revelando que sólo cuando éstas son adecuadamente controladas se aprecian movimientos no esperados en el precio de las acciones (Fleak y Wilson, 1994; Jones, 1996). En España y trabajando la reacción de acreedores desde un punto de vista experimental, Guiral *et al.* (2005) llegan a esta misma conclusión. Esta evidencia posibilita argumentar que la SEF podría actuar como una profecía autocumplida sólo en aquellos casos en los que aporte información adicional, es decir, cuando dicha información no forme parte de las expectativas de los usuarios. En ocasiones, un informe cualificado simplemente viene a confirmar un modelo de deterioro financiero de la empresa fácilmente perceptible reflejando una serie de eventos desfavorables ya conocidos por el usuario. Así, antes incluso de la efectiva emisión de la SEF, el usuario puede haber descontado anticipadamente su contenido informativo por ser éste una consecuencia lógica del proceso de deterioro financiero de la empresa reflejado de forma progresiva en las cuentas anuales de los años previos hasta el ejercicio inmediato anterior al de su recepción (t-1). En otros casos, sin embargo, dicho proceso puede haber permanecido oculto como consecuencia de prácticas de manipulación saliendo a la luz sólo a partir del endurecimiento en el comportamiento del auditor como consecuencia de su decisión (improrrogable en términos de riesgo) de incluir la salvedad. La necesidad de ajustar a la baja los estados contables (eliminación de activos sobrevalorados o afloración de pasivos ocultos) para justificar la emisión de la SEF provocará, según Rosner (2003), una súbita aceleración en el deterioro financiero de la empresa generando un efecto sorpresa en el usuario que incrementará significativamente la dureza de su reacción. De esta forma, la variación sufrida por dicho deterioro entre t-1 y t (año de recepción de la SEF) será directamente proporcional al incumpliendo de las expectativas generadas con respecto a la recepción

de la salvedad⁽²⁾. Tomando como base los argumentos anteriores, la hipótesis principal a contrastar en nuestro estudio queda expresada formalmente en los siguientes términos:

H₀: La opinión de auditoría por gestión cualificada incrementa el riesgo de quiebra de una empresa únicamente en aquellos casos en que no sea esperada por los usuarios de la información.

3. MUESTRA Y METODOLOGÍA

3.1. MUESTRA

Para la obtención de la muestra objeto de estudio se ha partido de una lista de 533 empresas que solicitaron un procedimiento concursal entre 1992 y 2002. Sus cuentas anuales auditadas correspondientes al año inmediato anterior a dicha solicitud fueron adquiridas en el Registro Mercantil. Tal y como era de esperar, de las 533 empresas seleccionadas inicialmente, sólo fue posible obtener la información en 236 casos (44%)⁽³⁾. La muestra incluye tanto empresas cotizadas como no cotizadas. Aunque estas últimas han sido escasamente analizadas, representan un porcentaje muy alto de la actividad económica en países de corte legalista como España.

Por razones de eficiencia la muestra ha sido construida mediante un proceso de emparejamiento que requiere de una muestra de control de empresas no quebradas. Siguiendo a Menon y Schwartz (1985), las empresas han sido emparejadas por tamaño, sector y año. Asimismo, la literatura (Hopwood *et al.*, 1994; Pryor y Terza, 2002) señala la necesidad de excluir aquellas empresas que no muestren signos de deterioro financiero para controlar las características que rodean a la decisión del auditor. Algunos autores (Kida, 1980, Mutchler, 1985, entre otros) contemplan la emisión de una SEF como el punto final de un proceso en dos etapas. En primer lugar, los auditores evalúan la situación financiera y sólo si detectan señales de deterioro financiero profundizan en el análisis (factores mitigantes) para evaluar las posibilidades de continuidad de la empresa. En línea con estos autores se ha exigido que las empresas no quebradas cumplan al menos uno de los cuatro requisitos siguientes: ratio de circulante menor que uno (1), resultado de explotación negativo, bien en el año seleccionado (2) o en cualquiera de los dos inmediatos anteriores (3) y que presente su mayor cifra de pérdidas bien en el año seleccionado en uno de los dos inmediatos anteriores (4).

La muestra contiene finalmente un total de 472 empresas (236 × 2) que pertenecen a todo tipo de sectores industriales (con excepción del sector financiero) y que presentan al menos Balance y Memoria en formato normal y, por tanto, incluyen un informe de auditoría firmado con anterioridad a la solicitud de quiebra. Siguiendo a Pryor y Terza (2002) y a Vanstraelen (2003), para asegurar que las SEFs seleccionadas fueran las emitidas por

(2) De Andrés *et al.* (2007) encuentran que las empresas cuyos informes de auditoría cualificados causan efectos en el mercado bursátil presentan unos perfiles específicos caracterizados por una situación financiera muy mala.

(3) Existe evidencia empírica de que, en España, el deterioro financiero es una de las causas principales por las que las empresas incumplen con el depósito de sus cuentas anuales (ver Arnedo y Lizarraga, 2004).

primera vez se ha exigido que la salvedad no apareciese en ninguno de los informes de auditoría emitidos en los tres años inmediatos anteriores al de su recepción. La tabla 1 presenta las proporciones muestrales por tipo de informe. Sólo 73 empresas (15% de las 472 analizadas) recibieron su primera SEF en el año analizado. Por grupos, de las 236 empresas quebradas, 65 (un 27,5%) recibieron su SEF en el año inmediato anterior a la quiebra por sólo 8 (3,4%) entre las no quebradas. El estadístico χ^2 resulta significativo lo que permite rechazar la independencia entre la quiebra de la empresa y la recepción de una SEF. En cuanto a la resolución del proceso (datos no tabulados), solo un 12% de las empresas consiguieron reorganizarse y salir de la quiebra. Las tasas de reorganización en estudios norteamericanos como los de Casterella *et al.* (2000) o Bryan *et al.* (2005) eran del 75% y 67%, respectivamente, lo que ratifica las diferencias de efectividad en la legislación concursal de nuestro país y, por tanto, la mayor idoneidad del entorno español para analizar el fenómeno de la profecía autocumplida a partir de las solicitudes concursales.

TABLA 1
 PROPORCIONES MUESTRALES

		SEF = 1	SEF = 0	Total
QB = 1	N	65	171	236
	% (s/Quiebra)	27,5	72,5	100
	% (s/Total empresas)	13,7	36,2	50
QB = 0	N	8	228	236
	% (s/ No Quiebra)	3,4	96,6	100
	% (s/Total empresas)	1,7	48,3	50
Total	N	73	399	472
	% (s/Total empresas)	15,5	84,5	100

$\chi^2=50,759 (0,000)$

QB (=quiebra): variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa entra en quiebra en el año $t+1$ y 0 en caso contrario. SEF (=salvedad al principio de empresa en funcionamiento): variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa recibe su primera salvedad al principio de empresa en funcionamiento en el año t y 0 en caso contrario. χ^2 : contraste de independencia de variables.

3.2. METODOLOGÍA

Contrastar el efecto profecía es una tarea compleja por lo difícil que resulta separar el efecto provocado por la SEF del derivado de los indicadores de deterioro financiero (Louwers *et al.*, 1999) así como determinar qué hubiera sucedido con las empresas que reciben la SEF en caso de no haberlo hecho (Citron y Taffler, 1992; Pryor y Terza, 2002). Además, parte de la evidencia empírica previa podría estar sesgada por posibles problemas de endogeneidad en la relación SEF-quiebra (Pryor y Terza, 2002).

*Modelos estadísticos**Modelo de quiebra (modelo 1)*

Para analizar si la recepción de una SEF incrementa la probabilidad de quiebra planteamos el siguiente modelo de regresión logística:

$$QB_{t+1} = \frac{1}{1 + e^{\alpha_0 + \alpha_1 SEF_t + \alpha_2 X_t}} + \mu_t \quad (1)$$

donde QB_{t+1} es una variable dicotómica (0,1) que toma valor 1 si la empresa entra en quiebra en el año $t+1$ y 0 en caso contrario, siendo medida la entrada en quiebra a través de la solicitud de un procedimiento concursal⁽⁴⁾. SEF_t es una variable dicotómica (0,1) que toma valor 1 si la empresa recibe su primera salvedad al principio de empresa en funcionamiento en el año t y 0 en caso contrario y X es un vector de variables de control (exógenas) tomadas de la literatura por haber mostrado una relación empírica con la probabilidad de quiebra.

Los resultados de este primer modelo, sin embargo, sólo pueden ser utilizados para valorar el impacto de la SEF sobre la probabilidad de quiebra si la variable SEF se comporta de forma endógena (Pryor y Terza, 2002). La literatura reconoce que la emisión de una SEF podría precipitar la probabilidad de una quiebra inminente (hipótesis de la profecía autocumplida) pero es mucho más clara al manifestar que la recepción de una SEF depende en primer lugar del deterioro financiero de la empresa, es decir, de la propia probabilidad de quiebra de la misma. Cabe esperar, según esto, que la relación entre las variables SEF y QB sea endógena, en cuyo caso el coeficiente α_1 estimado para la variable SEF en el modelo 1 resultará inconsistente. Para contrastar la presencia de endogeneidad en las variables de un modelo de regresión, hemos utilizado el test de Hausman. Existen dos procedimientos distintos para aplicar este test: *el método del residuo* y *el estadístico χ^2 de Hausman*. En nuestro caso hemos optado por el primero. Siguiendo este método, que aparece explicado en Gujarati (1995), para contrastar si la variable SEF tiene un comportamiento endógeno en el modelo 1, debe estimarse en primer lugar un nuevo modelo logit (modelo 2), en el que SEF pasa a ser la variable dependiente y es explicada por un vector Y de variables exógenas que la literatura relaciona con la probabilidad de recibir dicha salvedad.

$$SEF_t = \frac{1}{1 + e^{\beta_0 + \beta_1 Y_t}} + \mu_2 \quad (2)$$

El residuo obtenido con este modelo (μ_2), que lógicamente recoge información sobre posibles variables omitidas en la función explicativa de la SEF, se incluye seguidamente como una variable explicativa adicional en el modelo de quiebra (modelo 1). Si dichas variables omitidas resultan ser simultáneamente explicativas de la probabilidad de quiebra, es decir, si el coeficiente del residuo resulta significativo, ello implicará que la variable

(4) El concurso debió haberse solicitado con posterioridad a la fecha del informe de auditoría.

SEF estará actuando de forma endógena por haber variables omitidas comunes que no habrán sido debidamente controladas en el modelo de quiebra. En estos casos y, como ya hemos indicado, el coeficiente α_i estimado para la variable *SEF* en el modelo 1 resultará inconsistente y no tendrá sentido llevar a cabo ningún contraste sobre el mismo, por lo que habrá que buscar un procedimiento alternativo que evite el problema de endogeneidad. Esta forma de contrastar la existencia de endogeneidad ha sido utilizada en un buen número de trabajos afines como Krihsnan *et al.* (1996), Pryor y Terza (2002) o Vanstraelen (2003).

En caso de existir endogeneidad resulta necesario sustituir la variable *SEF* por un instrumento que la represente evitando el sesgo generado por la misma. Si bien en algunos casos dicho instrumento se ha construido a través de una variable de aproximación alternativa, el procedimiento más utilizado es el de estimación en dos etapas propuesto por Maddala (1983). Este procedimiento consiste en la estimación inicial de un modelo reducido que proporcione una probabilidad de *SEF* (*SÊF*) que será la que actúe como instrumento de la variable *SEF* en la posterior estimación del modelo de quiebra o estructural. El modelo reducido se estima a partir de un nuevo vector que incluye la totalidad de las variables previamente utilizadas para explicar tanto la probabilidad de quiebra (vector *X* del modelo 1) como la de recibir la *SEF* (vector *Y* del modelo 2). Este modelo reducido, que identificamos como modelo 3 es el siguiente:

$$SEF_t = \frac{1}{1 + e^{\theta_0 + \theta_1 X_t + \theta_2 Y_t}} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Una vez obtenidos y aplicados los coeficientes del modelo 3 se vuelve al modelo estructural de quiebra (1) y se sustituye la variable *SEF* por su instrumento *SÊF* (valor logit estimado que refleja la probabilidad entre 0 y 1 de recibir una *SEF* según los coeficientes del modelo 3). El nuevo modelo así obtenido (modelo 4) permite contrastar de forma consistente el efecto profecía a través del coeficiente δ_1 del instrumento *SÊF*.

$$QB_{t+1} = \frac{1}{1 + e^{\delta_0 + \delta_1 SÊF_t + \delta_2 X_t}} + \mu_t \quad (4)$$

donde:

$QB_{t+1} = 1$ si la empresa entra en quiebra en el año $t+1$, 0 en caso contrario;

SÊF = probabilidad (entre 0 y 1) de recibir una *SEF* a partir de los coeficientes del modelo reducido.

Término de interacción

Dado que la hipótesis principal de nuestro estudio establece que sólo aquellas *SEF* que lleguen de forma inesperada provocarán el efecto profecía, resulta necesario identificar aquellos casos en que la recepción de dicha salvedad no forme parte de la función de expectativas del usuario. Asumiendo que la información principal de que dispone el usuario externo es la publicada por la empresa a través de su depósito de cuentas

anuales y que los estados financieros llegaran a su disposición al mismo tiempo que el informe de auditoría, éste establecerá sus expectativas de encontrar una *SEF* en el informe correspondiente al año t en función de la situación financiera mostrada por la empresa en su depósito de cuentas correspondiente al año $t-1$. Rosner (2003) proporciona evidencia de que, coincidiendo con la emisión de la *SEF* (año t en nuestro caso), los auditores tienden a incrementar la dureza de su comportamiento obligando a la empresa a revertir manipulaciones al alza practicadas en años anteriores y cuyos efectos quedaron acumulados en el balance, reversión que se manifiesta en la corrección a la baja de activos y el reconocimiento de pasivos con sus correspondientes efectos negativos sobre el neto patrimonial de la compañía. Ello provoca una súbita aceleración del deterioro financiero entre $t-1$ y t , siendo precisamente en esos casos en los que se generará un mayor efecto sorpresa en el usuario⁽⁵⁾. Para identificar estos casos, hemos creado la variable dicotómica *INESP* cuya codificación se ha hecho depender de la variación en el nivel de deterioro financiero de la compañía entre los años $t-1$ y t , siendo t el año de recepción de la *SEF*. Así, se ha asignado el valor 1 a aquellas observaciones situadas en el cuartil superior de la distribución de dicha variación de deterioro financiero y 0 en caso contrario. Del total de 73 observaciones con *SEF*, 45, un 61% han sido catalogadas como no esperadas. El deterioro financiero se ha medido utilizando el índice de Zmijewski (1984)⁽⁶⁾. Tanto la variable *INESP* como su término de interacción con el instrumento (*SÉF*INESP*) se han introducido en el modelo 4 dando lugar a un último modelo (modelo 5), que será el que permita contrastar nuestra hipótesis principal.

$$QB_{t+1} = \frac{1}{1 + e^{\varphi_0 + \varphi_1 SÉF_{t+q_2} INESP_{t+q_2} SÉF_{t+q_2} INESP_{t+q_2} X_t}} + \mu_t \quad (5)$$

El coeficiente φ_2 se espera que sea positivo, es decir, que la variación súbita del deterioro financiero de la empresa (*INESP* = 1) incremente de forma significativa su probabilidad de quiebra. La duda surge, sin embargo, sobre si la reacción impulsiva del usuario se debe únicamente al conocimiento repentino de la verdadera situación financiera (detectada una vez revertido el efecto de la manipulación) o si existe un efecto incremental de ratificación por parte del auditor a través de la *SEF*, ya que sólo en este último caso podríamos justificar la existencia del fenómeno de la profecía autocumplida⁽⁷⁾. Este efecto se contrasta a través del coeficiente φ_3 del término de interacción (*SÉF*INESP*), que estará midiendo el efecto incremental que las *SEFs* no esperadas por el usuario tienen sobre la probabilidad de quiebra de la empresa permitiéndonos, por tanto, contrastar la hipótesis principal

(5) Este tipo de variaciones súbitas en los niveles de deterioro financiero como consecuencia del descubrimiento de prácticas de manipulación han sido tónica común de muchos de los recientes escándalos relacionados con quiebras de grandes empresas (Enron, Worldcom, etc., en los EE.UU. o casos como Gescartera en España).

(6) A partir de una función exponencial que combina ratios de rentabilidad, endeudamiento y liquidez, el índice de Zmijewski proporciona una probabilidad de fracaso entre 0 y 1. Su validez ha sido suficientemente contrastada en la literatura.

(7) Si la presencia de la *SEF* no aportase valor informativo sólo podríamos decir que el auditor provoca la quiebra indirectamente a través de la corrección de los estados financieros, pero no a través de la emisión de dicha *SEF*, que es lo que estamos tratando de analizar.

de nuestro estudio⁽⁸⁾. Hemos de tener en cuenta que en estos casos (aceleración súbita del deterioro + emisión de la *SEF*) el usuario estará recibiendo simultáneamente dos señales negativas: una primera con el empeoramiento repentino de los factores causantes de duda y una segunda con la desconfianza del auditor en los factores mitigantes de duda (planes de reorganización propuestos desde la dirección). La primera aparece implícita en los estados contables mientras que la segunda se corresponde con información no disponible públicamente que es transmitida por el auditor a través de la *SEF*.

Variables de control en los modelos de quiebra y SEF (vectores X e Y)

El vector de factores exógenos explicativos de la probabilidad de quiebra *X* incluye, con su correspondiente justificación y signo esperado, dos grupos de variables: variables relacionadas con el comportamiento económico-financiero de la empresa y variables que recogen rasgos definitorios de la compañía. Resulta obvio que cuanto peor sea la situación financiera reflejada en los estados financieros, mayor será la probabilidad de quiebra. La literatura sobre predicción de quiebra (Jones, 1987; Bellovary *et al.*, 2007) destaca a este respecto como factores clave en la detección anticipada de la quiebra la rentabilidad, el endeudamiento y la liquidez de la empresa. Se han incorporado cinco variables representativas de dichos factores que también aparecen en la mayor parte de estudios sobre la profecía autocumplida:

RE = rentabilidad económica, calculada como resultado neto entre total de activo. Se espera una relación negativa con la probabilidad de quiebra.

DCP = ratio de endeudamiento a corto plazo, calculado como deuda a corto plazo entre deuda total. El endeudamiento se ha centrado en el corto plazo por ser éste más habitual y de mayor riesgo para las empresas en España. La relación esperada es obviamente positiva.

RC = ratio de circulante, calculado como activo circulante entre pasivo circulante. Aunque podrían justificarse excepciones, en general se espera una relación negativa con la probabilidad de quiebra.

LIQ = ratio de liquidez inmediata, calculado como disponible entre activo circulante. Relación esperada negativa.

PERD = variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa presenta resultado ordinario negativo, 0 en caso contrario. Relación esperada positiva.

Se han incorporado asimismo dos variables definitorias del tipo de compañía, en concreto de su tamaño y sector industrial:

LNTA = tamaño de la empresa, obtenido como el logaritmo neperiano del total de activos. La literatura defiende que son muchas más las empresas pequeñas que fracasan (Altman *et al.*, 1977, Storey *et al.*, 1987), por lo que relación esperada con la probabilidad de quiebra es negativa.

(8) Definimos el modelo bajo la hipótesis de endogeneidad. En caso de no existir, tanto la variable *SEF* como su interacción, se tomarían directamente en lugar de su instrumento.

IND = 14 variables dummy que controlan 15 sectores industriales tomadas a partir de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas⁽⁹⁾.

Tanto para el cálculo de las variables financieras como para la variable tamaño se han tomado los datos correspondientes al balance de situación de cierre del año *t* y a la cuenta de resultados de ese mismo año.

El vector de variables exógenas explicativas de la probabilidad de recibir una *SEF*, *Y*, incluye, con su correspondiente justificación y signo esperado, los dos grupos anteriores junto con un tercer grupo de variables que recoge características definitorias del auditor. Los trabajos empíricos que han analizado las circunstancias que llevan al auditor a emitir una *SEF* destacan la situación financiera como el principal factor explicativo (Geiger y Raghunandan, 2002), por lo que, siguiendo dicha literatura, se han incluido las mismas cinco variables ya incorporadas en el vector *X*, es decir, *RE*, *DCP*, *RC*, *LIQ* y *PERD*. También se han introducido variables para controlar el tamaño⁽¹⁰⁾ y el sector industrial. Finalmente, y siguiendo la literatura que ha tratado de explicar la *SEF*, resulta necesario introducir un tercer grupo que incluya variables definitorias del auditor, tanto en relación a su competencia como a su independencia. En concreto se han incluido cuatro variables:

GA = Gran auditor. Esta variable dicotómica, que toma valor 1 si el auditor pertenece a una de las grandes multinacionales de la auditoría y 0 en caso contrario, ha sido comúnmente utilizada para reflejar el tamaño del auditor. La mayor presencia internacional de las grandes firmas ha favorecido la formación de una imagen de marca superior en el mercado de auditoría. Esta mayor reputación ha sido empíricamente defendida por estudios que evidencian que las empresas auditadas por una gran multinacional presentan menores niveles de manipulación (Becker *et al.*, 1998; Francis *et al.*, 1999), pagan mayores tasas a sus auditores (Craswell *et al.*, 1995) y muestran una mayor propensión a recibir informes con salvedades (Defond *et al.*, 2002). Basándonos en dicha evidencia esperamos una relación positiva entre la variable *GA* y la probabilidad de emitir una *SEF*.

RETR = Retraso en la emisión del informe de auditoría. Entre empresas con problemas financieros la decisión de emitir un informe cualificado ocurre después de intensas negociaciones entre el auditor y la gerencia, por lo que el propio retraso en dicha emisión puede convertirse en un indicador de la recepción de la salvedad. Por otra parte es probable que en aquellos casos en que el auditor detecte problemas de continuidad intensifique las pruebas a realizar, lo cual puede implicar igualmente un retraso en el proceso. En atención a ambas razones y siguiendo estudios previos (Chen y Church, 1992; Carcello *et al.*, 1995, 1997; Raghunandan y Rama, 1995; Lennox, 1999; DeFond *et al.*, 2002; Geiger *et al.*, 2005), introducimos la variable retraso calculada como el tiempo transcurrido

(9) Los sectores controlados han sido: 1. Agricultura, ganadería, silvicultura y pesca; 2. Energía y agua; 3. Alimentación, bebidas y tabaco; 4. Textil, confección, cuero y calzado; 5. Madera y corcho; 6. Papel, edición y artes gráficas; 7. Industria química; 8. Caucho y plástico; 9. Metalurgia y productos metálicos; 10. Maquinaria y equipo mecánico; 11. Fabricación de material de transporte; 12. Construcción; 13. Comercio y hostelería; 14. Transporte y comunicación, y 15. Otras actividades y servicios.

(10) La literatura previa ha encontrado evidencia de una relación negativa entre el tamaño de la empresa y la probabilidad de que ésta reciba una *SEF* (Mutchler *et al.*, 1997; Louwers, 1998).

(en días) entre el cierre del ejercicio y la firma del informe de auditoría y esperamos que esté positivamente asociada con la recepción de una *SEF*.

TRC = Tamaño relativo del cliente. En general, los auditores se mostrarán reacios a emitir una *SEF* cuando su cliente represente un porcentaje alto de su facturación ya que en estos casos la pérdida de un cliente supondrá una importante disminución de renta económica (DeAngelo, 1981; Lys y Watts, 1994; Reynolds y Francis, 2001). Dada la inexistencia de datos públicos sobre honorarios en el periodo analizado y, al igual que en los estudios citados, la variable *TRC* se ha aproximado dividiendo la cifra de ventas del cliente entre la suma de las ventas de las empresas auditadas por ese mismo auditor.

COL = Colaboración empresa-auditor. Esta variable mide el tiempo (en número de años) que el auditor lleva trabajando para la empresa. En este sentido, periodos más largos implican un mayor conocimiento del cliente y de su entorno y, por lo tanto, una mayor capacidad para valorar tanto la situación financiera de la empresa como sus posibilidades de reflotación. No obstante, un mayor tiempo implicará también una mayor cercanía en la relación empresa-auditor y un menor escepticismo profesional que podría afectar negativamente a la independencia del auditor (Deis y Giroux, 1992; Becker *et al.*, 1998). Dado que ambos argumentos son solventes y contrapuestos y que la evidencia empírica también es variada, cualquiera de las dos direcciones podría justificarse en la relación entre la variable *COL* y la probabilidad de recibir una *SEF*.

4. RESULTADOS

4.1. ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

La tabla 2 presenta estadísticos descriptivos de las principales variables utilizadas en el análisis. Los valores se presentan estructurados en grupos según la empresa hubiera o no quebrado (panel A) o según hubiera o no recibido una *SEF* (panel B). Cada panel muestra asimismo un contraste *t* de diferencia de medias entre los dos grupos contenidos en el mismo. Las empresas que acabaron quebrando muestran lógicamente una situación financiera peor que las no quebradas. Todos los indicadores financieros resultan significativamente peores en el primer caso (*RE* = -0,09 vs. -0,03; *RC* = 1,00 vs. 1,38; *LIQ* = 0,04 vs. 0,10; *DCP* = 0,81 vs. 0,77; *PERD* = 0,72 vs. 0,54). En el panel B se confirman asimismo las expectativas sobre la situación financiera, que resulta significativamente peor entre las empresas que recibieron una *SEF* (*RE* = -0,16 vs. -0,04; *RC* = 0,93 vs. 1,23; *LIQ* = 0,03 vs. 0,07; *DCP* = 0,83 vs. 0,78; *PERD* = 0,89 vs. 0,58). Tal como puede apreciarse en este mismo panel, el porcentaje de informes emitidos por un gran auditor se sitúa en ambos casos (*SEF* / No *SEF*) claramente por debajo del 50%, lo que da una idea de la importancia del mediano y pequeño auditor en el mercado español. Dicho porcentaje es inferior entre las que reciben una *SEF*, si bien la diferencia no resulta significativa. La emisión de un informe de auditoría implica un mayor consumo de tiempo si dicho informe incluye una *SEF* (*RETR* = 145 vs. 123 días). Por último, también se observa que tanto el tamaño relativo del cliente (*TRC*) como la duración de su relación comercial con el auditor (*COL*) son significativamente inferiores entre las empresas que reciben una *SEF*,

lo que denota que mientras más importancia tenga la empresa en la cartera de clientes del auditor o menor sea la duración de la relación profesional entre ambos, mayor será la probabilidad de recibir una salvedad.

TABLA 2
ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS POR GRUPOS

Panel A: Quiebra / No Quiebra											
		RE	RC	LIQ	DCP	PERD	LNAT				
QB = 1	Media	-,09	1,00	,04	,81	,72	9,33				
	Mediana	-,03	,98	,02	,86	1,00	9,24				
	Desv. típ.	,13	,47	,08	,18	,45	,54				
	N	236	236	236	236	236	236				
QB = 0	Media	-,03	1,38	,10	,77	,54	9,80				
	Mediana	,01	1,02	,04	,86	1,00	9,75				
	Desv. típ.	,33	1,22	,17	,24	,50	,68				
	N	236	236	236	236	236	236				
t-test		3,804	6,283	19,406	22,741	15,746	67,427				
sig.		,052	,013	,000	,000	,000	,000				
Panel B: SEF / No SEF											
		RE	RC	LIQ	DCP	PERD	LNAT	GA	TRC	RETR	COL
SEF= 1	Media	-,16	,93	,03	,83	,89	9,38	0,37	1,12	145	3,33
	Mediana	-,14	,93	,02	,88	1,00	9,30	0,00	,020	150	3,00
	Desv. típ.	,14	,33	,09	,17	,32	,59	0,49	7,44	62,7	1,76
	N	73	73	73	73	73	73	73	73	73	73
SEF= 0	Media	-,04	1,23	,07	,78	,58	9,59	0,42	4,55	123	4,12
	Mediana	,00	1,00	,03	,85	1,00	9,49	0,00	,19	120	3,00
	Desv. típ.	,26	1,00	,14	,22	,49	,66	0,49	16,63	67,5	2,41
	N	399	399	399	399	399	399	399	399	399	399
t-test		13,294	6,549	5,396	2,294	26,085	6,036	0,484	2,944	6,973	6,923
p-value		,000	,011	,021	,131	,000	,014	0,487	,087	,009	,009

La Tabla muestra los estadísticos descriptivos de la muestra según la empresa quiebre o no (panel A) y según la empresa reciba o no una SEF (panel B). *QB* (=quiebra): variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa entra en quiebra en el año $t+1$ y 0 en caso contrario. *SEF* (=salvedad al principio de empresa en funcionamiento): variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa recibe su primera salvedad al principio de empresa en funcionamiento en el año t y 0 en caso contrario. *RE*: rentabilidad económica, calculada como resultado neto entre total de activo. *RC*: ratio de circulante, calculado como activo circulante entre pasivo circulante. *LIQ*: ratio de liquidez inmediata, calculado como disponible entre activo circulante. *DCP*: ratio de endeudamiento a corto plazo, calculado como deuda a corto plazo entre deuda total. *PERD*: variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa presenta resultado ordinario negativo, 0 en caso contrario. *LNAT*: tamaño de la empresa, obtenido como el logaritmo neperiano del total de activos al cierre del año t . *GA*: gran auditor, variable dicotómica que toma valor 1 si el auditor pertenece a una de las grandes multinacionales de la auditoría, 0 en caso contrario. *RETR*: retraso, calculada como el tiempo transcurrido (en días) entre el cierre del ejercicio y la firma del informe de auditoría. *TRC*: tamaño relativo del cliente, obtenida como el cociente entre la cifra de ventas del cliente y la suma de las ventas de las empresas auditadas por ese mismo auditor. *COL*: colaboración empresa-auditor, medida como el tiempo (en años) que el auditor lleva trabajando para la empresa. t-test: prueba t de diferencia de medias.

TABLA 3
RESULTADOS DE LA CONTRASTACIÓN DE ENDOGENEIDAD (MÉTODO DEL RESIDUO)

$$QB_{t+1} = \frac{1}{1 + e^{\alpha_0 + \alpha_1 SEF_t + \alpha_2 INESP_t + \alpha_3 SEF_t * INESP_t + \alpha_4 LNAT_t + \alpha_5 X_t}} + \mu_t$$

<i>Variables independientes</i>	<i>Coficiente</i>	<i>(p-value)</i>
Constante	15,685	(0,000)
SEF	4,628	(0,008)
INESP	1,541	(0,029)
SEF*INESP	2,682	(0,000)
μ_2 (residuo del modelo 2)	-3,502	(0,037)
RE	0,371	(0,589)
RC	-0,490	(0,015)
LIQ	-3,232	(0,045)
DCP	-0,569	(0,389)
PERD	-0,506	(0,167)
LNAT	-1,543	(0,000)
IND		incluida
χ^2		238,19
(p-value)		(0,000)
P-seudo R ²		53,80%
N. ^o observaciones		472

QB (=quiebra): variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa entra en quiebra en el año $t+1$ y 0 en caso contrario. *SEF* (=salvedad al principio de empresa en funcionamiento): variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa recibe su primera salvedad al principio de empresa en funcionamiento en el año t y 0 en caso contrario. *INESP*: variable dicotómica que toma el valor 1 en aquellas observaciones situadas en el cuartil superior de la distribución de la variable variación en la probabilidad de fracaso entre el año $t-1$ y t , 0 en caso contrario. Para medir la probabilidad de fracaso se ha utilizado el índice de Zmijewski (1984). *RE*: rentabilidad económica, calculada como resultado neto entre total de activo. *RC*: ratio de circulante, calculado como activo circulante entre pasivo circulante. *LIQ*: ratio de liquidez inmediata, calculado como disponible entre activo circulante. *DCP*: ratio de endeudamiento a corto plazo, calculado como deuda a corto plazo entre deuda total. *PERD*: variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa presenta resultado ordinario negativo, 0 en caso contrario. *LNAT*: tamaño de la empresa, obtenido como el logaritmo neperiano del total de activos al cierre del año t . *IND* = 14 variables dummy que controlan 15 sectores industriales tomados a partir de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas. Los sectores controlados han sido: 1. Agricultura, ganadería, silvicultura y pesca; 2. Energía y agua; 3. Alimentación, bebidas y tabaco; 4. Textil, confección, cuero y calzado; 5. Madera y corcho; 6. Papel, edición y artes gráficas; 7. Industria química; 8. Caucho y plástico; 9. Metalurgia y productos metálicos; 10. Maquinaria y equipo mecánico; 11. Fabricación de material de transporte; 12. Construcción; 13. Comercio y hostelería; 14. Transporte y comunicación, y 15. Otras actividades y servicios. χ^2 : Estadístico de razón de verosimilitud (contraste de significación general del modelo).

4.2. RESULTADOS DEL TEST DE ENDOGENEIDAD

La primera cuestión que resulta necesario contrastar es si la relación existente entre las variables quiebra (*QB*) y recepción de una salvedad al principio de empresa en funcionamiento (*SEF*) resulta o no endógena. Para ello hemos seguido el método del residuo ya descrito en la sección 3. En primer lugar se ha llevado a cabo una estimación logit de la variable *SEF* sobre un vector *Y* de variables exógenas explicativas de la misma (modelo 2) para posteriormente incorporar el residuo de esta regresión como una variable más en la estimación del modelo de quiebra (modelo 1)⁽¹¹⁾. La tabla 3 presenta los resultados

(11) La estimación del modelo de quiebra se ha llevado a cabo introduciendo tanto la variable *INESP* como el término de interacción *SEF*INESP*, es decir, tal y como dicho modelo hubiera sido estimado para contrastar la hipótesis principal de nuestro estudio.

de esta última estimación. El coeficiente estimado para dicho residuo resulta significativo ($\mu_2 = -3,502$, $p = 0,037$), lo que lleva a rechazar la exogeneidad de la variable *SEF* impidiendo, por tanto, el uso de su coeficiente (α_4), para contrastar la relación *SEF-Quiebra*, y con ella, la existencia o no de un efecto profecía. A partir de este momento, la relación entre ambas variables será tratada como una relación endógena.

4.3. RESULTADOS DEL EFECTO PROFECÍA

Tal y como hemos propuesto en la sección 3 y, teniendo en cuenta el comportamiento endógeno de la variable *SEF*, resulta necesario sustituir dicha variable por un instrumento que evite el sesgo generado por la endogeneidad y permita obtener consistencia en la contrastación. Para ello hemos seguido un procedimiento *2SLS* o de dos etapas estimando inicialmente el modelo reducido (modelo 3) cuya aplicación proporciona, para cada empresa, un valor del instrumento *SĒF* (variable continua que refleja la probabilidad de recibir una *SEF* a partir de un conjunto de variables exógenas) y que sustituye a la variable dicotómica *SEF* en el modelo estructural definitivo (modelo 5). La tabla 4 presenta coeficientes de correlación (Pearson/Spearman) entre las distintas variables utilizadas en el análisis. De los valores de los coeficientes no parecen apreciarse situaciones de multicolinealidad que puedan afectar a las estimaciones multivariantes. La tabla 5 muestra, en primer lugar, los resultados de la estimación del modelo reducido que incluye los vectores X e Y para explicar la probabilidad de recibir una *SEF*. El modelo resulta significativo ($\chi^2 = 238,19$ $p = 0,000$) y, como cabía esperar, las variables financieras son en su mayor parte significativas. Sorprende nuevamente que los grandes auditores no resulten más propensos a emitir una *SEF* ($GA = -0,051$, $p = 0,887$), de lo que ya se proporcionó evidencia en el análisis descriptivo.

TABLA 4
MATRIZ DE CORRELACIONES (PEARSON/SPEARMAN) PARA LAS VARIABLES INCLUIDAS EN EL ANÁLISIS

	<i>SĒF</i>	<i>INESP</i>	<i>RE</i>	<i>RC</i>	<i>LIQ</i>	<i>DCP</i>	<i>PERD</i>	<i>LNAT</i>	<i>GA</i>	<i>TRC</i>	<i>RETR</i>	<i>COL</i>
<i>SĒF</i>												
(<i>p-value</i>)		(,000)	(,000)	(,002)	(,192)	(,001)	(,000)	(,000)	(,111)	(,000)	(,000)	(,000)
<i>INESP</i>	-,422		,361	,105	,013	-,043	-,193	,168	,081	,037	-,202	,231
(<i>p-value</i>)	(,000)		(,000)	(,024)	(,777)	(,353)	(,000)	(,000)	(,083)	(,432)	(,000)	(,000)
<i>RE</i>	-,629	,170		,011	,035	,018	-,238	,186	-,090	,048	-,046	,072
(<i>p-value</i>)	(,000)	(,000)		(,807)	(,459)	(,705)	(,000)	(,000)	(,054)	(,306)	(,329)	(,122)
<i>RC</i>	-,275	,082	,065		,004	-,114	,076	-,188	-,030	,093	-,003	-,038
(<i>p-value</i>)	(,000)	(,077)	(,162)		(,928)	(,015)	(,102)	(,000)	(,522)	(,045)	(,945)	(,420)
<i>LIQ</i>	-,288	-,057	,067	,048		,047	-,068	,024	,058	-,017	-,048	-,006
(<i>p-value</i>)	(,000)	(,224)	(,150)	(,305)		(,312)	(,143)	(,608)	(,211)	(,712)	(,305)	(,893)
<i>DCP</i>	,060	-,082	,079	-,021	,071		-,125	-,204	-,098	-,011	,032	,078
(<i>p-value</i>)	(,199)	(,078)	(,089)	(,651)	(,128)		(,007)	(,000)	(,035)	(,808)	(,489)	(,092)
<i>PERD</i>	,585	-,163	-,661	,061	-,060	-,118		-,142	-,018	-,119	,077	-,190
(<i>p-value</i>)	(,000)	(,000)	(,000)	(,192)	(,197)	(,011)		(,002)	(,705)	(,010)	(,098)	(,000)

(Continúa pág. sig.)

TABLA 4 (CONT.)
MATRIZ DE CORRELACIONES (PEARSON/SPEARMAN) PARA LAS VARIABLES INCLUIDAS EN EL ANÁLISIS

<i>LNAT</i>	-,298	,131	,084	-,050	,003	-,195	-,168		,523	,197	-,313	,451
(<i>p-value</i>)	(,000)	(,005)	(,072)	(,280)	(,941)	(,000)	(,003)		(,000)	(,000)	(,000)	(,000)
<i>GA</i>	-,100	,064	,026	-,209	-,008	-,079	-,018	,500		,118	-,261	,201
(<i>p-value</i>)	(,031)	(,171)	(,582)	(,000)	(,866)	(,090)	(,705)	(,000)		(,011)	(,000)	(,000)
<i>TRC</i>	-,298	,061	,134	-,082	-,046	,025	-,070	,161	,070		-,084	,115
(<i>p-value</i>)	(,000)	(,189)	(,004)	(,079)	(,324)	(,587)	(,136)	(,001)	(,131)		(,073)	(,013)
<i>RETR</i>	,312	-,131	-,234	,135	-,045	,039	,158	-,431	-,372	-,075		-,132
(<i>p-value</i>)	(,000)	(,005)	(,000)	(,004)	(,338)	(,405)	(,001)	(,000)	(,000)	(,107)		(,005)
<i>COL</i>	-,309	,085	,354	,040	,075	,005	-,289	,319	-,007	,051	-,246	
(<i>p-value</i>)	(,000)	(,067)	(,000)	(,387)	(,110)	(,908)	(,000)	(,000)	(,887)	(,271)	(,000)	

SÉF = probabilidad (entre 0 y 1) de recibir una SEF a partir de los coeficientes del modelo reducido. INESP: variable dicotómica que toma el valor 1 en aquellas observaciones situadas en el cuartil superior de la distribución de la variable cambio en la probabilidad de fracaso (Zmijewski, 1984) entre el año t-1 y t, siendo 0 en caso contrario. RE: rentabilidad económica, calculada como resultado neto entre total de activo. RC: ratio de circulante, calculado como activo circulante entre pasivo circulante. LIQ: ratio de liquidez inmediata, calculado como disponible entre activo circulante. DCP: ratio de endeudamiento a corto plazo, calculado como deuda a corto plazo entre deuda total. PERD: variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa presenta resultado ordinario negativo, 0 en caso contrario. LNAT = tamaño de la empresa, obtenido como el logaritmo neperiano del total de activos al cierre del año t. GA: gran auditor, variable dicotómica, que toma valor 1 si el auditor pertenece a una de las grandes multinacionales de la auditoría, 0 en caso contrario. RETR: retraso, calculada como el tiempo transcurrido (en días) entre el cierre del ejercicio y la firma del informe de auditoría. TRC: tamaño relativo del cliente, obtenida como el cociente entre la cifra de ventas del cliente y la suma de las ventas de las empresas auditadas por ese mismo auditor. COL: colaboración, media como el tiempo (en años) que el auditor lleva trabajando para la empresa.

TABLA 5
ESTIMACIÓN DEL MODELO REDUCIDO (PROBABILIDAD DE RECIBIR UNA SEF)

$$SEF_t = \frac{1}{1 + e^{0,9 + 0,1X_t + 0,1Y_t}} + \varepsilon_t$$

Variables independientes	Coficiente	(<i>p-value</i>)
<i>Constante</i>	-0,449	(0,890)
<i>RE</i>	-1,753	(0,006)
<i>RC</i>	-0,688	(0,029)
<i>LIQ</i>	-4,734	(0,019)
<i>DCP</i>	1,026	(0,206)
<i>PERD</i>	1,508	(0,000)
<i>GA</i>	-0,051	(0,887)
<i>RETR</i>	0,003	(0,083)
<i>TRC</i>	-0,019	(0,455)
<i>COL</i>	-0,195	(0,017)
<i>INESP</i>	1,098	(0,158)
<i>LNAT</i>	-0,139	(0,648)
<i>IND</i>		incluida

(Continúa pág. sig.)

TABLA 5 (CONT.)
ESTIMACIÓN DEL MODELO REDUCIDO (PROBABILIDAD DE RECIBIR UNA SEF)

χ^2	238,19
(p-value)	(0,000)
P-seudo R^2	29%
N.º observaciones	472

SEF: salvedad al principio de empresa en funcionamiento, variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa recibe su primera salvedad al principio de empresa en funcionamiento en el año t y 0 en caso contrario. *RE*: rentabilidad económica, calculada como resultado neto entre total de activo. *RC*: ratio de circulante, calculado como activo circulante entre pasivo circulante. *LIQ*: ratio de liquidez inmediata, calculado como disponible entre activo circulante. *DCP*: ratio de endeudamiento a corto plazo, calculado como deuda a corto plazo entre deuda total. *PERD*: variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa presenta resultado ordinario negativo, 0 en caso contrario. *GA*: gran auditor, variable dicotómica que toma valor 1 si el auditor pertenece a una de las grandes multinacionales de la auditoría, 0 en caso contrario. *RETR*: retraso, calculada como el tiempo transcurrido (en días) entre el cierre del ejercicio y la firma del informe de auditoría. *TRC*: tamaño relativo del cliente, obtenida como el cociente entre la cifra de ventas del cliente y la suma de las ventas de las empresas auditadas por ese mismo auditor. *COL*: colaboración, media como el tiempo (en años) que el auditor lleva trabajando para la empresa. *t-test*: prueba *t* de diferencia de medias. *INESP*: variable dicotómica que toma el valor 1 en aquellas observaciones situadas en el cuartil superior de la distribución de la variable cambio en la probabilidad de fracaso (Zmijewski, 1984) entre el año $t-1$ y t , siendo 0 en caso contrario. *LNTA* = tamaño de la empresa, obtenido como el logaritmo neperiano del total de activos al cierre del año t . *IND* = 14 variables dummy que controlan 15 sectores industriales tomadas a partir de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas Los sectores controlados han sido: 1. Agricultura, ganadería, silvicultura y pesca; 2. Energía y agua; 3. Alimentación, bebidas y tabaco; 4. Textil, confección, cuero y calzado; 5. Madera y corcho; 6. Papel, edición y artes gráficas; 7. Industria química; 8. Caucho y plástico; 9. Metalurgia y productos metálicos; 10. Maquinaria y equipo mecánico; 11. Fabricación de material de transporte; 12. Construcción; 13. Comercio y hostelería; 14. Transporte y comunicación, y 15. Otras actividades y servicios. χ^2 : Estadístico de razón de verosimilitud (contraste de significación general del modelo).

La tabla 6 muestra los resultados de la estimación del modelo definitivo en el que se sustituye la variable SEF por su instrumento \hat{SEF} , obtenido tras aplicar los coeficientes de la tabla 5. La tabla 6 presenta dos estimaciones según se incluyan o no, junto con el instrumento \hat{SEF} , la variable *INESP* y el término de interacción entre ambos ($\hat{SEF} * INESP$). Este último término mide el efecto incremental sobre la probabilidad de quiebra de aquellas SEFs que no hubieran sido previamente esperadas por el usuario. La obtención de un coeficiente significativo no permitirá rechazar nuestra hipótesis principal. Los resultados de la regresión estimada en las dos primeras columnas (que no incluye el término de interacción), muestran un coeficiente significativo para la variable experimental ($\hat{SEF} = 5,731$, $p = 0,001$) lo que llevaría a aceptar, desde un planteamiento generalizado, la existencia de un efecto profecía. Sin embargo, en esta primera regresión estamos asumiendo que todas las *SEF* proporcionan un contenido informativo uniforme mientras que nuestro estudio tiene su argumento principal en que ello no es así. Según nuestra hipótesis básica serían sólo aquellas *SEF* que no resultan esperadas por el usuario (por haber sufrido la empresa una repentina aceleración en su probabilidad de fracaso) las que estarían provocando el efecto profecía. La inclusión en esta segunda estimación (columnas 3 y 4) del término de interacción ($\hat{SEF} * INESP$) que separa las *SEF* inesperadas del resto permite contrastar esta hipótesis. Los resultados de dicha estimación proporcionan un soporte empírico claro a nuestro planteamiento. El coeficiente de la variable \hat{SEF} , que se limita ahora a recoger el efecto de aquellas *SEF* que sí hubieran formado parte de la función de expectativas del usuario, no resulta significativo ($\hat{SEF} = 2,816$, $p = 0,136$), lo que permite inferir que en tales casos la probabilidad de quiebra no incrementa de forma significativa como consecuencia de la salvedad. Confirmando las expectativas, la va-

riable *INESP* presenta un coeficiente positivo que sí resulta significativo (*INESP* = 1,388, *p* = 0,072). Ello indica que la existencia de una variación súbita en el índice de deterioro financiero entre *t-1* y *t* provoca, por sí misma (y aun a pesar de que la empresa no estuviera recibiendo un informe cualificado en *t*), un impacto significativo sobre la probabilidad de quiebra. La cuestión de interés en nuestro caso es si, adicionalmente a lo anterior, la existencia de una SEF en el informe de auditoría produce un efecto incremental sobre dicha probabilidad, ya que sólo así podríamos hablar de un efecto profecía. La significatividad del coeficiente del término de interacción (*SÊF*INESP* = 4,059, *p* = 0,008) permite dar una respuesta positiva a la anterior cuestión. Si, además de percibir un fuerte incremento en el deterioro financiero de la compañía, el usuario se encuentra con una SEF en el informe de auditoría, ésta última provoca un efecto psicológico de ratificación que hace que la dureza de su reacción incremente de forma significativa. Una lectura de este mismo coeficiente a partir de la variable *SÊF* nos llevaría a deducir que sólo en aquellos casos en que la salvedad resulta inesperada incrementa significativamente la probabilidad de quiebra, generándose el efecto profecía⁽¹²⁾. La repentina aceleración y descubrimiento del deterioro financiero de la compañía resulta, por tanto, un factor clave en la solicitud de un procedimiento concursal como mecanismo de reacción del usuario a la *SEF*. Esta última estaría reflejando la falta de confianza del auditor en los posibles planes de revitalización establecidos desde la dirección para dar salida a tan deteriorada situación. Estos resultados no permiten rechazar la hipótesis principal de nuestro estudio y apoyan el argumento de que las reacciones del usuario a la primera SEF recibida por la empresa no son uniformes, sino dependientes del carácter esperado o no de dicha salvedad. De esta forma, el incremento en la probabilidad de quiebra no tendría su origen en la situación de deterioro de la compañía propiamente dicha, sino en el shock producido por su repentino descubrimiento, shock que es intensificado por el propio auditor a través de la emisión de la *SEF*⁽¹³⁾.

TABLA 6
 RESULTADOS DEL MODELO ESTRUCTURAL DE QUIEBRA

$$QB_{t+1} = \frac{1}{1 + e^{\varphi_0 + \varphi_1 SÊF_t + \varphi_2 INESP_{t-1} + \varphi_3 SÊF_t * INESP_{t-1} + \varphi_4 X_t}} + \mu_t$$

Variables	Coefficiente	(p-value)	Coefficiente	(p-value)
Constante	13,796	(0,000)	15,015	(0,000)
SÊF	5,731	(0,001)	2,816	(0,136)
INESP			1,388	(0,072)
SÊF*INESP			4,059	(0,008)

(Continúa pág. sig.)

(12) En realidad sería la suma de los coeficientes de las variables *SÊF* y *SÊF*INESP* la que estaría midiendo la relación entre las SEF no esperadas y la probabilidad de quiebra. Aplicado un contraste de significatividad sobre la suma de ambos coeficientes ($\varphi_1 + \varphi_3$) dicha suma resulta, como era de esperar, significativa (Wald = 3,54, *p*=0,000).

(13) Trabajos experimentales como el de Guiral *et al.* (2007) ya habían mostrado como las entidades financieras reaccionan a la emisión de cualquier tipo de salvedad sólo si éstas resultan contrarias a sus expectativas. No obstante, hasta donde nosotros conocemos, ningún trabajo ha extendido esta evidencia previa a datos de archivo o a muestras de empresas quebradas.

RE	0,146	(0,807)	0,295	(0,637)
RC	-0,578	(0,004)	-0,595	(0,003)
LIQ	-3,123	(0,039)	-3,493	(0,024)
DCP	-0,637	(0,288)	-0,638	(0,305)
PERD	-0,236	(0,489)	-0,165	(0,638)
LNAT	-1,361	(0,000)	-1,451	(0,000)
IND		incluida		incluida
χ^2		171,65		199,29
(p-value)		(0,000)		(0,000)
P-seudo R ²		41,5%		46,8%
Nº observaciones		472		472

QB: quiebra, variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa entra en quiebra en el año $t+1$ y 0 en caso contrario. *SEF* = probabilidad (entre 0 y 1) de recibir una *SEF* a partir de los coeficientes del modelo reducido. *INESP*: variable dicotómica que toma el valor 1 en aquellas observaciones situadas en el cuartil superior de la distribución de la variable cambio en la probabilidad de fracaso (Zmijewski, 1984) entre el año $t-1$ y t , siendo 0 en caso contrario. *RE*: rentabilidad económica, calculada como resultado neto entre total de activo. *RC*: ratio de circulante, calculado como activo circulante entre pasivo circulante. *LIQ*: ratio de liquidez inmediata, calculado como disponible / activo circulante. *DCP*: ratio de endeudamiento a corto plazo, calculado como deuda a corto plazo entre deuda total. *PERD*: variable dicotómica que toma valor 1 si la empresa presenta resultado ordinario negativo, 0 en caso contrario. *LNAT* = tamaño de la empresa, obtenido como el logaritmo neperiano del total de activos al cierre del año t . *IND* = 14 variables dummy que controlan 15 sectores industriales tomadas a partir de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas Los sectores controlados han sido: 1. Agricultura, ganadería, silvicultura y pesca; 2. Energía y agua; 3. Alimentación, bebidas y tabaco; 4. Textil, confección, cuero y calzado; 5. Madera y corcho; 6. Papel, edición y artes gráficas; 7. Industria química; 8. Caucho y plástico; 9. Metalurgia y productos metálicos; 10. Maquinaria y equipo mecánico; 11. Fabricación de material de transporte; 12. Construcción; 13. Comercio y hostelería; 14. Transporte y comunicación, y 15. Otras actividades y servicios. χ^2 : Estadístico de razón de verosimilitud (contraste de significación general del modelo).

Las variables de control, por su parte, presentan en general los signos esperados y sus coeficientes se muestran significativos con excepción de las variables *RE* y *DCP*. La falta de significación en los coeficientes de estas dos variables podría quedar explicada por su alto poder explicativo en los modelos de predicción de fracaso en general y en el modelo de Zmijewski (1984) en particular, tomado como referencia para codificar la variable *INESP*. La presencia de esta última variable, utilizada para incluir el término de interacción estaría, según esto, mermando valor incremental a las anteriores. La Tabla de correlaciones (tabla 4) corrobora dichos argumentos.

4.4. ANÁLISIS DE SENSIBILIDAD

Estadístico χ^2 de Hausman

Como ya hemos indicado, un procedimiento alternativo al método del residuo para contrastar la existencia de endogeneidad entre dos variables es construyendo el estadístico de Hausman. Dado que dicho estadístico ha sido también incluido en algunos estudios de este tipo (Pryor y Terza, 2002; Gaeremynck y Willekens, 2003), hemos decidido aplicarlo para dar robustez a la existencia de endogeneidad en el modelo y ratificar que hemos aplicado la metodología correcta. El valor del estadístico, que sigue una distribución χ^2 y se obtiene tras comparar los parámetros estimados para la variable *SEF* en el modelo

de quiebra antes y después de su sustitución por su instrumento *SÉF*, es de 64,16, resultando significativo al uno por ciento, lo que permite rechazar su estabilidad, ratificando la existencia de endogeneidad entre las dos variables principales en nuestro análisis (probabilidad de quiebra y *SEF*).

Empresas cotizadas y no cotizadas

Dado que el principal propósito de nuestro estudio es analizar la no linealidad de la reacción del usuario a la *SEF* en el entorno español, hemos contrastado nuestra hipótesis principal utilizando una muestra que ha tratado de ser representativa del conjunto de empresas auditadas en España, es decir, incluyendo la correspondiente proporción de empresas con o sin cotización. Considerando que las implicaciones económicas tanto para la empresa como para el auditor pueden diferir sensiblemente entre estos dos grupos de empresas, hemos contrastado nuevamente nuestra hipótesis excluyendo las empresas con cotización, encontrando resultados similares a los ya presentados.

Estimación en dos etapas

La estimación en dos etapas puede generar estimaciones inconsistentes si los instrumentos utilizados en la estimación de la primera etapa no cumplen con alguno de los siguientes criterios: (1) No estar correlacionado con las variables omitidas, (2) Capturar una parte significativa de la información de la variable endógena y (3) Ser independiente de la variable dependiente y del residuo de la estimación realizada en la segunda etapa. Según Terza *et al.* (2008), cuando en la estimación en dos etapas se utilizan modelos no lineales, como es nuestro caso, las variables instrumentales pueden estar correlacionadas con el residuo porque en los modelos no lineales los residuos no son aditivos. Terza *et al.* proponen una solución alternativa, que soluciona los posibles problemas de inconsistencia, que consiste en volver a realizar la estimación en dos etapas, incluyendo este caso el residuo de la estimación realizada en la primera etapa (modelo 2) dentro del modelo estructural (modelo 1) en lugar de sustituir la variable *SEF* por su estimada (*SÉF*). Los resultados obtenidos en la estimación utilizando este nuevo procedimiento (*2SRI*) no alteran la conclusión principal de nuestro estudio, es decir, la existencia de una opinión por gestión continuada no esperada incrementa significativamente la probabilidad de quiebra.

5. RESUMEN Y CONCLUSIONES

Diversos son los estudios que han analizado si el informe cualificado por gestión continuada (*SEF* en nuestro caso) incrementa el riesgo de desaparición de la empresa, fenómeno conocido en la literatura de auditoría como profecía autocumplida. La dificultad metodológica unida a los resultados no concluyentes induce a pensar que existen factores influyentes en la relación entre estas dos variables (*SEF* y probabilidad de quiebra) que no han sido explícitamente tratados en estudios previos. El presente estudio ha tratado de avanzar en esta literatura centrándose en un aspecto singular como es la no homogeneidad informativa que puede atribuírsele a la opinión del auditor. En concreto, nos hemos propuesto delimitar el contenido informativo de la *SEF* a partir de la función

de expectativas del usuario al respecto de su emisión. Sobre una muestra de 472 empresas la mitad de las cuales solicitaron la apertura de un procedimiento concursal entre 1993 y 2002, hemos estimado el modelo que relaciona la probabilidad de quiebra con la variable *SEF* incluyendo un elemento de interacción que recoge el carácter esperado o no de dicha salvedad. Tomando como base de generación de expectativas la situación financiera reflejada en las cuentas anuales del año inmediato anterior (t-1), se han catalogado como *inesperadas* las *SEFs* recibidas por aquellas empresas que hubieran sufrido un incremento brusco en su nivel de deterioro financiero en el año de su recepción (t). Confirmando la hipótesis principal de nuestro estudio, sólo se han encontrado incrementos significativos en la posterior probabilidad de quiebra en aquellos casos en que la *SEF* no resultaba esperada, es decir, aquellos casos en que el descubrimiento del deterioro por parte del usuario se producía de forma súbita y no gradual. Este efecto sorpresa se ha relacionado, siguiendo a Rosner (2003), con la reversión de importantes volúmenes de manipulación forzada por el auditor para justificar la emisión de la *SEF*.

Además de aportar la primera evidencia con datos de archivo sobre el fenómeno de la profecía autocumplida en España, entorno que incrementa sensiblemente la vinculación entre quiebra y desaparición (necesaria para el análisis de este fenómeno), nuestro estudio tiene implicaciones de interés tanto para los auditores como para el regulador. En relación con el temor de los auditores a que la *SEF* incremente involuntariamente el volumen de quiebras, parece aconsejable que éstos eviten retrasar el descubrimiento de la realidad de la empresa hasta el momento de su emisión. Una reacción desproporcionada del usuario podría deberse, en parte, a haberse sentido engañado tanto por el gerente como por su auditor. En cuanto a los reguladores, no parece defendible la emisión de la *SEF* como mecanismo de señalización en tanto en cuanto el entorno (ineficiencia en procedimientos concursales y mecanismos de protección) continúe fomentando el comportamiento oportunista por parte del auditor.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ALTMAN, E. I. 1982. Accounting Implications of Failure Prediction Models. *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, Summer: 4-19.
- ALTMAN, E. I. y MCGOUGH, T. 1974. Evaluation of a company as a going concern. *Journal of Accountancy*, December: 50-57.
- ALTMAN, E. I.; HALDEMAN, R. G., y NARAYANAN, P. 1977. Zeta Analysis: a new model to identify bankruptcy risk of corporations. *Journal of Banking and Finance*, June: 29-54.
- ARNEDO, L., y LIZARRAGA, F. 2004. Señales básicas de manipulación contable en el proceso de fracaso. *Revista de la Asociación Española de Contabilidad y Administración de Empresas* 69: 27-32.
- BAMBER, E. M., y STRATTON, R. A. 1997. The information content of the uncertainty modified audit report: evidence from bank loan officers. *Accounting Horizons* 11(2): 1-11.
- BECKER, C. L.; DEFOND, M. L.; JIAMBALVO J., y SUBRAMANYAM, K. R. 1998. The effect of audit quality on earnings management. *Contemporary Accounting Research* 15(1): 1-24.
- BEHN, B.; KAPLAN, S., y KRUMWIEDE, K. 2001. Further evidence on the auditor's going-concern report: The influence of management plans. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 20(1): 13-28.

- BELLOVARY, J. L.; GIACOMINO, D. E., y AKERS, M. D. 2007. A Review of Bankruptcy Prediction Studies: 1930 to present. *Journal of Financial Education* 33, Winter: 1-43.
- BORITZ, J. E. 1991. The «Going Concern» Assumption: Accounting and Auditing Implications. *Canadian Institute of Chartered Accountants* (CICA). Toronto, Canadá.
- BRYAN, D.; TIRAS S. L., y WHEATLEY C. M. 2005. Do going concern opinions serve as early warnings of financial collapse?, Working paper, School of Management SUNY at Buffalo. Disponible en <http://mgt.buffalo.edu/departments/aandl/research/bryan/GC120105a.pdf> (acceso el 8 de abril de 2012).
- CARCELLO, J. V.; HERMANSON, D. R., y HUSS, H. F. 1997. The Effect of SAS No. 59: How Treatment of the Transition Period Influences Results. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 16(1): 114-123.
- 1995. Temporal Changes in Bankruptcy-related Reporting. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 14(2): 133-143.
- CAREY, P. J.; GEIGER, M. A., y O'CONNELL, B. T. 2008. Costs associated with going concern modified audit opinions: An Analysis of the Australian Audit Market. *Abacus: A Journal of Accounting, Finance and Business Studies* 44(1): 61-81.
- CASTERELLA, J. R.; LEWIS, B. L., y WALKER, P. L. 2000. Modelling the Audit Opinions Issued to Bankrupt Companies: A Two-stage Empirical Analysis. *Decision Sciences* 31(2), Spring: 507-530.
- CHEN, K. C. W., y CHURCH, B. K. 1992. Default on debt obligations and the issuance of going-concern opinions. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 11(2): 30-50.
- CITRON, D. B., y TAFFLER, R. J. 2001. Ethical behaviour in the UK audit profession: The case of the self-fulfilling prophecy under going-concern uncertainties. *Journal of Business Ethics* 29(4): 353-363.
- 1992. The audit report under going concern uncertainties: an empirical analysis. *Accounting and Business Research* 22(4): 337-345.
- CRASWELL, A.; FRANCIS, J., y TAYLOR, S. 1995. Auditor Brand Name Reputation and Industry Specialization. *Journal of Accounting and Economics* 20: 297-322.
- DEAKIN, E. B. 1972. A Discriminant Analysis of Predictors of Business Failure. *Journal of Accounting Research*, Spring: 167-179.
- DEANGELO, L. E. 1981. Auditor Independence, «Low Balling» and Disclosure Regulation. *Journal of Accounting and Economics* 3: 113-127.
- DEFOND, M.; RAGHUNANDAN, K., y SUBRAMANYAM, K. 2002. Do non-audit service fees impair auditor independence? Evidence from going concern audit opinions. *Journal of Accounting Research* 40(4): 1.247-1.274.
- DEIS D., y GIROUX G. 1992. Determinants of audit quality in the public sector. *The Accounting Review* 67, July: 462-479.
- DE ANDRÉS, J.; CABAL, E., y FERNÁNDEZ, C. 2007. Efectos económicos de las calificaciones de auditoría. Factores determinantes de las reacciones del mercado ante las salvedades. *Revista Española de Financiación y Contabilidad* 133: 73-96.
- ELLIOTT, R. K., y JACOBSON, P. D. 1987. Audit technology: A heritage and a promise. *Journal of Accountancy* 163: 198-218.
- FLEAK, S. K., y WILSON, E. R. 1994. The incremental information content of the going-concern audit opinion. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 9: 149-166.
- FRANCIS, J. R.; MAYDEW, E. L., y SPARKS, H. C. 1999. The Role of Big Six Auditors in the Credible Reporting of Accruals. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 12(2): 17-34.

GAEREMYNCK, A., y WILLEKENS, M. 2003. The endogenous relationship between audit report type and business termination: evidence on private firms in a non-litigious environment. *Accounting & Business Research* 33(1): 65-79.

GEIGER, M. A.; RAGHUNANDAN, K., y RAMA, D. V. 2005. Recent changes in the association between bankruptcies and prior audit opinions. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 24(1): 21-35.

— 2002. Auditor Tenure and Audit Reporting Failures. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 21(1): 67-78.

— 1998. Cost associated with going-concern modified audit opinions: an analysis of auditor changes, subsequent opinions and client failures. *Advances in Accounting* 16: 117-139.

GEORGE, C.; SPICELAND, J., y GEORGE, S. 1996. A longitudinal study of the going-concern audit decision and survival time. *Advances in the quantitative analysis of finance and accounting*. Greenwich, CT: Jai Press.

GUIRAL-CONTRERAS, A., y GONZALO-ANGULO, J. A. 2008. La hipótesis de la profecía autocumplida en la evaluación de la evidencia en el contexto de la gestión continuada. *Revista de Contabilidad* 11(1): 41-64.

GUIRAL-CONTRERAS, A., y GONZALO-ANGULO, J. A. 2005. Informe de Auditoría y comportamiento de los analistas de riesgos: el modelo de revisión de creencias. *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 125: 501-536.

GUIRAL-CONTRERAS, A.; GONZALO-ANGULO, J. A., y RODGERS, W. 2007. Information Content and Recency Effect of the Audit Report in Loan Rating Decisions. *Accounting and Finance* 47(2): 285-304.

GUJARATI, D. 1995. *Basic Econometrics*. New York, NY: MacGraw Hill.

GUL, F. A. 1987. The effects of uncertainty reporting on lending officers' perception of risk and additional information required. *Abacus* 23(2): 172-179.

HOPWOOD, W.; MCKEOWN, J., y MUTCHLER, J. 1994. A re-examination of auditor versus model accuracy within the context of the going concern opinion decision. *Contemporary Accounting Research* 10(2): 409-431.

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.

JONES, F. L. 1987. Current Techniques in Bankruptcy Prediction. *Journal of Accounting Literature* 6: 131-164.

JONES, F. L. 1996. The information content of the auditor's going concern evaluation. *Journal of Accounting & Public Policy* 15(1): 1-27.

KIDA, T. 1980. An investigation into auditors' continuity and related qualification judgments. *Journal of Accounting Research* 18(2): 506-523.

KRISHNAN, J.; KRISHNAN, J., y STEPHENS, R. 1996. The Simultaneous Relation Between Auditor Switching and Audit Opinion: An Empirical Analysis. *Accounting and Business Research* 26, Summer: 224-236.

LENNOX, C. 1999. Are Large Auditors More Accurate than Small Auditors? *Accounting and Business Research* 29(1): 217-227.

LOUDDER, M. L.; KHURANA, I. K.; SAWYERS, R. B.; CORDERY, C.; JOHNSON, C.; LOWE, J., y WUNDERLE, R. 1992. The Information Content of Audit Qualifications. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 11(1): 69-82.

LOUWERS, T. 1998. The relation between going-concern opinions and the auditor's loss function. *Journal of Accounting Research* 36: 143-156.

- LOUWERS, T. J.; MESSINA, F. M., y RICHARD, M. D. 1999. The auditor's going-concern disclosure as a self-fulfilling prophecy: A discrete-time survival analysis. *Decision Sciences* 30: 805-824.
- LYS, T., y WATTS, R. L. 1994. Lawsuits Against Auditors. *Journal of Accounting Research*, Suppl.: 65-93.
- MADDALA, G. S. 1983. *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*. Cambridge: University Press.
- MENON, K., y SCHWARTZ, K. 1985. Auditor Switches by Failing Firms. *The Accounting Review*, April: 248-261.
- MERTON, R. K. 1949. Teoría y estructura sociales. México: FCE.
- MUTCHLER, J. 1984. Auditor's perception of the going-concern opinion. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 3: 17-30.
- MUTCHLER, J. 1985. A multivariate analysis of the auditor's going-concern opinion decision. *Journal of Accounting Research* 23 (2): 668-682.
- MUTCHLER, J. F.; HOPWOOD, W., y McKEOWN, J. M. 1997. The influence of contrary information and mitigating factors on audit opinion decisions on bankrupt companies. *Journal of Accounting Research* 35(2): 295-310.
- NOGLER, G. E. 1995. The resolution of auditor going concern opinions. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 14(2): 681-689.
- PRYOR, C., y TERZA, J. V. 2002. Are going-concern audit opinions a self-fulfilling prophecy? *Advances in Quantitative Analysis of Finance and Accounting* 10: 89-116.
- REYNOLDS, J. K., y FRANCIS, J. R. 2001. Does size matter? The influence of large clients on office-level auditor reporting decisions. *Journal of Accounting and Economics* 30(3): 375-400.
- RAGHUNANDAN, K., y RAMA D. V. 1995. Audit reports for companies in financial distress: before and after SAS No.59. *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 14(1): 50-63.
- ROSNER, R. L. 2003. Earnings manipulation in failing firms. *Contemporary Accounting Research* 20(2): 361-408.
- STOREY, D.; KEASEY, K.; WATSON, R., y WYNARCZYK, P. 1987. The performance of small firms: profits, jobs and failures, Working Paper, Croom Helm, London. Disponible en http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1496201 (acceso el 8 de abril de 2012).
- SUBRAMANYAM, K. R., y WILD, J. J. 1996. Going Concern Status, Earnings Persistence and Informativeness of Earnings. *Contemporary Accounting Research*, 13(1): 251-273.
- TERZA, J.; BASU, A., y RATHOUZ, P. 2008. Two stage residual inclusion estimation: addressing endogeneity in health econometric modelling. *Journal of Health Economics* 27(3): 531-543.
- VANSTRAELEN, A. 2003. Going-concern opinions, auditor switching, and the self-fulfilling prophecy effect examined in the regulatory context of Belgium. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 18: 231-255.
- WILLIAMS, H. D. 1984. Practitioners' Perspective on Going Concern Issues. *The CPA Journal*, December: 12-19.
- ZMIJEWSKI, M. E. 1984. Methodological issues related to the estimation of financial distress prediction models. *Journal of Accounting Research* 22, Suppl.: 59-82.

