

TÍTULO:
IMPORTANCIA DE LA INFORMACIÓN CONTABLE PARA EL ANÁLISIS Y
PREDICCIÓN DE LA VIABILIDAD DE LAS EXPLOTACIONES AGRÍCOLAS

AUTOR:

Josep M^a Argilés Bosch
Universitat Pompeu Fabra
Departament d'Economia i Empresa
Tfno. 00 34 93 542 24 05
00 34 93 542 17 66
Fax: 00 34 93 542 17 46

e-mail: josep.argiles@econ.upf.es

Agradezco a la "Xarxa Comptable Agraria de Catalunya" los datos suministrados, sin los cuales no habría sido posible la realización de este trabajo.

RESUMEN

La continua desaparición de explotaciones agrícolas inviables, junto con la creciente interrelación de la agricultura con otros sectores, motiva el interés de los decisores políticos, bancos, acreedores y otros agentes relacionados con el sector para predecir el grado de viabilidad de las explotaciones agrícolas.

El objetivo de este artículo es aportar evidencia empírica de que la contabilidad mejora significativamente la explicación y predicción de varios niveles de viabilidad de las explotaciones agrícolas. Se contrastaron dos modelos logit multinomiales. Uno fue confeccionado mediante la información no contable que se usa habitualmente en el sector, mientras que el otro fue confeccionado utilizando, además, variables contables. La comparación de los dos modelos permite concluir que la contabilidad añade información significativa para la predicción de varios niveles de viabilidad. Estos resultados revelan la necesidad de promover el uso de la contabilidad en la agricultura, así como de desarrollar normas contables apropiadas para el sector.

Palabras clave: contabilidad, agricultura, explotaciones agrícolas, inviabilidad, modelos de predicción de fracaso empresarial.

ABSTRACT

Spanish and Western agriculture show a continuous decrease in the number of farms. One of the main factors for this trend is the economic non-viability of many of the existing farms. In addition, interrelationship of agriculture with other industries is growing. Thus, policymakers, banks, creditors and other stakeholders are interested in predicting farm viability.

The aim of this paper is to provide empirical evidence that the use of accounting-based information could significantly improve understanding and prediction of various degrees of farm viability. Two multinomial logit models were applied to a sample of farms of Catalonia, Spain. One model included non-accounting-based variables, while the other also considered accounting-based variables. It was found that accounting added significant information to predict various degrees of farm viability. This finding reveals, both the need of encouraging the little existing use of accounting by farms and to develop appropriate accounting standards for agriculture.

Keywords: accounting, agriculture, farm, non-viability, failure prediction models.

JEL: M40

1. INTRODUCCIÓN

El sector agrícola ha venido presentando en las últimas décadas una continua regresión en lo referente al número de explotaciones y a la proporción de población activa que presenta este sector en relación al conjunto de la economía. Esta tendencia no se ha mostrado solamente en España, sino también en el conjunto de la Unión Europea (UE). Los problemas sociales y territoriales derivados de esta tendencia son importantes. Entre los factores causantes de este fenómeno, sin duda el más importante, cabría destacar la existencia de muchas explotaciones agrícolas inviables. Los políticos comunitarios y nacionales destinan importantes fondos para el sostenimiento de la agricultura y para ayudar a la viabilidad de las explotaciones agrícolas. Un importante objetivo de la Política Agrícola Común (PAC) es la identificación de las explotaciones inviables y la posibilidad de llevarlas hacia una situación de viabilidad [Comisión de la UE, 1994a: 53]. Las futuras rondas de la Organización Mundial del Comercio y las próximas reformas de la PAC orientadas a acomodar en la UE a nuevos miembros procedentes del Este y Centro de Europa apuntan a la necesidad de adaptar las explotaciones agrícolas de los países de la UE a las condiciones de un mercado más competitivo [Sumpsi, 1995]. La posibilidad de predecir qué explotaciones serán viables en el futuro, y cuáles no, adquiere una importancia creciente. Por otra parte, el sector agrícola está cada vez más interrelacionado con otros sectores, de manera que, aparte de los propios agricultores, otros agentes, como por ejemplo los bancos o los acreedores, están interesados en poder hacer predicciones acertadas sobre la viabilidad futura de una explotación agrícola. Sin embargo, aparte de Smale et al [1986], Rose [1988] y Crabtree [1985], no conocemos ningún otro estudio sobre predicción de viabilidad de las explotaciones agrícolas. Uno de los inconvenientes de estos tres estudios es su definición del concepto de viabilidad y el hecho de que no distinguen entre diferentes estadios de viabilidad. Estos estudios se refieren a tipos específicos de explotaciones de los Estados Unidos de América (EUA) y de Escocia. Además, ninguno de estos estudios contempló varios estadios de viabilidad.

Las decisiones de los agentes políticos y económicos que afectan a las explotaciones agrícolas, generalmente son tomadas basándose en información no-contable, porque éstas no suelen confeccionar contabilidad. El objetivo de este artículo es proporcionar evidencia empírica de que la información contable aporta información significativa para la predicción de diferentes grados de viabilidad de las explotaciones agrícolas, y que por tanto, la contabilidad es útil para éstas y para los otros agentes implicados en el sector. Otras aportaciones de este artículo son que mejora la definición de viabilidad de otros estudios, distinguiendo diferentes niveles de viabilidad, que se realiza con datos de una región de la UE y que no está limitado a un único tipo de explotaciones agrícolas.

Creemos que los resultados de este artículo revelan la necesidad de extender el uso de la contabilidad en el sector agrícola, y también la necesidad de desarrollar normas de contabilidad para tratar los problemas del sector, que haga comparable la información de las diferentes explotaciones y que facilite su desarrollo.

El elevado número existente de estudios sobre predicción de fracaso empresarial, así como las escasas investigaciones realizadas sobre viabilidad de las explotaciones agrícolas constituyen el punto de partida para este estudio.

En la siguiente sección se relacionan los principales estudios existentes sobre predicción de viabilidad de las explotaciones agrícolas. La tercera sección analiza el uso de la contabilidad en el sector agrícola. A continuación se discute la metodología empleada, definiendo los diferentes estadios de viabilidad, la regresión logística empleada y las características de la muestra utilizada. Seguidamente se exponen los resultados y se extraen las conclusiones.

2. ANTECEDENTES

Desde los primeros estudios de Beaver (1966) y Altman (1968) se ha venido desarrollando un amplio número de estudios sobre predicción de fracaso empresarial, pero la aplicación de estos estudios al sector agrícola es comparativamente escasa. Según nuestros conocimientos, el primero de estos estudios fue el de Reinsel y Brake [1966]. Los problemas financieros que iban apareciendo en las explotaciones agrícolas de los EUAA propiciaron la aparición de los estudios de Krause y Williams [1971], Bauer y Jordan [1971], Johnson y Hagan [1973] y Dunn y Frei [1976], que utilizaron modelos discriminantes para evaluar la capacidad de los agricultores para devolver sus préstamos. La subsiguiente crisis agrícola, las elevadas tasas de quiebras por parte de agricultores y bancos agrícolas y las pérdidas sin precedentes que experimentaban las agencias que concedían crédito a los agricultores a mediados de los años 80 en EUAA estimularon nuevas investigaciones [Murdock y Leistriz, 1988:*xiii*]. Shepard y Collins [1982] intentaron explicar las suspensiones de pagos de las explotaciones agrícolas mediante datos macroeconómicos. Grisley [1985], Griffis [1988] y Lins et al. [1987] se centraron más en los problemas de medición y clasificación de la salud financiera de las explotaciones agrícolas que en la aplicación de este tipo de modelos.

Para explicar y predecir varios grados de salud financiera de las explotaciones agrícolas Lines y Zulauf [1985], Lines y Morehart [1987] y Wadsworth y Bravo-Ureta [1992] utilizaron modelos logit multinomiales, mientras que Carley y Flechter [1988] utilizaron un modelo multirrespuesta ordenado. Mortensen et al. [1988], Turvey y Brown [1990] y Knopf y Schoney [1993] emplearon modelos logit binomiales para predecir el incumplimiento en la devolución de los préstamos bancarios concedidos a las explotaciones agrícolas, para cuyo fenómeno Turvey [1991] y Barney et al. [1999] compararon el acierto de predicción de diferentes modelos y técnicas estadísticas.

Aparte de los anteriores estudios desarrollados en EUA y Canadá, algunos fueron aplicados a la UE. Harrison y Tranter [1989] describieron la evolución del nivel de endeudamiento de los agricultores en el Reino Unido durante la década de los 80. Posteriormente, Colson y Pineau [1991] y Colson et al. [1994] realizaron estudios descriptivos sobre las dificultades financieras de los agricultores franceses. La Comisión de la UE [1991a] realizó un estudio descriptivo sobre la viabilidad de las explotaciones agrícolas en la UE. Davies [1996] atribuyó la evolución de las tasas de quiebras en los sectores agrícola inglés y hortícola galés a los vaivenes de la PAC. Brangeon et al. [1994] y Franks [1998] utilizaron modelos logit para explicar y predecir, respectivamente, los persistentes niveles de pérdidas de las explotaciones francesas y las dificultades financieras de las explotaciones inglesas.

Aunque Kauffman y Tauer [1986] aplicaron modelos logit binomiales para predecir el éxito o fracaso de las explotaciones en el cumplimiento de determinados objetivos, sólo Smale et al. [1986], Adelaja y Rose [1988] y Crabtree [1985] explícitamente utilizaron modelos para estudiar o predecir la viabilidad o inviabilidad de las explotaciones agrícolas, aunque este último estudio no elabora un modelo de predicción ni incorpora en el análisis el efecto conjunto de varias variables. Como mencionamos anteriormente, uno de los principales defectos de estos trabajos es su definición del fenómeno de la inviabilidad. Estos estudios se refieren a unos pocos tipos de explotaciones agrícolas de los EUAA y de Escocia. Ninguno de estos estudios estudia diferentes niveles de viabilidad.

3. EL USO DE LA CONTABILIDAD EN LA AGRICULTURA

Poppe [1991] señala que a pesar de que generalmente se asume que la información contable es beneficiosa para las explotaciones agrícolas, su uso es muy escaso. Efectivamente, se suele asumir que la contabilidad constituye un instrumento indispensable para la gestión de las explotaciones agrícolas¹, pero la realidad no parece confirmar esta hipótesis. Más bien parece que los agricultores, sólo cuando se ven obligados por causas ajenas a la gestión de sus explotaciones, confeccionan registros contables o de caja. Efectivamente, Kroll [1987], André [1987] y Sabaté y Enciso [1997] dicen que los agricultores se encuentran en la necesidad de llevar registros contables principalmente para satisfacer los requisitos requeridos para la solicitud de subvenciones y por motivos fiscales. Por otra parte, Colwell y Coroluk [1990] constatan que simples registros de cobros y pagos son el tipo de contabilidad más frecuentemente realizados por los agricultores en Canadá.

La observación del escaso y precario uso de la contabilidad en el sector agrícola puede llevar a la conclusión de que ésta no proporciona una información útil para los agricultores y otros agentes implicados en el sector. Poppe [1991] lamenta que no se haya realizado ningún estudio empírico que demuestre que la contabilidad mejora la gestión y los resultados de las explotaciones agrícolas. Pederson y Donovan [1990] observaron que las instituciones de crédito agrícola de Minesota que sufrieron menos incumplimientos de pago fueron aquellas que utilizaron criterios más sofisticados para la evaluación de préstamos, entre los cuales parece ser que se incluía algún tipo de información financiera o contable sobre las explotaciones. Versteegen et al. [1995; 1998] hallaron que el uso de los sistemas de información de gestión mejoró los resultados y beneficios de una muestra de explotaciones porcinas en Holanda. Sin embargo, estos trabajos no se centraron en el estudio del uso de la contabilidad ni de su efecto sobre la viabilidad de las explotaciones.

El escaso uso de la contabilidad por los agricultores hace difícil la obtención de información para el estudio de los efectos de la contabilidad en la agricultura. Krause y Williams [1971], ante esta dificultad, elaboraron un modelo de predicción del incumplimiento en la devolución de los préstamos utilizando como variables indicadores de la personalidad de los agricultores.

Keasey y Watson [1987] contrastaron empíricamente la hipótesis de Argenti de que los modelos de predicción de fracaso empresarial de las pequeñas empresas deben

¹ Por ejemplo Luening [1989].

mejorarse mediante variables basadas en información no contable. En nuestra opinión en el sector agrícola conviene una aproximación diferente. Bancos, Administraciones Públicas y otros agentes basan habitualmente sus decisiones en la escasa información disponible sobre las explotaciones agrícolas: tipos de cultivos, hectáreas cultivadas, cabezas de ganado, etc. La opinión de que la ausencia de auténtica información contable constituye uno de los problemas importantes de este sector ha sido sostenida o argumentada por varios autores. Bronstein [1995] y Crane y Leatham [1995] consideran que la ausencia de contabilidad, y más aún, la ausencia de normas contables específicas para el sector agrícola, son un importante obstáculo para el desarrollo de los negocios en el sector agrícola. Seger y Lins [1986] argumentaron que una información contable basada en el criterio del devengo es mejor instrumento que simples registros de caja para tomar decisiones apropiadas sobre préstamos a explotaciones agrarias.

Nuestro trabajo pretende aportar evidencia empírica para esta línea de argumentación. En nuestra opinión, la contabilidad es un instrumento necesario e imprescindible para reflejar la situación económico-financiera de una explotación agrícola, sus logros, puntos fuertes y débiles, así como que añade información ventajosa para predecir su situación futura. Nuestra hipótesis es que mediante la contabilidad podría mejorarse substancialmente la calidad de la información para predecir la viabilidad futura de las explotaciones.

4. LA CONDICIÓN DE INVIABILIDAD

En los escasos trabajos aplicados al sector agrícola se encuentra mucha mayor variedad de indicadores de fracaso que en los estudios aplicados a otros sectores. Leistriz y Ekstrom [en Murdock y Leistriz, 1988] realizaron un inventario crítico de las diferentes medidas de fracaso empresarial utilizados en estos estudios. Agruparon estas medidas en los siguientes cinco grupos: habilidad para hacer frente al pago de deudas, la generación de «cash flow» neto, ratios de viabilidad, posición de endeudamiento y combinaciones de medidas de insolvencia y beneficios. En buena parte, se ha utilizado tal gran variedad de indicadores porque en la agricultura existe la dificultad de obtener información sobre las explotaciones que han experimentado suspensión de pagos o quiebra.

Reinsel y Brake [1996] consideraron el pago puntual de los préstamos. Pero según Leistriz y Ekstrom [en Murdock y Leistriz, 1988], esta variable presenta inconvenientes y no tiene en cuenta el potencial de las explotaciones para reconducir su situación. Así, una explotación con incumplimientos de pago pero que realice beneficios probablemente estará en mejor situación que otra explotación que presente pérdidas. Además, no es lo mismo un incumplimiento por unos días de retraso que otro en que haya existido previamente una renegociación de las condiciones del préstamo. Por otra parte, según Colson y Pineau [1991], ni todos los agricultores con incidencias de pago están en dificultades, ni todos los agricultores en dificultades presentan incidencias de pagos. El hecho de que los agricultores acostumbren a mezclar las finanzas familiares y las del negocio es otro argumento en contra de la utilización de esta variable como indicador de la situación de la explotación.

Otros estudios de predicción de la probabilidad de éxito en los préstamos concedidos por los bancos utilizan diferentes definiciones de préstamos que no resultan interesantes para nuestro estudio. Así, Johnson y Hagan [1973] y Bauer y Jordan [1971] clasificaron los préstamos como buenos o malos según la opinión de los bancos que proporcionaron los datos para el estudio, criterio que nos parece inadecuado, entre otras razones, por subjetivo. Fueron clasificados como buenos préstamos que, habiendo incurrido en incumplimientos graves de pagos, al final pudieron recuperarse recurriendo a procedimientos como la renegociación [Turvey y Brown, 1990; Mortensen et al., 1988] o el embargo [Knopf y Schoney, 1993]. Es obvio que estos criterios no sirven para definir la viabilidad de las explotaciones agrícolas.

Krause y Williams [1971] estudiaron una muestra de explotaciones a las cuales instituciones financieras les habían concedido préstamos, pero utilizaron la disminución de los capitales propios como indicador de fracaso empresarial. Lines y Zulauf [1985] clasificaron diferentes niveles de dificultad financiera según los valores que tomaba el ratio de endeudamiento (*deuda total/activo total*). Melichar [1985] propuso una clasificación de cuatro estadios de salud financiera mediante combinaciones de diferentes ratios, que fue utilizada por Wadsworth y Bravo-Ureta [1992]. Carley y Flechter [1988] utilizaron una clasificación similar. Davis [1996] estudió, a nivel macroeconómico, la insolvencia de los agricultores, definida como un proceso legal de quiebra o liquidación.

Los indicadores de insolvencia financiera caen fuera del interés de este estudio. La disminución del número de explotaciones se produce más bien por problemas de inviabilidad económica de éstas, que por problemas de liquidez. La insolvencia financiera es un fenómeno esporádico, mientras que la inviabilidad es un fenómeno más persistente y extendido entre las explotaciones agrícolas. Según San Juan [1994b], a pesar de que las explotaciones agrícolas presentan frecuentes incidencias de pago, éstas se traducen en unas tasas de suspensiones de pagos y quiebras poco importantes en relación a otros sectores, porque en lugar de ello los agricultores se convierten en pluriactivos, asalariados, emigrantes, etc. La quiebra o la suspensión de pagos aparecen muy excepcionalmente, después de un proceso muy dilatado [Colson y Pineau, 1991; Jolly et al., 1985]. No obstante, hay muchas explotaciones inviables. Los agricultores evitan la quiebra financiera vendiendo activos, reduciendo inventarios, no haciendo inversiones, etc. Los principales motivos del descenso del número de explotaciones son la jubilación del titular de la explotación [Fennell, 1993:48] y el rechazo de sus hijos a continuar el oficio agrícola [Poppe y Zachariasse, 1986:374], los cuales se producen como consecuencia de que sus explotaciones son inviables en una perspectiva a largo plazo.

Adelaja y Rose [1988] y Grisley [1985] prefirieron utilizar en sus estudios medidas directas de generación de «cash flow». Seger y Lins [1986] y Ofek [1993] demostraron que una generación excesiva de «cash flow» puede enmascarar una situación real de dificultad económica o financiera, mientras que Colwell y Koroluk [1990] señalaron que la generación de «cash flow» es un indicador equívoco en el sector agricultura.

Kauffman y Tauer [1986] utilizaron medidas diferentes de rentabilidad para medir el éxito de las explotaciones agrícolas.

Lins et al. [1987] criticaron la arbitrariedad de medidas utilizadas para analizar la situación financiera de las explotaciones, demostrando, con una muestra de explotaciones, que se obtienen clasificaciones diferentes según el criterio utilizado.

Los complejos ratios de viabilidad utilizados por Smale, Saupe y Salant [1986] y los cambios en los capitales propios utilizados por Crabtree [1985] tienen las desventajas de que no consideran los ingresos que los agricultores podrían ganar en empleos alternativos y de que están definidos en base a un único año.

En este estudio hemos seguido el enfoque Brangeon et al. [1994] y de la Comisión de la UE [1991a], que en un sentido amplio consideran que la viabilidad está ligada a la capacidad de las explotaciones de generar beneficios a largo plazo. Este último consideró que una explotación agrícola es viable cuando el beneficio económico generado es suficiente para remunerar el 80% del salario que podría ganar el agricultor en su región y el capital empleado a un tipo de interés de dos terceras partes del tipo de interés vigente en el país. Esta definición de viabilidad, cuya combinación de remuneración del trabajo y del capital nos parece subjetiva, no ha vuelto a ser utilizada en posteriores trabajos. Más interesante nos parece la definición empleada en el Reglamento (CEE) nº 2328/91 del Consejo, que tenía el objetivo de transformar las explotaciones deficitarias en explotaciones eficientes capaces de garantizar a los agricultores un nivel de vida equiparable al de otros sectores económicos. También en nuestra opinión existe una clara diferencia entre aquellas explotaciones que pueden remunerar el trabajo del agricultor con un salario equiparable y aquellas que no generan suficientes beneficios para ello. A largo plazo, cuando existan posibilidades de trabajo, los agricultores de estas últimas explotaciones, o sus descendientes, abandonarán la agricultura. Este criterio de inviabilidad ha constituido una orientación para la PAC. Foster y Rauser [1991] utilizaron también un concepto similar de inviabilidad. El criterio de viabilidad seguido en este estudio se basa también en esta definición. No obstante, dentro de las explotaciones inviables existen grados de gravedad. Las explotaciones que generan beneficios pero a un nivel insuficiente para retribuir el trabajo del agricultor estarán en una situación menos grave de inviabilidad que aquellas que generan pérdidas. Así, definimos la variable categórica Y_i .

$Y_i=0$ cuando $\gamma_i \geq 0$ indica que a largo plazo i es una explotación viable, porque sus beneficios son suficientes para remunerar el trabajo familiar. γ_i se define de acuerdo con la siguiente ecuación:

$$\gamma_i = \sum_{h=1}^{h=m} RF_{ih} - UTF_{ih} \times RR_h \quad [1]$$

donde, siguiendo la metodología de la Red Internacional Contable Agrícola (RICA), RF_{ih} y UTF_{ih} representan respectivamente la renta familiar y las unidades de trabajo familiar de la explotación i en el año h . RR_h es la renta de referencia para el año h , que el Ministerio de Agricultura Pesca y Alimentación define como el indicador relativo a los salarios brutos no agrarios en España, significando la retribución que el agricultor podría obtener en empleos alternativos.

$Y_i=1$ cuando $\gamma_i < 0$ pero $\sum RF_{ih} \geq 0$, indicando que i es una explotación inviable porque a largo plazo genera un renta positiva, aunque insuficiente para retribuir el trabajo familiar de la explotación, y por tanto, a largo plazo el agricultor preferirá encontrar un empleo alternativo, abandonando la explotación.

$Y_i=2$ cuando $\sum RF_{ih} < 0$, indicando que i tiene un grado de inviabilidad más acusado porque a largo plazo genera pérdidas, y por tanto el agricultor se verá todavía más apremiado a abandonar la agricultura que en el caso anterior.

La variable dependiente se definió tomando un período de tres años, que corresponde al máximo de tiempo al que se refieren los datos disponibles de la muestra. Cordts et al. [1984] y la Comisión de la UE [1991b:84] hallaron que la variabilidad de los beneficios en la agricultura queda significativamente reducida en un período de tres años. Por tanto, consideramos que este período es suficiente para evitar la influencia de los efectos aleatorios ocasionados por los fenómenos naturales y las fluctuaciones del mercado en los ingresos y beneficios agrícolas cuando se consideran datos de un solo año.

5. METODOLOGÍA

5.1. LA REGRESIÓN LOGÍSTICA

A partir de Martin [1977] y Ohlson [1980] la regresión logística ha predominado en los trabajos de predicción de fracaso empresarial. Ésta es conceptualmente preferida a modelos como el discriminante porque es más robusto en la estimación de los parámetros y es válido bajo más hipótesis de distribución de las variables independientes [Lo, 1986; Maddala, 1989; Gordon y Arun, 1987, Jones, 1987]. Otras técnicas como el análisis «probit» presentan problemas de computación [Altman et al., 1981:16 y 74-75], mientras que el método de las particiones recursivas tiene el inconveniente de que no proporciona una estimación de predicción de las probabilidades ni permite indagar la importancia ni la significación de las variables independientes [Rodríguez-Vilariño, 1994].

Debido a estas razones y a que la variable dependiente utilizada en este estudio contempla tres estadios de viabilidad, se ha utilizado el «logit multinomial». Éste proporciona un conjunto de probabilidades para los $J+1$ estadios de la variable dependiente. Las probabilidades para un individuo i de la muestra son, siguiendo la notación de Greene [1993:666-667]:

$$\text{Prob}(Y = j) = \frac{e^{\beta'_j X_i}}{1 + \sum_{k=1}^j e^{\beta'_k X_i}} \quad \text{para } j = 1, 2, \dots, J \quad [2]$$

$$\text{Prob}(Y = 0) = \frac{1}{1 + \sum_{k=1}^j e^{\beta'_k X_i}} \quad [3]$$

donde $\beta = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n)$, $\alpha_0 = 0$ y α_t son los coeficientes de las t variables del modelo. El modelo implica que se pueden computar J ratios de logaritmos de probabilidad:

$$\ln \left[\frac{P_{ij}}{P_{i0}} \right] = \beta'_j X_i$$

Se podría también obtener cualquier otra probabilidad mediante:

$$\ln \left[\frac{P_{ij}}{P_{ik}} \right] = X'_i (\beta_j - \beta_k)$$

Teniendo en cuenta que los valores de la variable dependiente muestran una ordenación, en el sentido de gravedad en el nivel de inviabilidad, a medida que se pasa del estadio 0 al 1 y de éste al 2, para completar el estudio se ha empleado también el logit ordinal, que presenta la siguiente formulación [Greene, 1993:672-674]:

$$\begin{aligned} \text{Prob}(y = 0) &= F(-\beta'x), \\ \text{Prob}(y = 1) &= F(\mu_1 - \beta'x) - F(-\beta'x), \\ &\dots\dots\dots \\ \text{Prob}(y = j) &= F(\mu_j - \beta'x) - F(\mu_{j-1} - \beta'x), \\ &\dots\dots\dots \\ \text{Prob}(y = J) &= 1 - F(\mu_{j-1} - \beta'x), \end{aligned}$$

$\mu_j > 0$ son los puntos de corte i F es la frecuencia acumulada hasta a un determinado punto, de manera que

$$F(.) = \frac{e^{(.)}}{1 + e^{(.)}}$$

5.2. DESARROLLO TEÓRICO

Hughes et al. [1985], Shepard y Collins [1982] y Davies [1996] argumentaron que la situación macroeconómica y las políticas agrícolas aplicadas, además de las características específicas de las explotaciones agrícolas, son factores importantes que causan su insolvencia y quiebra. Dado que nuestro estudio toma datos de explotaciones agrícolas individuales correspondientes al mismo período, aislamos el efecto de la influencia de la situación macroeconómica y de las políticas agrícolas.

El tamaño permite el desarrollo de economías de escala. Las explotaciones más grandes pueden aplicar avances técnicos e innovaciones con mayor facilidad, así como tener mejores dotaciones de capital que les permitan obtener mejores resultados y por tanto ser más viables. La observación de una clara tendencia a la disminución del número de las pequeñas explotaciones y al aumento de las explotaciones más grandes en la UE también abona la hipótesis de que cuanto mayor sea una explotación menor será su probabilidad de que sea inviable, y viceversa. Reinsel y Brake [1966] y Adelaja y Rose

[1988] hallaron que una mayor superficie agrícola útil (SAU) está asociada con una menor probabilidad de problemas de inviabilidad y de devolución de préstamos. UDE, SAU, UG y UTA son diferentes medidas de tamaño de las explotaciones utilizadas en este estudio. La tabla 1 muestra su descripción, así como las de las otras variables utilizadas.

(Insertar la tabla 1 aproximadamente aquí)

Cabe esperar que los agricultores más experimentados y profesionales sean capaces de tomar mejores decisiones, como consecuencia de las cuales sus explotaciones sean más viables. Mientras que los estudios empíricos de Carley y Flechter [1998] y Lines y Zulauf [1985] confirmaron esta hipótesis, Wadsworth y Bravo-Ureta [1992] y Brangeon et al. hallaron un umbral de edad en el que la probabilidad de fracaso de las explotaciones es mínima y luego crece a partir de este punto. En este estudio utilizamos EDAD como un indicador de experiencia. Bajos valores en el ratio UTF/UTA indican agricultores profesionales que llevan explotaciones modernas con una proporción importante de trabajo contratado. La Comisión de la UE [1991a] encontró interesante la inclusión de este ratio en el análisis de las explotaciones agrícolas. Entre los datos disponibles no encontramos información referente al nivel de educación de los agricultores.

Cabe esperar también que las explotaciones más eficientes presenten menor probabilidad de inviabilidad, relación que hallaron Wadsworth y Bravo-Ureta [1992] y Carley y Flechter [1998] empleando medidas físicas de productividad. En lugar de medidas físicas de productividad, como por ejemplo litros de leche por vaca o kilogramos de producción por hectárea, utilizadas a menudo por los agricultores u otros agentes para evaluar las posibilidades de una explotación, se ha utilizado la producción monetaria por unidad de trabajo agrícola (PROD/UTA) y por unidad europea de dimensión (PROD/UDE), porque son más apropiadas para una muestra heterogénea como la del presente estudio.

Allen y Lueck [1998] argumentaron que los agricultores aplican una cierta diversificación en su producción para hacer frente a los riesgos derivados de las fluctuaciones del mercado y de la meteorología. Por tanto, cabe esperar que la diversificación esté asociada con una mayor viabilidad, lo cual fue en parte confirmado por el trabajo empírico de Lines y Morehart [1987]. En cambio, Kaufman y Tauer [1986] utilizaron un índice de diversificación comercial, concluyendo que no influencia significativamente la probabilidad de éxito. En la UE la PAC ha provocado una disminución de la inestabilidad de los mercados agrícolas, lo cual puede haber ocasionado una mayor especialización de las explotaciones de lo que sería aconsejable si no hubiera existido la PAC [Comisión de la UE, 1994a:55]. En este estudio se ha utilizado la variable PRODCONC como indicador de la diversificación de la producción en la explotación, calculada mediante el índice de Herfindahl a partir de 22 diferentes tipos de producción.

La falta de disponibilidad de agua para el riego limita las posibilidades de cultivos y reduce la productividad de las explotaciones agrícolas, sobre todo en los países mediterráneos de clima seco. Para medir el porcentaje de superficie agrícola en regadío se ha utilizado la variable SAUREG. Las explotaciones con disponibilidad de regadío podrán obtener mejores productividades y diversificación de productos, y por tanto su

probabilidad de viabilidad será mayor. Por otra parte, está la utilización que se haga de la superficie disponible, de manera que se puede esperar que la probabilidad de viabilidad es menor para las explotaciones en que predominan los cultivos de secano, circunstancia que se indica mediante la variable dicotómica SEC, por contraposición a las explotaciones en que predomina la producción ganadera, indicado mediante la variable GAN, y a aquellas en que predominan los cultivos de regadío, circunstancia que se indica mediante la variable REG.

Se han utilizado variables dicotómicas para indicar la localización de las explotaciones. Para las explotaciones localizadas en zonas de montaña, lo cual se expresa mediante la variable MONT, y en zonas desfavorecidas, indicado mediante la variable DESFA, se puede esperar una mayor probabilidad de inviabilidad que para las localizadas en zonas normales, las cuales se indican mediante la variable NORM. Efectivamente, las primeras ubicaciones ofrecen menores posibilidades de diversificación de cultivos, así como menores dotaciones en infraestructuras y servicios, lo cual afecta a su competitividad y posibilidades de viabilidad. La Comisión [1994b] halló que las explotaciones ubicadas en zonas normales obtienen mejores resultados que las ubicadas en zonas de montaña y desfavorecidas.

Las variables mencionadas hasta aquí reflejan características físicas y estructurales de las explotaciones, pero no se obtienen mediante una información contable elaborada. Dado que la contabilidad es un instrumento necesario para obtener una imagen de la situación financiera de las empresas, de sus resultados y de sus puntos fuertes y débiles, puede esperarse que la contabilidad mejorará significativamente la predicción de los estadios de viabilidad de las explotaciones agrícolas. A continuación se mencionan las variables de tipo contable con que se ha contado para la realización de este estudio.

Las explotaciones con elevadas cargas financieras y por arrendamientos y con pocos capitales propios en relación a sus inmovilizados son muy vulnerables a las disminuciones de beneficios causados por los fenómenos naturales y fluctuaciones de mercado. Cuando una explotación tiene que hacer frente a una reducción de sus ingresos porque los precios caen o porque los factores climáticos afectan a la producción, los beneficios caen y también lo hace la liquidez generada por la empresa, con lo cual se verá incapaz de hacer frente a la devolución de sus préstamos. En consecuencia, necesitará endeudarse más, u obtener liquidez vendiendo tierras, reduciendo inventarios, o bien mediante ventas poco ventajosas, lo cual se traducirá en una futura reducción de sus ingresos y beneficios. Cabe esperar que cuanto más endeudada esté una explotación, o cuantas más cargas financieras tenga, mayor será su probabilidad de inviabilidad. Las variables D/A, PC/AC, CP/AF, PACF/PROD y D/BA fueron utilizadas como indicadores del endeudamiento de las explotaciones y de sus cargas financieras y por arrendamientos, así como de la capacidad de las explotaciones de hacer frente al pago de sus deudas. La tabla 1 describe estas variables, así como su signo esperado respecto a la variable dependiente.

Una gestión empresarial óptima se traduce en decisiones óptimas que permiten un mejor cumplimiento de los objetivos y los beneficios. Si bien en este estudio se han utilizado indicadores no contables de gestión, nuestra hipótesis es que la contabilidad proporciona indicadores más eficientes de gestión. Así, se ha utilizado el porcentaje de los costes totales de la explotación sobre el valor del activo (COST/A), el ratio de rotación del activo, expresado como valor de la producción sobre el montante del activo

menos el valor de las tierras (PROD/AMET), y el ratio de rendimiento, expresado como el beneficio o renta agraria antes de cargas financieras e impuestos sobre el activo (BACFI/A). Se espera que habrá una relación positiva entre la variable dependiente y el primero de estos indicadores, así como una relación negativa con los otros dos.

La tabla 1 relaciona y resume el significado de estas variables y también muestra el signo esperado con respecto a la variable dependiente. Los autores no conocen modelos desarrollados previamente que sirvan como referencia para la explicación y predicción de la viabilidad de las explotaciones agrícolas. Por consiguiente, en el presente estudio se ha procedido a la selección de las variables más predictivas a partir del conjunto de variables contempladas en la tabla 1. El primer criterio utilizado para la obtención de este conjunto de variables fue la existencia de una relación económica consistente con la variable dependiente. En segundo lugar, se consideraron las variables más frecuentemente utilizadas en estudios previamente realizados sobre fracaso empresarial. Para ello se utilizó la clasificación realizada por Laffarga y Pina [1995] a partir de 27 importantes artículos sobre el tema. Además, se consideraron las variables más frecuentemente encontradas en una revisión de 21 artículos sobre predicción de diferentes tipos de fracaso empresarial aplicado a explotaciones agrícolas², en los cuales se hallaron las siguientes variables en más de cuatro artículos: el ratio de endeudamiento sobre el valor de los activos, variables dicotómicas indicando la ubicación geográfica y la especialización productiva de las explotaciones, el número de integrantes del hogar, la edad del titular de la explotación y el ratio de pasivo circulante sobre activo circulante. Se procuró que todas estas variables más frecuentemente utilizadas en anteriores estudios estuvieran también presentes en el conjunto de variables tomadas como punto de partida para el presente estudio. No obstante, algunas no pudieron ser obtenidas con los datos disponibles de la muestra utilizada.

5.3. DESARROLLO DE LAS HIPÓTESIS

La hipótesis que se plantea en este trabajo es que la contabilidad proporciona información significativa para la predicción de la viabilidad de las explotaciones agrícolas. Para realizar el test de esta hipótesis se requiere la mejor selección de variables no contables para compararla con la mejor selección que incluya variables contables y no contables.

No hay un único criterio definitivo para seleccionar las variables finales respecto de un conjunto más amplio considerado inicialmente [Altman et al., 1977]. En este estudio se aplicó un procedimiento de selección automática «forward stepwise» mediante el criterio estadístico «wald». Los criterios de selección automática se aplican en el SPSS cuando la variable dependiente es dicotómica, pero no se conoce ningún procedimiento automático aplicable al «logit» multinomial. Por tanto, en una primera etapa se definió una variable

² Se revisaron los siguientes 21 artículos: Crabtree [1985]; Smale, Saupe y Salant [1986]; Wadsworth y Bravo-Ureta [1992]; Lines y Morehart [1984]; Carley y Flechter [1988]; Reinsel y Brake FHA (en Reinsel y Brake, 1966); Reinsel y Brake PCA (en Reinsel y Brake, 1966); Adelaja y Rose [1988]; Dunn y Frei [1976]; Krause y Williams [1971]; Lines y Zulauf [1985]; Kauffman y Tauer [1986]; Brangeon, Jégouzo y Roze [1994]; Knopf y Schoney [1993]; Bauer y Jordan [1971]; Johnson y Hagan [1973]; Evans FHA (citado en Knopf y Schoney, 1993); Evans FHA (citado en Knopf y Schoney, 1993); Turvey y Brown [1990]; Mortensen, Watt y Leistriz [1988]; y Turvey [1991].

dependiente binomial en que las dos categorías estaban formadas por las explotaciones viables, correspondiente a $Y=0$ en la definición de la fórmula (1), y las explotaciones inviables en otra categoría, correspondientes a las categorías $Y=1$ e $Y=2$ del modelo multinomial, o lo que es lo mismo, correspondientes a $\gamma < 0$ según la fórmula (1). Sobre esta primera selección se añadieron manualmente otras variables que presentaban diferencias significativas entre las tres categorías de viabilidad en el análisis univariante. Orientativamente, se añadieron variables que en el análisis univariante mostraban diferencias significativas entre las tres submuestras correspondientes a los tres estadios de viabilidad. Se realizaron varias pruebas hasta conseguir el máximo nivel predictivo con el «logit» multinomial de manera que no perjudicara el ajuste del modelo. Estos procedimientos de selección fueron aplicados al conjunto de variables no contables de la tabla 1 para obtener el que llamamos “primer modelo”, o también “modelo no contable”. Posteriormente fueron aplicados a todas las variables de la tabla 1 para obtener el que llamamos “segundo modelo”, o también “modelo contable y no contable”.

Para probar el ajuste del modelo se utilizó el test de reducción de la desviación descrito por la siguiente ecuación:

$$\lambda(W/\Omega) = 2\ln L(W) - 2\ln L(\Omega) \quad [4]$$

donde $\lambda(W/\Omega)$ se define como la reducción en la desviación ocasionada por el modelo utilizado. L es el estimador de máxima verosimilitud. El estadístico tiene una distribución aproximadamente chi-cuadrado con k grados de libertad, donde k es el incremento de parámetros que supone la introducción del modelo.

Para comparar modelos distintos utilizamos el criterio de información Akaike (CIA), que es un estimador insesgado asintótico de la media esperada del logaritmo de verosimilitud. Este estimador ajusta el estimador de máxima verosimilitud con el número de parámetros [Sakamoto et al., 1986:57]. Tiene la siguiente expresión matemática:

$$CIA = -2\ln L(\Omega) + 2K \quad [5]$$

donde K es el número de parámetros del modelo. Un modelo que minimiza el CIA se considera que es el más apropiado. Si la diferencia entre el CIA de dos modelos es mayor que 1~2, ésta se considera significativa, y entonces puede concluirse que el modelo con menor CIA es significativamente mejor que el de mayor CIA [Sakamoto et al., 1986:84].

Los modelos «logit» multinomiales proporcionan predicciones probabilísticas de la forma $P=(p_1, p_2, \dots, p_j)$. Teniendo en cuenta que en este estudio se utilizan tres estadios de viabilidad, no es lo mismo una predicción de estado 0 mediante una predicción probabilística del tipo (0.8, 0.1, 0.1) que mediante (0.4, 0.3, 0.3) ó (0.5, 0.1, 0.4). Hay que considerar, además, que los estadios de viabilidad utilizados presentan una ordenación, en el sentido de que el estadio 0 representa las explotaciones viables, el 1 explotaciones inviables, mientras que las del 2 son todavía más inviables. Por tanto, la capacidad de predicción en este tipo de modelos, más que por el resultado de la clasificación de los casos, debe ser evaluada mediante una regla de puntuación ordenada. En este estudio se ha utilizado el llamado «ranked probability score rule» (RPS) de Epstein y Murphy

aplicado en los trabajos de Lau [1987] y Ward [1994], que calcula para una observación t una puntuación de predicción probabilística « S » según la fórmula siguiente:

$$S = \frac{3}{2} - \frac{1}{2(J-1)} \sum_{t=1}^{J-1} \left[\left(\sum_{j=1}^t p_j \right)^2 + \left(\sum_{j=t+1}^J p_j \right)^2 \right] - \left(\frac{1}{J-1} \right) \sum_{j=1}^J |j-k| p_j \quad [6]$$

Donde k es el estadio real de la empresa, o el estadio de viabilidad al cual pertenece, p_j es la predicción de probabilidad para el estadio j aplicando el modelo multinomial y $J+1$ es el número total de estadios de viabilidad.

Aplicando un modelo de predicción probabilístico a un grupo de n casos se obtienen n puntuaciones de predicción probabilística, de manera que el acierto de predicción está representado por la suma de estas n puntuaciones (SS_n), así como por el ratio SS_n/n , donde n es la máxima suma posible de puntuaciones.

6. LA MUESTRA UTILIZADA

RICA proporciona estadísticas anuales sobre el estado de la agricultura en la UE. Los datos son recogidos mediante encuestas rotativas a unas 60,000 explotaciones de toda la UE. El campo de observación RICA cubre las explotaciones consideradas comerciales según la encuesta de estructuras agrícolas de la UE. Se excluyen las explotaciones por debajo del umbral de 1,200 ECUS de margen bruto estándar. Las oficinas contables que recogen los datos, así como la División RICA de la Dirección General de Agricultura de la UE, revisan los datos. En Comisión de la UE [1988; 1990] puede consultarse una descripción completa de los procedimientos y metodología de RICA, que difiere en algunos aspectos de los PCGA y de la propuesta de NIC sobre agricultura del IASC [1999]. En realidad, RICA no se propone seguir los PCGA, sino proporcionar una fuente de información microeconómica, complementaria de la información macroeconómica, para el desarrollo de PAC [Comisión de la UE, 1991b:1]. Sin embargo, según Poppe y Beers [1996:18], en cierta manera RICA constituye una norma contable agrícola en la UE. Así, RICA proporciona una base de datos revisada y estandarizada muy valiosa, que consideramos constituye la mejor fuente de datos disponible para la realización de nuestro estudio.

RICA publica regularmente algunos de sus datos, pero no los correspondientes a las explotaciones individuales.

La «Xarxa Comptable Agrària de Catalunya» (XCAC) es la red subsidiaria de RICA en Cataluña y sigue su metodología. Bajo solicitud proporcionó datos de 82 explotaciones agrícolas catalanas correspondientes a los años 1989, 1990 y 1991. Aplicando nuestra condición de viabilidad obtuvimos 19 explotaciones viables, es decir con un valor de la variable dependiente $Y=0$, 46 explotaciones inviables tienen $Y=1$, y 17 explotaciones presentan en la muestra el máximo estadio de inviabilidad, cuyo valor de la variable dependiente es $Y=2$. No se conocen datos concluyentes sobre las proporciones que estos tres grupos presentarían en la población total de las explotaciones comerciales, pero se puede concluir que esta muestra en este aspecto representa adecuadamente a la

población. Efectivamente, por una parte, la muestra fue obtenida sin ningún prerequisite «a priori» en cuanto a la representación de los tres estadios de viabilidad. En segundo lugar, el estudio de la Comisión de la UE [1991a], realizado con datos RICA, encontró también una baja proporción de explotaciones inviables en la UE: el 11% en Cataluña y un máximo del 35% en Bélgica respecto a todos los países de la UE. A efectos de comparación de estos datos con nuestra muestra hay que tener en cuenta que el estudio de la Comisión utilizó un criterio de inviabilidad más restrictivo que el nuestro, dado que consideró también la remuneración del capital empleado. En consecuencia, podemos concluir que los resultados de nuestro estudio evitan los defectos metodológicos que Palepu [1986] mostró que aparecen cuando se utilizan muestras no aleatorias iguales en modelos de predicción binarios.

Las características de la muestra se presentan en las tablas 2 y 3. Los valores de las variables independientes corresponden a 1989, mientras que la variable dependiente está calculada aplicando datos de los años 1989, 1990 y 1991 a la fórmula (1).

Para el proceso de los datos se utilizaron el SPS 4.0 y el LIMDEP.

(insertar tablas 2 y 3 aproximadamente aquí)

7. RESULTADOS

El procedimiento «forward stepwise» mediante el criterio «wald» aplicado al modelo «logit» binomial considerando sólo las variables no contables de la tabla 1 seleccionó las variables UTF/UTA, SEC y PROD/UDE. Manualmente fueron añadidas las variables SAU, DESFA, UG y SAUREG.

La tabla 4 ofrece los resultados de este primer modelo. Puede verse que el modelo presenta un buen ajuste, que es estadísticamente significativo con $p < 0.01$. Todas las variables independientes presentan las relaciones esperadas con la variable dependiente, con la única excepción de DESFA, aunque no resiste la exigencia de significación al nivel de confianza del 5%. Para distinguir el estadio 1 del estadio 0 de viabilidad los parámetros de las variables UTF/UTA (proporción de trabajo familiar sobre el trabajo utilizado en la explotación), PROD/UDE (producción por unidad de dimensión europea) y SAU (superficie agrícola útil) son diferentes de cero al nivel de exigencia de significación del 5%, y los de las variables SAU (superficie agrícola útil) y SEC (predominio de cultivos de secano) lo son para distinguir el estadio 2 del estadio 0 de viabilidad a este nivel de confianza. Así, un gran tamaño de la explotación en términos de superficie agrícola está asociado con bajas probabilidades de inviabilidad 1 y 2, una elevada proporción de trabajo familiar o pequeños valores de producción en relación a la dimensión de las explotaciones están significativamente asociados con una gran probabilidad de caer en el estadio de inviabilidad 1, mientras que el predominio de cultivos de secano está relacionado con una elevada probabilidad de que la explotación sea muy inviable.

Según puede verse en la tabla 5 el modelo tiene un acierto global de predicción del 69.5%. Mientras que el nivel de acierto es elevado para el estadio 1 de inviabilidad, y en menor medida para las explotaciones viables, el modelo confunde muchas explotaciones del estadio 2.

(insertar tablas 4 y 5 aproximadamente aquí)

El procedimiento «forward stepwise» mediante el criterio «wald» aplicado al modelo «logit» binomial considerando todas las variables, las no contables y también las de carácter contable, de la tabla 1 seleccionó las variables UTF/UTA, SAU, BACFI/A y PROD/AMET. Manualmente se añadió la variable CP/AF.

La tabla 6 muestra los resultados de este segundo modelo, o modelo confeccionado con variables no contables y contables. El modelo presenta también un buen ajuste, que es estadísticamente significativo con $p < 0.01$. Todas las variables independientes presentan las relaciones esperadas con la variable dependiente. Con la excepción de la variable añadida manualmente y de PROD/AMET para distinguir el estadio 2 del estadio 0 de viabilidad, los coeficientes de todas las demás son diferentes de cero al nivel de exigencia del 5%. Elevados beneficios antes de intereses e impuestos sobre el valor de los activos, grandes extensiones de superficie agrícola y bajas proporciones de trabajo familiar están significativamente asociados con elevadas probabilidades de viabilidad futura de las explotaciones, o lo que es lo mismo, con reducidas probabilidades de caer en los estadios 1 y 2 de inviabilidad. Una baja rotación de los activos, medida como el montante de la producción en relación al valor del activo menos las tierras, está significativamente asociado con elevadas probabilidades de caer en el estadio 1 de inviabilidad.

(insertar tabla 6 aproximadamente aquí)

La comparación del ajuste de los modelos mediante el CIA muestra un mejor ajuste en el segundo modelo que en el primero. Efectivamente, el valor del CIA en el segundo modelo (104.5) es mucho menor que en el primero (151.2), lo cual permite concluir que la información contable añade información estadísticamente significativa para la predicción de tres estadios de viabilidad. Además, contando con variables contables y no contables se ha podido construir un mejor modelo con menor número de variables.

Según se desprende de la comparación de las tablas 7 y 5 también el acierto de predicción en el segundo modelo es mejor que en el primero, globalmente y considerando los diferentes estadios de viabilidad, habiéndose logrado reducir notablemente la confusión en el estadio 2 de inviabilidad. La comparación es también ventajosa para el segundo modelo utilizando el criterio RPS de clasificación, según muestra la tabla 8.

(insertar tablas 7 y 8 aproximadamente aquí)

Se ensayó también el «logit» ordinal con ambos modelos a fin de comprobar los resultados obtenidos. Con las variables del primer modelo no se logró la convergencia del modelo, ni tampoco eliminando algunas de las variables añadidas manualmente. Sí que en cambio se obtuvo un modelo «logit» ordinal con las variables del segundo modelo, cuyos resultados se muestran en la tabla 9. Puede verse que también presenta un buen ajuste y que todos los coeficientes de las variables presentan el signo esperado. Sólo para los coeficientes de las variables SAU y CP/AF no son significativamente diferentes de cero con $p < 0.05$. Por las tablas 5, 7, 8 y 10 puede observarse que el acierto de predicción del modelo ordinal es inferior al del modelo multinomial, incluso considerando el criterio

RPS. En todo caso el modelo confeccionado con variables contables y no-contables, sea ordinal o simplemente multinomial, es significativamente mejor que el modelo confeccionado sólo con variables no-contables. Con lo cual podemos concluir que la contabilidad añade información estadísticamente significativa para la predicción de tres estadios de viabilidad de las explotaciones agrícolas.

(insertar tablas 9 y 10 aproximadamente aquí)

8. CONCLUSIONES

Existen pocos trabajos sobre el uso de la contabilidad en la agricultura, y los autores de este artículo no conocen ningún estudio empírico que compruebe la utilidad de la contabilidad para la mejora de los resultados de las explotaciones agrícolas, ni su contribución para la explicación y predicción de tres estadios de viabilidad de tales explotaciones.

Se ha puesto de relieve que existen relativamente pocos trabajos sobre predicción de fracaso empresarial aplicado a la agricultura en comparación con el gran número de investigaciones sobre fracaso empresarial.

Definimos la viabilidad de una explotación agrícola como su habilidad para remunerar, el trabajo familiar empleado, distinguiendo un estadio de viabilidad y dos estadios de inviabilidad, graduados en un orden de gravedad.

A partir de un conjunto de variables no contables o de estructura y de un conjunto de variables contables se elaboraron dos modelos. El primero representa el mejor modelo que es posible construir mediante la información no contable, mientras que el segundo representa el mejor modelo que es posible construir cuando se dispone, además, de información contable sobre las explotaciones agrícolas. El segundo modelo permite, mediante un menor número de variables, una mejor explicación y predicción de diferentes niveles de viabilidad de las explotaciones, lo cual permite concluir que la contabilidad añade información significativa para la predicción de la viabilidad de las explotaciones agrícolas. La contabilidad permite identificar ventajosamente, respecto a otro tipo de información, ventajas, debilidades y futuros problemas. Diferentes razones, como la falta de conocimientos o la creencia por parte de los agricultores de que ésta no tiene utilidad, o su poca adecuación a los problemas contables del sector agrícola, influyen en el hecho de que la contabilidad se usa muy poco en el sector agrícola. No obstante, este trabajo pretende ser una contribución a la demostración de que los agricultores y las diferentes administraciones y agentes implicados en el sector obtendrían ventajas significativas si basaran sus decisiones en información contable en lugar de hacerlo meramente en datos sobre características físicas y estructurales de las explotaciones.

Las autoridades e instituciones competentes deberían promover el uso de la contabilidad en la agricultura, ayudando a solventar las dificultades técnicas y económicas que pudieran existir. Sin embargo, el desarrollo de normas contables apropiadas para el sector es una condición necesaria y previa para este desarrollo.

A pesar de la importancia relativa que tiene este sector en algunos países y de su creciente interrelación con otros sectores, la contabilidad agrícola ha recibido escasa

atención por parte de las instituciones que son fuente de normalización contable, de los profesionales y de los investigadores. Consecuentemente, las normas contables no responden adecuadamente a los problemas del sector. Apenas existen normas, guías o recomendaciones para la contabilidad agrícola, y las pocas que existen son escasamente conocidas y divulgadas. España dista mucho de ser una excepción en esta cuestión. Algunos problemas específicos de la agricultura no están satisfactoriamente resueltos en el marco de las normas contables existentes. Por ejemplo, las explotaciones agrícolas y las empresas del sector agro-industrial no tienen una guía clara para la valoración de los activos biológicos, lo cual implica que en la práctica se estén aplicando diferentes criterios, que confunden al usuario de la información e introducen incertidumbre en el desarrollo de los negocios, con lo cual la contabilidad pierde su papel de fuente de información fiable. Así pues, la falta de normas contables adecuadas es uno de los obstáculos para la generalización del uso de la contabilidad en el sector. La propuesta de norma contable sobre agricultura del IASC [1999], cuya aprobación definitiva ha sufrido mucho retraso, es un paso importante en la superación de esta asignatura pendiente que es la contabilidad agrícola. Esta norma proporcionará una guía para futuras adaptaciones de las normas contables agrícolas en diferentes países, tarea a la que en España deberían ponerse pronto manos a la obra las diferentes instituciones responsables y competentes.

Asimismo, se requiere más investigación teórica y empírica por parte de los académicos en el área de la contabilidad. En concreto, creemos que son necesarios más trabajos sobre la valoración de los beneficios del uso de la contabilidad en la agricultura. Por lo que hace referencia a su utilidad para la previsión de viabilidad, sería deseable ampliar los trabajos utilizando series de datos temporales más largas a fin de contrarrestar las fluctuaciones que provocan los fenómenos climatológicos y de mercado en los datos del sector agrícola.

BIBLIOGRAFÍA

- ADELAJA, A.O.; ROSE, K.B. [1988]: «Farm Viability Revisited: a Simultaneous-Equation Cash Flow Approach», *Agricultural Finance Review*, núm. 48: 10-24.
- ALLEN, D.W. AND LUECK, D.[1998] «The nature of the farm», *The Journal of Law & Economics*, vol. XLI, núm.2: 343-386.
- ALTMAN, E.I. [1968]: «Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy», *The Journal of Finance*, vol. XXIII, núm 4. , setiembre: 589-609.
- ALTMAN, E.I.; HALDEMAN, R.G.; NARAYANAN, P [1977]: «Zeta Analysis. A New Model to Identify Bankruptcy Risk of Corporations», *Journal of Banking and Finance*, núm. 1: 29-54.
- ALTMAN, E.I. et al. [1981]: «Application of Classification Techniques in Business, Banking and Finance», *Contemporary Studies in Economic and Financial Analysis*, vol. 3: 16, 74-75.
- ANDRÉ, F. «Vers un renouveau de la formation économique des agriculteurs ?», *Économie Rurale*, núm. 177, enero-febrero: 53-56.
- BARNEY, D.K., GRAVES, O.F. AND JOHNSON, J.D. [1999] «The farmers home administration and farm debt failure prediction», *Journal of Accounting and Public Policy*, vol.18, núm.2: 99-139.
- BAUER, L.L.; JORDAN, J.P. [1971]: «A Statistical Technique for Classifying Loan Applications», *University of Tennessee Agricultural Experiment Statistical Bulletin*, núm. 476. Marzo: 1-16.
- BEAVER, W.H. [1966]: «Financial Ratios as Predictors of Failure», *Journal of Accounting Research*. Suplemento: 71-111.
- BRANGEON, J.L.; JÉGOUZO, G.; ROZE, B. [1994]: «Les revenus agricoles négatifs», *Économie Rurale*, núm. 224, noviembre-diciembre: 32-38.
- BRONSTIEN, B.F. [1995]: «Group seeking to bring more farmers into line on financial reporting», *American Banker*, 27, noviembre: 8.
- CARLEY, D.H.; FLETCHER, S.M. [1988]: «Financial Soundness of Southern Dairy Farmers Participating in the Dairy Termination Program», *Agricultural Finance Review*, vol. 48: 86-93.

- COLSON, F.; BLOGOWSKI, A.; DORIN, B. [1994]: «Les exploitations agricoles en situation financière difficile», *Revue de Droit Rural*, núm. 220, febrero: 49-56.
- COLSON, F.; PINEAU, B. [1991]: «Les indicateurs de détection de la difficulté financière des exploitations en période d'installation», *Économie Rurale*, núm. 206, noviembre-diciembre: 57-63.
- COLWELL, M.; KOROLUK, R. [1990]: «Differences in Farm Incomes using Cash or Accrual Accounting Methods on Canadian Crop Farms and Implications for Farm Management Decision Making», *Canadian Journal of Agricultural Economics*, núm. 38: 655-665.
- COMISIÓN DE LAS COMUNIDADES EUROPEAS [1988]: *Red de información contable agrícola. Recopilación de: reglamentos, disposiciones de aplicación, informaciones. Fascículo III: la ficha de explotación* (Luxemburgo: Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas).
- [1990]: *Red de información contable agrícola. Vademécum de metodología* (Luxemburgo: Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas).
 - [1991a]: *The Calculation of Economic Indicators Making use of RICA (FADN) Accountancy Data* (Luxemburgo: Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas).
 - [1991b]: *Viability of Farms* (Luxemburgo: Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas).
 - [1994a]: «EC Agricultural Policy for the 21st Century», *European Economy*, núm. 4.
 - [1994b]: *The Agricultural Income Situation in Less Favoured Areas of the EC* (Luxemburgo: Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas).
- CORDTS, W.; DEERBERG, K.H.; HANF, C.H. [1984]: «Analysis of the Intrasectorial Income Differences in West German Agriculture», *European Review of Agricultural Economics*, núm. 11: 323-342.
- CRABTREE, J.R. [1985]: «Predicting Farm Business Viability», *Farm Management*, vol. 5, núm. 8: 325-332.
- CRANE, L.M. AND LEATHAM, D.J. [1995]: «External equity financing in agriculture via profit and loss sharing contracts: a proposed financial innovation», *Agribusiness*, vol.11, núm.3: 223-233.
- DAVIES, A.S. [1996]: «Insolvency in Agriculture: Bad Managers or Common Agricultural Policy?», *Applied Economics*, vol. 28, núm. 2: 185-193.

- DUNN, D.J.; FREY, T.L. [1976]: «Discriminant Analysis of Loans for Cash-Grain Farms», *Agricultural Finance Review*, núm. 36: 60-66.
- FENNELL, R. [1993]: «La PAC: asunto sin concluir, problemas sin resolver», *Revista de Estudios Agrosociales*, núm. 165. 3: 48.
- FOSTER, W.E.; RAUSER, G.C. [1991]: «Farmer Behavior Under Risk of Failure», *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 73, núm. 2, mayo: 276-288.
- FRANKS, J.R. [1998]: «Predicting financial stress in farm businesses», *European Review of Agricultural Economics*, núm. 25: 30-52.
- GORDON, V.K.; ARUN J.P. [1987]: «Multivariate Normality and Forecasting of Business Bankruptcy», *Journal of Business Finance and Accounting*, vol. 4, núm. 4, invierno: 573-594.
- GREENE, W.H. [1993]: *Econometric Analysis*, (New York: Macmillan).
- GRIFFIS, D. [1988]: «Classifying Farm Businesses According to their Financial Health», *Farm Management*, vol. 6, núm. 12: 497-503.
- GRISLEY, W. [1985]: «Financial Distress on Pennsylvania Dairy Farms», *Agricultural Finance Review*, núm. 45: 1-10.
- HARRISON A.; TRANTER, R.B. [1989]: *The Changing Financial Structure of Farming* (University of Reading: Centre for Agricultural Strategy).
- HUGHES, D.W.; RICHARDSON, J.W.; RISTER, M.E. [1985]: «Effects of Sustained Financial Stress on the Financial Structure and Performance of the Farm Sector», *American Journal of Agricultural Economics*: 1116-1122.
- IASC [1999]: *Proposed International Accounting Standard Agriculture* (London: IASC).
- JOHNSON, R.B.; HAGAN, A.R. [1973]: «Agricultural Loan Evaluation with Discriminant Analysis», *Southern Journal of Agricultural Economics*, diciembre: 57-71.
- JOLLY, R.W., PAULSEN, A., BAUM, K.H. AND PRESCOTT, R. [1985]: «Incidence, intensity and duration of financial stress among farm firms», *American Journal of Agricultural Economics*, núm. 67: 1108-1115.
- JONES, F.L. [1987]: «Current Techniques in Bankruptcy Prediction», *Journal of Accounting Literature*, vol. 6: 131-164.

- KAUFFMAN, J.B.; TAUER, L.W. [1986]: «Successful Dairy Farm Management Strategies Identified by Stochastic Dominance Analyses of Farm Records», *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics*, vol. 15, núm. 168: 168-177.
- KEASEY, K. AND WATSON, R. [1987]: «Non-financial symptoms and the prediction of small company failure: a Test of Argenti's Hypotheses», *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 14, núm. 3: 335-354.
- KNOFF, E.; SCHONEY, R. [1993]: «An Evaluation of Farm Financial Benchmarks and Loan Success/Failure: The Case of the Agricultural Credit Corporation of Saskatchewan», *Canadian Journal of Agricultural Economics*, vol. 41, núm 1: 61-69.
- KRAUSE, K.R.; WILLIAMS, P.L. [1971]: «Personality Characteristics and Successful Use of Credit by Farm Families», *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 53: 619-624.
- KROLL, J.C. [1987]: «Le nouveau plan comptable: les occasions perdues», *Économie Rurale*, 180: 20-25.
- LAFFARGA, J.; PINA, V. [1995]: «La utilidad del análisis multivariante para evaluar la gestión continuada de las empresas», *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, vol. XXIV, núm. 84, abril-junio: 727-748.
- LAU, A.H. [1987]: «A Five-State Financial Distress Prediction Model», *Journal of Accounting Research*, vol. 25, núm. 1, primavera: 127-138.
- LINES, A.E.; MOREHART, M. [1987]: «Financial Health of U.S. Farm Businesses in 1984: a Region, Type, and Size Analysis», *Agricultural Finance Review*, vol. 47: 43-52.
- LINES, A.E.; ZULAUF, C.R. [1985]: «Debt-to-Asset Ratios of Ohio Farmers: a Polytomous Multivariate Logistic Regression of Associated Factors», *Agricultural Finance Review*, núm. 45: 92-99.
- LINS, D.A., ELLINGER, P.N. AND LATTZ, D.H. [1987]: «Measurement of financial stress in agriculture», *Agricultural Finance Review*, núm. 47: 53-61.
- LO, A.W. [1986]: «Logit Versus Discriminant Analysis. A Specification Test and Application to Corporate Bankruptcies», *Journal of Econometrics*, vol. 31, núm. 2, marzo: 151-178.
- LUENING, R.A. [1989]: *Farm Management: How to Achieve your Farm Business Goals* (Washington: US. Government Printing Office).
- MADDALA, G.S. [1989]: *Limited-dependent and qualitative variables* (Cambridge: Cambridge University Press).

- MARTIN, D. [1977]: «Early Warning of Bank Failure», *Journal of Banking and Finance*: 249-276.
- MELICHAR, E. [1985]: «Farm Financial Experience and Agricultural Banking Experience», *Statement before the Subcommittee on Economic Stabilization of the Committee on Banking, Finance and Urban Affairs, US House of Representatives*, Washington DC, Octubre.
- MORTENSEN, T.; WATT, D.L.; LEISTRITZ, L. [1988]: «Predicting Probability of Loan Default», *Agricultural Finance Review*, núm. 48: 60-67.
- MURDOCK, S.H.; LEISTRITZ, F.L. [1988]: *The Farm Financial Crisis: Socioeconomic Dimensions and Implications for Producers and Rural Areas* (Colorado: Westview Press).
- OFEK, E. [1993]: «Capital Structure and Firm Response to Poor Performance», *Journal of Financial Economics*, núm. 34: 3-30.
- OHLSON, J.A. [1980]: «Financial Ratios and the Probabilistic Prediction of Bankruptcy», *Journal of Accounting Research*, vol. 18, núm. 1, otoño: 109-131.
- PALEPU, K.G. [1986]: «Predicting Takeover Targets. A Methodological and Empirical Analysis», *Journal of Accounting and Economics*, núm. 8: 3-35.
- PEDERSON, G.; DONOVAN, C. [1990]: «Credit Rating at Agricultural Banks: Minnesota Survey Results», *Journal of Agricultural Lending*, vol. 3, primavera: 32-40.
- POPPE, K.J. [1991]: «Information Needs and Accounting in Agriculture», *Agricultural Economics Research Institute LEI*, núm. 444: 1-51.
- POPPE, K.J. AND BEERS, G. [1996]: «On innovation management in Farm Accountancy Data Networks», *Agricultural Economics Research Institute LEI*, 535: 1-37.
- POPPE, K.J. AND ZACHARIASSE, V. [1986]: «Income disparities among farm households and agricultural policy. Case The Netherlands», in European Association for Agricultural Economists (eds) *Income Disparities among Farm Households and Agricultural Policy*. Papers presented to the 14th European Seminar. Rennes: 361-376.
- REINSEL, E.; BRAKE, J.[1966]: «Borrower Characteristics Related to Farm Loan Repayment», *Research Report from the Michigan State University Agricultural Experiment Station East Lansing*, núm. 59: 1-5.
- RODRIGUEZ-VILARIÑO, M.L. [1994]: «Utilidad del análisis de ratios para la predicción de la insolvencia empresarial (I), (II) y (III)», *Actualidad Financiera*, núm. 34, 35 y 36. 19-25 de septiembre, 26 de septiembre - 2 de octubre y 3-9 de octubre: C699-C772.

- SABATÉ, P.; ENCISO, J.P. [1997]: «La valoración de inmovilizados en las empresas agrarias. El caso de las plantaciones», *Técnica Contable*, núm. 57, marzo: 177-184.
- SAN JUAN, C.[1994]: «Crédito, innovación y liberalización», *Economistas*, núm. 60: 332-338.
- SEGER, D.J.; LINS, D.A. [1986]: «Cash Versus Accrual Measures of Farm Income», *North Central Journal of Agricultural Economics*, vol. 8, núm. 2, julio: 219-226.
- SHEPARD, L.E.; COLLINS, R.A. [1982]: «Why do Farmers Fail? Farm Bankruptcies 1910-78», *American Journal of Agricultural Economics*, núm. 64: 609-615.
- SMALE, M.; SAUPE, W.E.; SALANT, P.[1986]: «Farm Family Characteristics and the Viability of Farm Households in Wisconsin, Mississippi, and Tennessee», *Agricultural Economics Research*, vol.38, núm. 2, otoño: 11-27
- SUMPSI, J.M. [1995]: «La modernización de la agricultura en España», *Revista Española de Economía Agraria*, núm. 173: 267-287.
- TURVEY, C.G. [1991]: «Credit Scoring for Agricultural Loans: A Review with Applications», *Agricultural Finance Review*, núm. 51: 43-54.
- TURVEY, C.G.; BROWN, R. [1990]: «Credit Scoring for a Federal Lending Institution: the Case of Canada's Farm Credit Corporation», *Agricultural Finance Review*, núm. 50: 47-57.
- VERSTEGEN, J.A.A.M., HUIRNE, R.B.M., DIJKHUIZEN, A.A. AND. KING, R.P [1995]: «Quantifying Economic Benefits of Sow-Herd Management Information Systems Using Panel Data», *American Journal of Agricultural Economics*, núm. 77: 387-396.
- VERSTEGEN, J.A.A.M., SONNEMANS, J., HUIRNE, R.B.M., DIJKHUIZEN, A.A. AND COX, J.C. [1998]: «Quantifying the Effects of Sow-Herd Management Information Systems on Farmer's Decision Making Using Experimental Economics», *American Journal of Agricultural Economics*, núm. 80: 821-829.
- WADSWORTH, J.J.; BRAVO-URETA, B.E. [1992]: «Financial Performance of New England Dairy Farms», *Agribusiness*, vol. 8, núm. 1: 47-56.
- WARD, T. [1994]: «An Empirical Study of the Incremental Predictive Ability of Beaver's Naive Operating Flow Measure Using Four-State Ordinal Models of Financial Distress», *Journal of Business Finance & Accounting*, vol. 21, núm. 4, junio: 547-561.

Tabla 1
DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES INDEPENDIENTES

<i>Variable</i>	<i>Signo esperado</i>	<i>Descripción</i>
Panel A: Variables no contables		
<i>Tamaño</i>		
UDE*	(-)	Unidad de Dimensión Europea.
SAU	(-)	Superficie Agrícola Útil (en hectáreas).
UG	(-)	Unidades de ganado (La metodología FADN las convierte en unidades estándar por medio de una tabla de coeficientes.).
UTA	(-)	Unidades de trabajo agrícola (en unidades de trabajo anual: el equivalente a un trabajador de jornada completa).
<i>Características del agricultor</i>		
EDAD	(-)	Edad del dueño de la explotación (en años).
UTF/UTA	(+)	Unidades de trabajo familiar / Unidades de trabajo agrícola (en tanto por uno).
<i>Productividad</i>		
PROD/UTA**	(-)	Producción por unidad de trabajo agrícola (en pesetas).
PROD/UDE**	(-)	Producción por unidad de dimensión europea (en pesetas).
<i>Estrategias y posibilidades de diversificación</i>		
PRODCONC	(+)	Indicador de la diversificación de la producción (Índice Herfindahl calculado a partir de 22 tipos de producción diferentes).
SAUREG	(-)	Porcentaje de superficie agrícola útil.
<i>Especialización productiva de la explotación (variables dicotómicas)</i>		
GAN	(-)	Predominio de producción ganadera en la producción total.
REG	(-)	Predominio de cultivos de regadío en la producción total.
SEC	(+)	Predominio de cultivos de secano en la producción total.
<i>Ubicación geográfica de la explotación (variables dicotómicas)</i>		
NORM	(-)	Localización en zonas normales.
DESFA	(+)	Localización en zonas desfavorecidas.
MONT	(+)	Localización en zonas de montaña.
Panel B: Variables contables		
<i>Estado financiero</i>		
D/A	(+)	Deudas sobre activo.
PC/AC	(+)	Pasivo circulante sobre activo circulante.
CP/AF	(-)	Capitales propios sobre activo fijo.
PACF/PROD	(+)	Porcentaje de arrendamientos y cargas financieras sobre el total de la producción.
D/BA	(+)	Porcentaje de la deudas sobre el beneficio de la explotación más la amortización.
<i>Eficiencia de la dirección</i>		
COST/A	(+)	Porcentaje de los costes totales de la explotación sobre el valor del activo.
PROD/AMET**	(-)	Ratio de rotación del activo: valor de la producción sobre el montante del activo menos el valor de las tierras.
BACFI/A***	(-)	Ratio de rendimiento: beneficio o renta familiar antes de cargas financieras e impuestos sobre el activo.

Leyenda:

Las variables siguen la metodología del FADN, la cual explica la Comisión Europea (1988, 1990).

* UDE define el tamaño de la explotación en base de su potencial bruto de valor añadido. Se calcula asignando valores predeterminados de valor añadido bruto a diferentes tipos de producción de las explotaciones. Una UDE equivale aproximadamente a 1200 ECU de margen estándar bruto. Esta medida estandarizada del tamaño constituye una unidad homogénea para diferentes tipos de explotación.

** La producción se refiere aquí a la valoración aplicada en la metodología FADN a la producción total de los cultivos, del ganado y de otros tipos de producción de una explotación.

*** La renta familiar de la explotación es el valor total de la producción y los subsidios menos los gastos específicos (semillas, fertilizantes, alimento para el ganado, etc.), gastos no específicos (mantenimiento de maquinaria y edificios, energía, trabajos contratados, agua, seguros, etc.), amortizaciones, salarios a miembros no pertenecientes a la familia, alquiler, impuestos e intereses pagados.

Tabla 2:
VALORES DE LAS VARIABLES INDEPENDIENTES CUANTITATIVAS EN LA MUESTRA UTILIZADA

TIPO DE EXPLOTACIÓN	EXPLOTACIONES VIABLES		EXPLOTACIONES INVIABLES TIPO 1		EXPLOTACIONES INVIABLES TIPO 2		
VARIABLE	MEDIA	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	MEDIA	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	MEDIA	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	
UDE	34.9	28.6	17.6	16.0	13.9	9.7	**
SAU	24.48	26.28	13.53	11.46	13.91	13.14	
UG	149.87	187.19	37.93	92.35	46.15	87.45	***
UTA	2.26	1.43	1.61	0.79	1.41	0.71	
EDAD	46.4	11.3	47.6	12.0	45.4	10.2	
UTF/UTA	0.760	0.269	0.885	0.173	0.812	0.291	
PROD/UTA	11629900	8730622	4579059	7823594	6069213	8117623	***
PROD/UDE	924145	801906	376879	386048	498946	583696	***
PROD/CONC	0.737	0.254	0.558	0.246	0.718	0.260	**
SAUREG	40.3	45.0	44.0	39.8	38.1	39.9	
D/A	0.04	0.06	0.04	0.10	0.06	0.09	
PC/AC	0.08	0.18	0.09	0.27	0.48	1.32	*
CP/AF	1.58	0.86	1.21	0.26	1.39	1.31	***
PACF/PROD	3.21	4.78	6.11	13.27	73.21	184.79	
D/BA	0.22	0.30	1.04	2.84	2.97	5.07	
COST/A	0.67	0.73	0.21	0.33	0.33	0.44	***
PROD/AMET	1.13	0.75	0.49	0.43	0.38	0.44	***
BACF/A	0.16	0.11	0.06	0.06	-0.02	0.05	***

Notas:

- Las explotaciones “viables” son aquellas que presentan $Y=0$, las “inviabiles tipo 1” corresponden a explotaciones cuyo valor de la variable dependiente es $Y=1$, mientras que las “inviabiles tipo 2” significan explotaciones completamente inviables, es decir cuyo valor de la variable dependiente es $Y=2$.
- Se ha aplicado el test “F” de análisis de la varianza o bien el test no paramétrico de “Kruskal-Wallis” para comparar tres muestras independientes que no cumplan las hipótesis de normalidad y homogeneidad de las varianzas. Los resultados están marcados de la siguiente manera:
 - * Variables significativas al 10% ($p<0.1$)
 - ** Variables significativas al 5% ($p<0.05$)
 - *** Variables significativas al 1% ($p<0.01$)

Tabla 3:
VALORES DE LAS VARIABLES INDEPENDIENTES CATEGÓRICAS EN LA MUESTRA UTILIZADA

Panel A: CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA POR TIPO DE PRODUCCIÓN

	Explotaciones viables		Explotaciones inviables 1		Explotaciones inviables 2		Total	
	Número de explotaciones	Porcentaje (por filas)	Número de explotaciones	Porcentaje (por filas)	Número de explotaciones	Porcentaje (por filas)	Número de explotaciones	Porcentaje (por filas)
Producción de secano	2	5.3	25	65.8	11	28.9	38	100.0
Producción de regadío	4	28.6	10	71.4	-	-	14	100.0
Explotación ganadera	13	43.3	11	36.7	6	20.0	30	100.0
Total (p<0.1)	19	23.2	46	56.1	17	20.7	82	100.0

Panel B: CARACTERÍSTICAS DE LA MUESTRA POR ZONA DE UBICACIÓN

	Explotaciones viables		Explotaciones inviables 1		Explotaciones inviables 2		Total	
	Número de explotaciones	Porcentaje (por filas)	Número de explotaciones	Porcentaje (por filas)	Número de explotaciones	Porcentaje (por filas)	Número de explotaciones	Porcentaje (por filas)
Zona de montaña	1	14.3	6	85.7	-	-	7	100.0
Zona desfavorecida	6	40.0	7	46.7	2	13.3	15	100.0
Zona normal	12	20.0	33	55.0	15	25.0	60	100.0
Total	19	23.2	46	56.1	17	20.7	82	100.0

Notas:

Se ha realizado el test de χ^2 a fin de observar entre la variable dependiente y las independientes. Como consecuencia de que hay alguna celda con frecuencia esperada menor que 5 hemos complementado el test de χ^2 con la medida Tau de Goodman i Kruskal. Para ver una relación ordenada de las variables hemos utilizado el test Tau de Kendall y el de Somers. Los resultados resultaron significativos al 1% (p<0.01) por tipo de producción, pero no resultaron significativos por zona de ubicación ni siquiera descendiendo al nivel del 10% (p<0.1) de exigencia.

Table 4:
 RESULTADOS DEL MODELO LOGIT MULTINOMIAL
 (Modelo 1: solamente con variables no-contables)

a) Ajuste del modelo:

Log-L del modelo	-61.59093
Log-L restringido	-81.12451
Reducción de la desviación Chi-cuadrado (12)	39.06715
Nivel de significación	0.1025855E-03

b) Variables en la ecuación:

VARIABLES	COEFICIENTES ESTIMADOS	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	T-RATIO	PROB T > X
Grupo Y=1				
UTF/UTA	4.1616	1.189	3.501	0.00046
SEC	1.4778	0.9391	1.574	0.11557
PROD/UDE	-0.19627E-05	0.8253E-06	-2.378	0.01740
SAU	-0.55980E-01	0.2205E-01	-2.538	0.01114
DESFA	-1.6041	0.9668	-1.659	0.09709
UG	-0.28363E-02	0.3253E-02	-0.872	0.38331
SAUREG	-0.46681E-02	0.8211E-02	-0.569	0.56967
Grupo Y=2				
UTF/UTA	2.0662	1.268	1.629	0.10325
SEC	2.2353	1.004	2.228	0.02591
PROD/UDE	-0.78254E-06	0.7925E-06	-0.987	0.32345
SAU	-0.55433E-01	0.2677E-01	-2.071	0.03838
DESFA	-1.8252	1.135	-1.608	0.10794
UG	-0.22907E-02	0.3657E-02	-0.626	0.53109
SAUREG	-0.85861E-02	0.9296E-02	-0.924	0.35569

Tabla 5:
 ACIERTO DE PREDICCIÓN DEL MODELO MULTINOMIAL 1
 (Modelo 1: solamente con variables no-contables)

<i>Observación</i>	<i>Predicción</i>			TOTAL	PORCENTAJE ACIERTO	PORCENTAJE ERROR
	Y=0	Y=1	Y=2			
Y=0	13	6	0	19	68.4%	31.6%
Y=1	3	41	2	46	89.1%	10.9%
Y=2	1	13	3	17	17.7%	82.3%
TOTAL	17	60	5	82	69.5%	30.5%

Tabla 6:
RESULTADOS DEL MODELO LOGIT MULTINOMIAL
 (Modelo 2 con variables contables y no contables)

a) Ajuste del modelo:

Log L modelo	-42.27392
Log-L restringido	-81.12451
Reducción de la desviación Chi-cuadrado (8)	77.70117
Nivel de significación	0.1000000E-06

b) Variables en la ecuación:

VARIABLES	COEFICIENTES ESTIMADOS	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	T-RATIO	PROB T >X
Grupo Y=1				
SAU	-0.48428E-01	0.2186E-01	-2.215	0.02675
BACFI/A	-24.408	8.188	-2.981	0.00288
PROD/AMET	-2.3486	0.9373	-2.506	0.01222
UTF/UTA	7.8846	2.172	3.629	0.00028
CP/AF	-0.24375	0.8863	-0.275	0.78330
Grupo Y=2				
SAU	-0.75615E-01	0.3810E-01	-1.985	0.04720
BACFI/A	-56.277	12.85	-4.381	0.00001
PROD/AMET	-2.4214	1.321	-1.833	0.06677
UTF/UTA	7.0891	2.342	3.027	0.00247
CP/AF	0.33005	0.9333	0.354	0.72362

Tabla 7:
 ACIERTO DE PREDICCIÓN DEL MODELO MULTINOMIAL 2
 (Modelo 2: con variables no-contables y contables)

<i>Observación</i>	<i>Predicción</i>			TOTAL	PORCENTAJE ACIERTO	PORCENTAJE ERROR
	Y=0	Y=1	Y=2			
Y=0	15	4	0	19	80.0	20.0
Y=1	3	41	2	46	89.1	10.9
Y=2	0	7	10	17	58.8	41.2
TOTAL	18	52	12	82	80.5	19.5

Tabla 8
COMPARACIÓN DEL ACIERTO DE PREDICCIÓN DE LOS MODELOS

	MODELO 1: MULTINOMIAL CON SOLAMENTE VARIABLES NO-CONTABLES				MODELO 2: MULTINOMIAL CON VARIABLES NO-CONTABLES I CONTABLES				MODELO ORDINAL CON VARIABLES NO-CONTABLES Y CONTABLES			
	Global	ESTADIOS VIABILIDAD			Global	ESTADIOS VIABILIDAD			Global	ESTADIOS VIABILITAT		
		Y=0	Y=1	Y=2		Y=0	Y=1	Y=2		Y=0	Y=1	Y=2
CRITERIO RPS:												
Puntuación (SS_N)	71,5	16,0	43,5	12	75,6	17,6	43,2	14,9	74,7	17,2	43	14,5
Casos (N)	82	19	46	17	82	19	46	17	82	19	46	17
% (SS_N/N)	87,2	84,3	94,5	70,5	92,2	92,4	93,9	87,5	91,1	90,6	93,5	85,1
CRITERIO CLASSIFICACIÓN POR CASOS:												
% de aciertos	69,5	68,4	89,1	17,7	80,5	80,0	89,1	58,8	74,4	73,7	84,8	47,1

Tabla 9
**RESULTADOS DEL MODELO ORDINAL
 CON VARIABLES NO-CONTABLES Y CONTABLES**

a) Ajuste del modelo:

Log L modelo	-47.29799
Log-L restringido	-81.12451
Reducción de la desviación Chi-cuadrado (8)	67.65304
Nivel de significación	0.1000000E-06

b) Variables en la ecuación:

VARIABLES	COEFICIENTES ESTIMADOS	DESVIACIÓN ESTÁNDAR	T-RATIO	PROB T =X
CONSTANTE	2.5906	1.309	1.979	0.04787
SAU	-0.44634E-01	0.2389E-01	-1.868	0.06171
BACFI/A	-28.919	4.611	-6.272	0.00000
PROD/AMET	-1.3989	0.6376	-2.194	0.02822
UTF/UTA	3.0824	1.233	2.499	0.01245
CP/AF	0.51058	0.5517	0.926	0.35468
μ_1	5.2374	0.8769	5.972	0.00000

Tabla 10:
 ACIERTO DE PREDICCIÓN DEL MODELO ORDINAL
 (con variables no-contables y contables)

<i>Observación</i>	<i>Predicción</i>			TOTAL	PORCENTAJE ACIERTO	PORCENTAJE ERROR
	Y=0	Y=1	Y=2			
Y=0	14	5	0	19	73.7	26.3
Y=1	4	39	3	46	84.8	15.2
Y=2	0	9	8	17	47.1	52.9
TOTAL	18	53	11	82	74.4	25.3