

LA INFORMACIÓN CONTABLE EN EL ANÁLISIS Y PREDICCIÓN DE VIABILIDAD DE LAS EXPLOTACIONES AGRÍCOLAS*

JOSEP M.^a ARGILÉS BOSCH

Universitat de Barcelona

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* ordinales. 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, inviability, modelos de predicción de fracaso empresarial.

Clasificación JEL: M20, M40, Q14.

El sector agrícola viene presentando desde hace varias décadas, en el conjunto de la Unión Europea (UE) y en España, 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. Los problemas sociales y territoriales derivados de esta tendencia son importantes. Entre los factores causantes de este fenómeno cabría destacar como el más importante, en la mayoría de los casos, 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 explo-

(*) Agradecimientos: se agradece las indicaciones y ayuda prestados por los profesores Salvador Torra y Josep Lluís Carrion, así como los datos suministrados por la *Xarxa Comptable Agrària de Catalunya* y los comentarios de dos revisores anónimos y un editor que contribuyeron a mejorar notablemente el contenido del artículo.

taciones 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, pág. 53)]. Las últimas rondas de la Organización Mundial del Comercio y 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. 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 las administraciones, los bancos, los inversores, los proveedores o los acreedores, están interesados en poder hacer predicciones acertadas sobre la viabilidad futura de una explotación agrícola, y en general a tomar decisiones sobre una base de información más sólida.

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. Kroll (1987), André (1987) y Sabaté y Enciso (1997) dicen que los agricultores llevan registros contables principalmente para satisfacer los requisitos requeridos para la solicitud de subvenciones y por motivos fiscales. Aunque 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. 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, a pesar de que generalmente se asume que la información contable es beneficiosa para las explotaciones agrícolas. 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. 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. Verstegen *et al.* (1995 y 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 objetivo de este artículo es proporcionar evidencia empírica de que la información contable aporta información significativa para la predicción y explicación 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.

1. LA DEFINICIÓN DE INVIABILIDAD

Leistriz y Ekstrom (1988) realizaron un inventario crítico de las diferentes medidas de fracaso empresarial utilizadas en los escasos trabajos aplicados al sector agrícola existentes entonces.

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 (1994), 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. Se han apuntado como principales motivos del descenso del número de explotaciones la jubilación del titular de la explotación [Fennell (1993, pág. 48)] y el rechazo de sus hijos a continuar el oficio agrícola [Poppe y Zachariasse (1986, pág. 374)], los cuales se producen principalmente como consecuencia de que sus explotaciones son económicamente inviables en una perspectiva a largo plazo, a pesar de los componentes sentimentales y toda la gama de valoraciones realizadas por el agricultor que no son objeto de transacción comercial, que se pueden denominar rentas de no mercado, o más concretamente rentas ambientales.

Tampoco la generación de *cash flow* es un indicador apropiado, según pusieron en evidencia Colwell y Koroluk (1990). 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.

Lo inapropiado de las diferentes medidas de rentabilidad utilizadas por Kauffman y Tauer (1986) para medir el éxito de las explotaciones agrícolas, fue puesto de manifiesto por Lins *et al.* (1987).

Los complejos ratios de viabilidad utilizados por Smale *et al.* (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 se ha continuado 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. En esta línea, la definición empleada en el Reglamento (CEE) n.º 2328/91 del Consejo tenía el objetivo de proporcionar información para 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 mi 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. No obstante, dentro de las explotaciones inviables

existen niveles 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 directamente generan pérdidas sin, por tanto, ninguna posibilidad de retribución, aunque sea parcial, del trabajo familiar. Así, definimos la variable categórica Y .

$Y_i = 0$ 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 expresión:

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

donde, siguiendo la metodología de la Red de Información 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 una 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, pág. 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.

Cabe señalar que el modelo que se plantea no incluye otras rentas de no mercado que la remuneración que obtendría el trabajo familiar en colocaciones alternativas. Diversos estudios [por ejemplo, Campos *et al.* (2001), Caparrós *et al.* (2003)] analizaron el concepto y los componentes de las rentas no comerciales y hallaron evidencia empírica sobre la relevancia de las mismas en explotaciones agrícolas y forestales. Faltaría, por lo tanto, incluir otras valoraciones que producen coste o bienestar, como por ejemplo la renta del autoconsumo ambiental del agricultor, para que el modelo propuesto sirviera más plenamente como una herramienta operativa para su aplicación a la realidad. Debido a las dificultades de obtención de datos sobre este tipo de valoraciones, así como a las finalidades modestas del estudio, se utiliza esta medida más limitada de viabilidad, que no obstante parece válida para los objetivos propuestos.

2. METODOLOGÍA

2.1. La regresión logística

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)].

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, se ha empleado el *logit* ordinal, que presenta la siguiente formulación para los $J+1$ estadios de la variable dependiente [Greene (1993, págs. 672-674)]:

$$\text{Prob}(y = 0) = \Phi(-\beta'x), \quad [2]$$

$$\text{Prob}(y = 1) = \Phi(\mu_1 - \beta'x) - \Phi(-\beta'x), \quad [3]$$

$$\text{Prob}(y = j) = \Phi(\mu_j - \beta'x) - \Phi(\mu_{j-1} - \beta'x), \quad [4]$$

$$\text{Prob}(y = J) = 1 - \Phi(\mu_{J-1} - \beta'x), \quad [5]$$

donde $\beta = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n)$, $\alpha_0 = 0$ y α_i son los coeficientes de las n variables del modelo, $\mu_j > 0$ son los puntos de corte y Φ es la frecuencia acumulada hasta a un determinado punto, de manera que:

$$\Phi(\cdot) = \frac{e^{(\cdot)}}{1 + e^{(\cdot)}} \quad [6]$$

2.2. Las variables independientes

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 agrícolas¹, en los cuales se hallaron las siguientes

(1) Se revisaron los siguientes 21 artículos: Crabtree (1985), Smale *et al.* (1986), Wadsworth y Bravo-Ureta (1992), Lines y Morehart (1984), Carley y Flechter (1988), Reinsel y Brake FHA [en

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 como el número de integrantes del hogar de la explotación agrícola no pudieron ser obtenidas para la muestra utilizada en este estudio.

Se consideraron diferentes variables que se pueden obtener sin necesidad de ninguna elaboración contable relativas al tamaño de la explotación, las características del agricultor, las estrategias y posibilidades de diversificación de la producción de la explotación, su orientación productiva y su ubicación geográfica. Asimismo se consideraron también indicadores referentes al estatus financiero y la eficiencia en la gestión de la explotación, que no están disponibles más que si la explotación elabora su contabilidad.

El cuadro 1 relaciona y describe estas variables mostrando el signo esperado con respecto a la variable dependiente. Así, según Reinsel y Brake (1966) y Adelaja y Rose (1988) cabe esperar que las explotaciones más grandes sean más viables. Carley y Flechter (1998) y Lines y Zulauf (1985) hallaron que los agricultores más experimentados y profesionales eran capaces de tomar mejores decisiones, con lo cual es de esperar que sus explotaciones sean más viables. Wadsworth y Bravo-Ureta (1992) y Carley y Flechter (1998) hallaron que las más productivas presentaban menor probabilidad de inviabilidad. Lines y Morehart (1987) encontraron que la diversificación está asociada con la mayor viabilidad. Es de esperar que las explotaciones con disponibilidad de tierra en regadío podrán obtener mejores productividades y diversificación de productos, lo cual favorecerá su viabilidad. Lo mismo cabe decir de las explotaciones con predominio de productos ganaderos y de regadío respecto de aquellas en que predominan los productos de secano. La Comisión de la UE (1994b) halló que las explotaciones ubicadas en zonas normales obtienen mejores resultados que las ubicadas en zonas de montaña y desfavorecidas, lo cual hace suponer también mayores probabilidades de viabilidad, al igual que para las explotaciones que reciben mayores subvenciones y a diferencia de las más endeudadas y con mayores cargas financieras, que pueden verse obligadas, en determinadas circunstancias, a tomar decisiones que pongan en peligro su viabilidad. Finalmente, una gestión empresarial óptima favorecerá la viabilidad de la explotación.

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 *et al.* (1994), Knopf y Schoney (1993), Bauer y Jordan (1971), Johnson y Hagan (1973), Evans FHA [en Knopf y Schoney (1993)], Evans FHA [en Knopf y Schoney (1993)], Turvey y Brown (1990), Mortensen *et al.* (1988), y Turvey (1991).

Cuadro 1: DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES INDEPENDIENTES

Variable	Signo esperado	Descripción
Panel A: Variables no contables		
<i>Tamaño</i>		
UDE ^a	(-)	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 ciento).
<i>Productividad</i>		
PROD/UTA ^b	(-)	Producción por unidad de trabajo agrícola (en pesetas).
PROD/UDE ^b	(-)	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 en regadío.
<i>Especialización productiva de la explotación (variables dicotómicas: el valor 1 indica la característica, 0 en caso contrario)</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: el valor 1 indica la característica, 0 en caso contrario)</i>		
NORM	(-)	Localización en zonas normales.
DESFA	(+)	Localización en zonas desfavorecidas.
MONT	(+)	Localización en zonas de montaña.
<i>Subvenciones recibidas por la explotación</i>		
SUBV/PROD	(-)	Porcentaje de subvenciones recibidas en relación a la producción.

Cuadro 1: DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES INDEPENDIENTES (continuación)

Variable	Signo esperado	Descripción
Panel B: Variables contables		
<i>Estatus financiero</i>		
D/A	(+)	Deudas sobre activo.
PC/AC	(+)	Pasivo circulante sobre activo circulante.
CP/AF	(-)	Capitales propios sobre activo fijo (en tanto por ciento).
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 gestión</i>		
COST/A	(+)	Porcentaje de los costes totales de la explotación sobre el valor del activo.
PROD/AMET ^b	(-)	Ratio de rotación del activo: valor de la producción sobre el montante del activo menos el valor de las tierras.
BACFI/A ^c	(-)	Ratio de rendimiento: beneficio o renta familiar antes de cargas financieras e impuestos sobre el activo (en tanto por ciento).

Notas:

Las variables siguen la metodología del FADN, la cual explica la Comisión de la UE (1997, 1998).

(a) UDE define el tamaño de la explotación en base a 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 1.200 ECUS de margen estándar bruto. Esta medida estandarizada del tamaño constituye una unidad homogénea para diferentes tipos de explotación.

(b) 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.

(c) 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.

Fuente: Elaboración propia.

2.3. Hipótesis

La hipótesis que se plantea en este trabajo es que la contabilidad añade información significativa para la predicción de varios niveles de viabilidad de las explotaciones agrícolas. Para realizar la contrastación empírica de esta hipótesis se compara el modelo que contiene la mejor selección de variables no contables con el que contiene la mejor selección de variables contables y no contables. De esta manera, se construye el modelo más predictivo posible con variables no contables, que se denomina con el nombre de modelo 1, y el modelo más predictivo que es

posible obtener añadiendo información contable, que se denomina con el nombre de modelo 2. Según la hipótesis planteada, el modelo 2 debe ser significativamente más predictivo y explicativo de la inviabilidad de las explotaciones agrícolas.

Para la selección de los modelos a partir del conjunto de variables que se muestran en la tabla 1, dado que no se conocen criterios de selección automática cuando la variable dependiente adopta más de dos valores, se partió de una primera selección mediante el procedimiento *forward stepwise* con el criterio estadístico *wald* para variables dependientes dicotómicas, que luego se complementó mediante ensayos por tanteo con otras variables.

Para contrastar el ajuste de los modelos, así como la comparación entre ambos, se utilizaron los tests clásicos de reducción de la desviación, el criterio de información Akaike (CIA), las tablas de acierto de predicción, así como el llamado *ranked probability score rule* (RPS), cuyos detalles se explican en el anexo.

3. LA MUESTRA UTILIZADA

RICA proporciona estadísticas anuales sobre el estado de la agricultura en la UE y constituye una base de datos revisada y estandarizada muy valiosa. Los datos son recogidos mediante encuestas rotativas a unas 60.000 explotaciones de toda la UE de los quince estados miembros en el período al cual se refieren los datos utilizados para este estudio. 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. Por tanto, la inferencia de los resultados debe hacerse extensible básicamente al universo que pretende representar RICA. En Comisión de la UE (1997, 1998) y en la web de la División RICA de la Dirección General de Agricultura de la UE² consta una descripción completa de los procedimientos y metodología que utiliza.

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 la definición de viabilidad utilizada se obtuvieron 19 explotaciones viables, es decir con un valor de la variable dependiente $Y = 0,46$ explotaciones inviables correspondientes al valor de $Y = 1$, y 17 explotaciones presentan en la muestra el nivel más grave de inviabilidad, correspondiente al valor de la variable dependiente $Y = 2$. No se conocen datos concluyentes sobre las proporciones que estos tres grupos presentarían en la población total de las explotaciones comerciales, pero se puede considerar que esta muestra en este aspecto representa adecuadamente a la población de las explotaciones comerciales. Efectivamente, por una parte, la muestra fue obtenida sin ningún prerrequisito *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

(2) www.europa.eu.int/comm/agriculture/rica/index_en.cfm.

proporción de explotaciones viables en la UE: el 11% en Cataluña y el 35% en Bélgica, que suponía el mayor porcentaje de todos los países de la UE. A efectos de comparación de estos datos con la muestra hay que tener en cuenta que el estudio de la Comisión utilizó un criterio de inviabilidad más restrictivo, dado que consideró también la remuneración del capital empleado. Las elevadas cifras de reducción en el número de las explotaciones que arrojan los sucesivos censos agrícolas (31,5% de reducción en el número de explotaciones censadas entre 1989 y 1999 en Cataluña³) van en la línea de otorgar credibilidad a estas cifras de inviabilidad.

El cuadro 2 compara algunas magnitudes de la muestra utilizada con las de la población. Según estos datos, las explotaciones de la muestra son representativas en algunos aspectos como la ubicación geográfica o la proporción de explotaciones ganaderas, pero son de mayor tamaño que las de la población, especialmente en el caso de las explotaciones ganaderas. En realidad, según se ha comentado anteriormente, RICA pretende representar a las explotaciones consideradas comerciales y no a todo el censo, que incluye muchas pequeñas explotaciones cuya finalidad básica es el autoconsumo o el mantenimiento de la propiedad, aunque sea desarrollando una mínima actividad.

Cuadro 2: REPRESENTATIVIDAD DE LA MUESTRA UTILIZADA

	Muestra 1989	Censo 1989 ^a
Ha/explotación	15,45	12,5
UTA/explotación	1,72	1,06
UTF/UTA	84,07	78,70
% explotaciones con ganadería	39,00	34,24
UG/ explotación con ganadería	168,03	63,5
UG/explotación	65,57	21,74
% explotaciones en zona normal	73,17	75,00 ^b
% explotaciones en zona de montaña	8,54	6,25 ^b
% explotaciones en zona desfavorecida	18,29	18,75 ^b

Notas:

(a) Elaboración propia a partir de los datos publicados en *Institut d'Estadística de Catalunya* (1998).

(b) Datos de 1988 relativos al campo de observación RICA [Comisión de la UE (1994b)].

Fuente: Elaboración propia.

Se puede considerar que, dada la selección de la muestra sin ningún prerrequisito en cuanto a su composición, el estudio evita los defectos metodológicos que Palepu (1986) mostró que aparecen cuando se utilizan muestras no aleatorias de igual tamaño para las distintos estadios en modelos de predicción binarios.

(3) Calculado a partir de los datos que se pueden encontrar en: <http://www.idescat.es/scripts/perform.dll?TC=888&V0=100+546+99&V1=101>.

Cuadro 3: VALORES DE LAS VARIABLES INDEPENDIENTES CUANTITATIVAS EN LA MUESTRA UTILIZADA

Variable	Explotaciones viables		Explotaciones inviábiles tipo 1		Explotaciones inviábiles tipo 2	
	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar	Media	Desviación estándar
UDE	34,9	28,6	17,6	16,0	13,9	9,7
SAU	21,48	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	76,02	26,86	88,46	17,31	81,20	29,07
PROD/UTA	11.629.900	8.730.622	4.579.059	7.823.594	6.069.213	8.117.623
PROD/UDE	924.145	801.906	376.879	386.048	498.946	583.696
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
SUBV/PROD	0,543	0,944	1,598	3,424	0,801	1,412
D/A	0,0402	0,0626	0,0436	0,1000	0,0632	0,0913
PC/AC	0,0753	0,1759	0,0907	0,2710	0,4838	1,3160
CP/AF	158,39	85,81	121,25	25,79	138,65	130,80
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
BACFI/A	15,93	10,30	5,79	5,40	-1,44	4,55

Notas: Las explotaciones “viables” son aquellas que presentan $Y = 0$, “inviábiles tipo 1” corresponde a explotaciones cuyo valor de la variable dependiente es $Y = 1$, mientras que “inviábiles tipo 2” significa explotaciones completamente inviábiles, es decir aquellas 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% ($p < 0,01$).

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 4: 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 (por filas)	Porcentaje explotaciones (por filas)	Número de explotaciones (por filas)	Porcentaje explotaciones (por filas)	Número de explotaciones (por filas)	Porcentaje explotaciones (por filas)		
Producción de secoano	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	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 (por filas)	Porcentaje explotaciones (por filas)	Número de explotaciones (por filas)	Porcentaje explotaciones (por filas)	Número de explotaciones (por filas)	Porcentaje explotaciones (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

Nota: Se ha realizado el test de χ^2 para contrastar relación de dependencia entre las variables. Como consecuencia de que hay alguna celda con frecuencia esperada menor que 5 se ha complementado el test de χ^2 con la medida Tau de Goodman i Kruskal. Para realizar el contraste suponiendo una relación ordenada entre las variables se ha utilizado el test Tau de Kendall y el de Somers. Los resultados fueron significativos al 1% ($p < 0,01$) por tipo de producción, pero no resultaron significativos por zona de ubicación ni siquiera descendiendo al nivel de exigencia del 10% ($p < 0,1$).

Fuente: Elaboración propia.

Las características de la muestra se presentan en los cuadros 3 y 4. 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.

4. RESULTADOS

Considerando solamente las variables no contables el proceso automático seleccionó las variables *UTF/UTA* (proporción de trabajo familiar sobre el total del trabajo empleado en la explotación), *SEC* (predominio de cultivos de secano) y *PROD/UDE* (producción por unidad de dimensión), cuando la variable dependiente estaba definida como dicotómica, tomando las explotaciones viables ($Y = 0$), por un lado, y el conjunto de las inviables ($Y = 1$ e $Y = 2$), por otro lado. Cuando dicha variable distingue entre las explotaciones que cumplen $Y = 0$ e $Y = 1$, por un lado, e $Y = 2$, por otro, el proceso seleccionó automáticamente la variable *REG* (predominio de cultivos de regadío). Todas estas variables juntas conforman el modelo 1, que identificamos como el mejor posible a partir de la información superficial que se puede construir sin información elaborada contablemente. Cualquier otra estimación mediante *logit* ordinal, con la variable dependiente definiendo tres estadios de viabilidad, ensayada mediante combinaciones de variables independientes no contables, no ofreció un modelo mejor que éste. Según se puede observar en el cuadro 5, el modelo presenta un buen ajuste, estadísticamente significativo con $p < 0,01$, pero ninguno de los coeficientes de las variables, si bien presentan el signo esperado, resulta significativo al nivel de confianza del 5%. Solamente el predominio de explotaciones en secano apenas lo es, cuando el nivel de exigencia lo situamos en el 10%. El acierto de predicción del modelo es bajo, especialmente para los estadios extremos de viabilidad.

Añadiendo a las variables no contables las obtenidas a través de la contabilidad, el proceso automático seleccionó las variables *UTF/UTA* (proporción de trabajo familiar sobre el total del trabajo empleado en la explotación), *SAU* (superficie agrícola útil), *BACFI* (el ratio de rendimiento) y *PROD/AMET* (el ratio de rotación del activo exceptuando el valor de las tierras), cuando la variable dependiente estaba definida como dicotómica, tomando las explotaciones viables ($Y = 0$), por un lado, y el conjunto de las inviables ($Y = 1$ e $Y = 2$). Cuando dicha variable distingue entre las explotaciones que cumplen $Y = 0$ e $Y = 1$, por un lado, e $Y = 2$ por otro, el proceso seleccionó automáticamente la variable *CP/AF* (capitales propios sobre el activo fijo). Todas estas variables juntas conforman el modelo 2, que identificamos como el mejor posible cuando se dispone de información contable. Ninguna de las estimaciones mediante *logit* ordinal, con la variable dependiente definiendo tres estadios de viabilidad, ensayada mediante combinaciones por tanteo con el conjunto de las variables independientes contables y no contables, ofreció un modelo mejor que éste. Según se puede observar en el cuadro 6 el modelo presenta un buen ajuste, altamente significativo. Todas las variables, con la excepción del ratio de capitales propios sobre el activo fijo, presentan el signo esperado y son estadísticamente significativas al nivel de exigencia del 10%. El ratio de rotación del activo no resulta ya significativo cuando situamos este nivel en el 5%.

**Cuadro 5: RESULTADOS DEL MODELO CONFECCIONADO
CON VARIABLES NO CONTABLES (MODELO 1)**

a) Ajuste del modelo				
-2 Log-L del modelo			162,249	
-2 Log-L restringido			147,128	
Reducción de la desviación Chi-cuadrado (4 gl)			15,120	
Nivel de significación			0,004457	
Criterio de Información Akaike (CIA)			159,12	
b) Variables en la ecuación				
Variables	Coeficientes estimados	Desviación estándar	Prob T = X	
Umbral Y = 0	-0,15679025	1,12792538	0,88944411	
Umbral Y = 1	2,80455796	1,19492736	0,01892256	
UTF/UTA	0,013451154	0,010315407	0,19223811	
REG	-0,35091426	0,78186165	0,65356233	
SEC	1,11158049	0,67559832	0,09990229	
PROD/UDE	-7,7329E-07	5,3674E-07	0,14966434	
c) Acierto de predicción				
Estadio de viabilidad	Casos observados (N)	Porcentaje de acierto por casos	Criterio RPS	
			Puntuación (SS _n)	% (SS _n /N)
Y = 0	19	26,32%	15,10	
Y = 1	46	100,00%	43,15	
Y = 2	17	0,00%	11,35	
TOTAL	82	62,20%	69,60	84,88

Nota: Definición de las variables: UTF/UTA = unidades de trabajo familiar / unidades de trabajo agrícola (en tanto por ciento); REG = predominio de cultivos de regadío en la producción total; SEC = predominio de cultivos de secano en la producción total; PROD/UDE = producción por unidad de dimensión europea (en pesetas).

Fuente: Elaboración propia.

De los datos del cuadro 6 se desprende que, consecuentemente con las hipótesis planteadas, una baja proporción de trabajo familiar está significativamente asociada con mayor viabilidad, lo cual es indicio de agricultores profesionales que gestionan explotaciones modernas con abundante trabajo contratado. El significativo signo de la variable tamaño, expresado en superficie agrícola útil, indica mayores posibilidades de aplicación de economías de escala, avances técnicos e innovaciones, así como de mejores dotaciones de capital por parte de las explotaciones

más grandes, que les permitirá a largo plazo obtener mejores resultados y, por tanto, mayor viabilidad. Asimismo, los valores correspondientes a los ratios contables de rendimiento y de rotación de los activos sugieren que la contabilidad permite indicadores fiables de la eficiencia de la gestión, cuya información se traduce en decisiones óptimas que a su vez aseguran la viabilidad de las explotaciones.

Cuadro 6: RESULTADOS DEL MODELO CONFECCIONADO
CON VARIABLES CONTABLES Y NO CONTABLES (MODELO 2)

a) Ajuste del modelo				
-2 Log-L del modelo			162,249	
-2 Log-L restringido			90,042	
Reducción de la desviación Chi-cuadrado (5 gl)			72,207	
Nivel de significación			0,0000	
Criterio de Información Akaike (CIA)			104,042	
b) Variables en la ecuación				
Variables	Coefficientes estimados	Desviación estándar	Prob T = X	
Umbral Y = 0	-2,56823367	1,379976334	0,06273418	
Umbral Y = 1	2,964365786	1,344728455	0,0274938	
SAU	-0,044223	0,021326681	0,0381165	
BACFI/A	-0,33719883	0,06699244	4,8189E-07	
UTF/UTA	0,033373189	0,01322608	0,01162637	
CP/AF	0,006306386	0,004191057	0,13239494	
PROD/AMET	-1,22194585	0,668941957	0,06774723	
c) Acierto de predicción				
Estadio de viabilidad	Casos observados (N)	Porcentaje de acierto por casos	Criterio RPS	
			Puntuación (SS _n)	% (SS _n /N)
Y = 0	19	68,42%	17,26	
Y = 1	46	82,61%	43,02	
Y = 2	17	47,06%	14,46	
TOTAL	82	71,95%	74,73	91,14

Nota: Definición de las variables: SAU = superficie agrícola útil (en hectáreas); BACFI/A = ratio de rendimiento: renta familiar antes de cargas financieras e impuestos sobre el activo (en tanto por ciento); UTF/UTA = unidades de trabajo familiar / unidades de trabajo agrícola (en tanto por ciento); CP/AF = capitales propios sobre activo fijo (en tanto por ciento); PROD/AMET = ratio de rotación del activo: valor de la producción sobre el montante del activo menos el valor de las tierras.

Fuente: Elaboración propia.

El cuadro 7 ofrece una explicación más completa de la interpretación de los efectos de las variables independientes sobre la probabilidad de viabilidad. En él se muestran los efectos marginales de cada variable sobre las probabilidades de pertenencia a cada estadio de viabilidad, evaluados a partir de los valores medios de cada variable independiente del modelo 2 en la muestra. Así, dados dichos valores medios, y manteniéndose todos los demás constantes, una explotación que aumentara en una hectárea su superficie agrícola, o en un punto porcentual el rendimiento de los activos, o en una unidad la rotación de los activos, aumentaría su probabilidad de viabilidad, a la vez que disminuiría la probabilidad de inviabilidad significada por los estadios 1 y 2, en los valores que se muestran en dicho cuadro, expresados en tanto por uno. Los efectos serían de signo inverso para la proporción de trabajo familiar y para el ratio de capitales permanentes, teniendo en cuenta que el signo de esta última variable no es estadísticamente significativo en la estimación del modelo, según se ha comentado antes.

Cuadro 7: EFECTOS MARGINALES PARA LAS VARIABLES DEL MODELO CON VARIABLES CONTABLES Y NO CONTABLES (MODELO 2)

Variables	Y = 0	Y = 1	Y = 2
SAU	0,0030	-0,0010	-0,0020
BACFI/A	0,0228	-,0075	-0,0154
UTF/UTA	-0,0023	0,0007	0,0015
CP/AF	-0,000427	0,000140	0,000287
PROD/AMET	0,0827	-0,0271	-0,0556

Nota: Definición de las variables: SAU = superficie agrícola útil (en hectáreas); BACFI/A = ratio de rendimiento: renta familiar antes de cargas financieras e impuestos sobre el activo (en tanto por ciento); UTF/UTA = unidades de trabajo familiar / unidades de trabajo agrícola (en tanto por ciento); CP/AF = capitales propios sobre activo fijo (en tanto por ciento); PROD/AMET = ratio de rotación del activo: valor de la producción sobre el montante del activo menos el valor de las tierras.

Fuente: Elaboración propia.

Según se observa en los cuadros 5 y 6, el acierto de predicción del modelo 2 (confeccionado con variables contables y no contables) es mucho mayor que el del modelo 1 (que sólo cuenta con variables no contables), dado que permite mayor acierto en la predicción de los dos estadios correspondientes a los valores extremos de la variable dependiente. Los mismos cuadros muestran también un superior acierto de predicción para el modelo 2 (con una puntuación RPS de 74,73) que para el modelo 1 (con una puntuación de 69,6) mediante el criterio más refinado del RPS correspondiente a la ecuación [9] del anexo.

La comparación de los dos modelos mediante el CIA da una diferencia muy grande (de 55,08), lo cual es una constatación más de la superioridad del modelo 2 sobre el modelo 1.

Otra manera de comparar el ajuste de estos dos modelos es, dado que están contruidos con variables distintas, recurriendo a un tercer modelo que englobe

todas las variables de ambos: las cuatro variables del modelo 1 y las cinco del modelo 2, una de las cuales, la proporción del trabajo familiar, es común a ambos. La reducción de la desviación de este tercer modelo, cuyas estimaciones no se considera necesario mostrar en cuadro alguno, según la fórmula [7] del anexo es 77,486 con 8 grados de libertad. Comparando con el cuadro 6 puede verse que la reducción de desviación del tercer modelo respecto del modelo 2 es de solamente 5,279, lo cual no arroja diferencias significativas (ni siquiera para $p < 0,1$) para una distribución de χ^2 con 3 grados de libertad. En cambio, el tercer modelo sí que supone una reducción de desviación significativa para $p < 0,01$ respecto del modelo 1 (62,365 de diferencia para una distribución de χ^2 con 4 grados de libertad). En consecuencia, a través de esta comparación indirecta podemos concluir que el modelo 2 (que contiene información contable) es significativamente más explicativo (con $p < 0,01$) de la inviabilidad de las explotaciones agrícolas que el modelo 1 (que solamente contiene información no contable).

Con lo cual queda contrastada la hipótesis de que la contabilidad proporciona información significativamente mejor para la explicación y predicción de la viabilidad (o inviabilidad) de las explotaciones agrícolas.

La existencia de endogeneidad en alguna de las variables independientes podría poner en cuestión la validez de los resultados. Para contrastar la validez de los resultados ante esta circunstancia, se planteó la posibilidad de existencia de variables instrumentales para las independientes de los dos modelos y se aplicó el clásico test de Durbin-Wu-Hausman [Davidson y MacKinnon (1993)], que se expone en el anexo.

Aunque para la mayor parte de las variables contrastadas no parece lógica la existencia de endogeneidad, se intentó ser conservador en este sentido formulando cualquier posible hipótesis de endogeneidad.

Respecto al primer modelo, se consideró la posibilidad de que la proporción de trabajo familiar (*UTF/UTA*) estuviera fuertemente influenciado por el montante total del trabajo utilizado por la explotación, expresado en unidades de trabajo agrícola (*UTA*). Según este razonamiento, una explotación poco intensiva en trabajo requeriría poco más trabajo que el realizado por el grupo familiar, con lo cual éste tendría una elevada proporción dentro del total, y viceversa. Asimismo, para la productividad relativa respecto a la medida estandarizada de dimensión de la explotación (*OUTPUT/UDE*), se consideró dicha medida de dimensión *UDE* como una posible variable instrumental. Puede argumentarse, por tanto, que la productividad depende del tamaño de la explotación. No hay ninguna razón para pensar que las dos variables dicotómicas expresando la especialización productiva de la explotación sean endógenas.

En cuanto al segundo modelo, se consideró la posibilidad de que la rentabilidad económica de los activos (*BACFIA*) fuera endógena y dependiente de la ubicación geográfica. Según se ha comentado, el estudio de la Comisión de la UE (1994b) halló que las explotaciones ubicadas en zonas desfavorecidas y de montaña proporcionan menores resultados que las ubicadas en zonas normales. Se utilizaron dos *dummies* para indicar la ubicación en las dos primeras zonas (*DESFA* y *MONT* respectivamente) cuando estas variables toman valor 1, y 0 en caso contrario. Igual que en el modelo 1, la proporción de trabajo familiar se considera sospechosa de en-

dogeneidad y dependiente del trabajo total utilizado en la explotación. Para el indicador de productividad en relación al activo excluyendo el valor de las tierras (*PROD/AMET*), se presume que, igual que en la variable no contable de productividad del modelo 1, el tamaño expresado en unidades de dimensión europea puede ser una posible variable instrumental. Respecto a la relación entre los capitales propios y los activos fijos (*CP/AF*) se sospecha que ésta puede depender del nivel de inversión realizada por la empresa, tomando como variable instrumental el porcentaje de inversión bruta sobre el valor del activo (*INV/A*). No se considera posible la existencia de endogeneidad para la superficie agrícola útil (*SAU*).

El contraste de significatividad conjunto de la expresión [13] del anexo arroja valores suficientemente bajos como para rechazar la existencia de exogeneidad, ni siquiera para el punto crítico de $p = 0,01$: 2,38 con 2 grados de libertad para el modelo 1 y 3,67 con 4 grados de libertad para el modelo 2. El test de Hausman para el modelo 1 (confeccionado solamente con variables no contables) prueba, según los coeficientes de la expresión [12] del anexo, la existencia de endogeneidad para la variable productividad (*OUTPUT/UDE*) con $p = 0,095$. Aunque este nivel de significatividad podría considerarse despreciable y el test conjunto no ofrece dudas, se asume la existencia de endogeneidad, sometiendo de esa manera el modelo y las conclusiones del estudio al máximo riesgo de ser falsadas. El modelo 2 (confeccionado con variables contables y no contables) no arroja riesgo de endogeneidad para ninguna de las variables, ni siquiera con $p < 0,1$.

Assumiendo que los resultados del estudio son sensibles a la endogeneidad en el modelo 1, para contrastar la validez de los mismos se reestimó este modelo substituyendo en éste la variable endógena por su valor pronosticado obtenido mediante la estimación de la expresión [11] del anexo. Los resultados, que se exponen en el cuadro 8, no muestran diferencias importantes respecto a la estimación inicial del cuadro 5.

De la comparación de los resultados obtenidos de la reestimación del modelo 1 (cuadro 8) y del modelo 2 (cuadro 6) se desprende que las conclusiones básicas del estudio continúan siendo válidas. El acierto de predicción del modelo 2 continúa siendo substancialmente superior al del modelo 1, tanto si éste se mide por la clasificación de los casos, como por el criterio más refinado del RPS. El CIA da una diferencia ampliamente holgada entre los dos modelos (54,04) como para que el segundo pueda considerarse significativamente superior al primero.

**Cuadro 8: ESTIMACIÓN CORRIENDO LA ENDOGENEIDAD DEL MODELO
CONFECCIONADO CON VARIABLES NO CONTABLES (MODELO 1)**

a) Ajuste del modelo				
-2 Log-L del modelo			162,249	
-2 Log-L restringido			146,079	
Reducción de la desviación Chi-cuadrado (4 gl)			16,170	
Nivel de significación			0,004457	
Criterio de Información Akaike (CIA)			158,079	
b) Variables en la ecuación				
Variables	Coefficientes estimados	Desviación estándar	Prob T = X	
Umbral Y = 0	2,605793	1,611535		
Umbral Y = 1	5,585642	1,700432		
UTF/UTA	0,01053101	0,01074756	0,327	
REG	1,887645	1,176987	0,109	
SEC	3,467887	1,185798	0,003	
PRONPROD/UDE	2,199E-06	1,29E-067	0,089	
c) Acierto de predicción				
Estadio de viabilidad	Casos observados (N)	Porcentaje de acierto por casos	Criterio RPS	
			Puntuación (SS _n)	% (SS _n /N)
Y = 0	19	31,58%	14,88	
Y = 1	46	95,65%	43,06	
Y = 2	17	0,00%	11,70	
TOTAL	82	60,98%	69,64	84,93

Nota: Definición de las variables: UTF/UTA = unidades de trabajo familiar / unidades de trabajo agrícola (en tanto por ciento); REG = predominio de cultivos de regadío en la producción total; SEC = predominio de cultivos de secano en la producción total; PRONPROD/UDE = estimación de la producción por unidad de dimensión europea (en pesetas) a partir de la variable instrumental.

Fuente: Elaboración propia.

5. CONCLUSIONES

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 proporciona 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 explicación y predicción de la viabilidad de las explotaciones agrícolas. La contabilidad permite identificar ampliamente, 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 hay que olvidar que, como hacen constar Chittenden *et al.* (1998), los costes de cumplimentar formalidades contables y administrativas son elevados para las pequeñas empresas, y que ésta podría ser una razón importante para explicar por qué las explotaciones agrícolas no confeccionan la contabilidad.

A pesar de lo incompleta que pueda resultar la medida de la inviabilidad utilizada en este estudio, debido a los componentes sentimentales, y toda la gama de compensaciones no explicitadas mediante el mercado, como los relativos a factores medioambientales, que conlleva el oficio de agricultor, se puede considerar que ésta es una definición útil y cuantificable con los datos disponibles. Si bien es discutible el hecho de que pueda existir una definición operativa de viabilidad económica, entre otras cosas porque existen producciones de no mercado que habría que tener en cuenta, el objetivo de este artículo se limita a que la contabilidad puede favorecer la eficiencia, incentivando una gestión más racional, dado que proporciona una mejor información para la gestión de las explotaciones agrícolas, así como para la toma de decisiones por parte de agentes externos a la explotación. En concreto, en este estudio se da un paso en esta dirección al aportar evidencia empírica de que la contabilidad aporta información significativa para la predicción y explicación de la viabilidad futura de las explotaciones agrícolas, tal como se ha definido aquí este concepto. Este trabajo pretende ser una aportación de evidencia empírica para la contrastación de que los agricultores y las diferentes administraciones y agentes implicados en el sector agrícola 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. El desarrollo de la contabilidad agrícola puede llevar también a la valoración de las producciones de no mercado, así como a una mejor cuantificación de la función de renta de cada agricultor. Por el contrario, sin el desarrollo de la contabilidad estaremos cada vez más lejos, incluso, de esta posibilidad.

Aunque no hay manera de comprobar si las explotaciones de la muestra consideradas inviables según el criterio empleado han abandonado o no la actividad agrícola a lo largo de los años posteriores a los que se refiere el estudio, creo que

la medida de viabilidad empleada constituye una buena manera de enfocar el problema. No obstante, una reelaboración a partir de una definición más compleja de viabilidad económica en la que la renta comercial de la explotación constituya una parte de una renta total más completa proporcionaría una herramienta más útil para el objetivo del análisis de la viabilidad de las explotaciones agrícolas, y constituye, por tanto, una propuesta para futuras investigaciones. No obstante, el modelo planteado parece suficientemente válido para el objetivo más modesto de contrastar la importancia de la información contable para la explicación y predicción de diferentes grados de viabilidad de las explotaciones agrícolas que persiguen objetivos principalmente comerciales.

Las autoridades e instituciones competentes deberían promover el uso de la contabilidad en la agricultura, ayudando a solventar las dificultades técnicas que encuentran los agricultores para ello y a abaratar los costes económicos que pudieran existir. Las agrupaciones de agricultores, así como los sindicatos agrícolas podrían también contribuir a proporcionar servicios contables a las explotaciones agrícolas a un coste asequible para ellas. Sin embargo, el desarrollo de normas contables apropiadas para el sector es una condición necesaria y previa para este desarrollo. 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, donde 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 agrícola (y aquí se podría quizás también añadir al 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 NIC41 sobre agricultura proporciona 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. Los términos concretos del debate sobre el tipo de contabilidad que habría que aplicar al sector agrícola, por su amplitud y complejidad, quedan fuera del alcance de este trabajo. No obstante, cabe hacer mención, aunque solamente sea para apuntar el tema, que este debate debería enmarcarse dentro del que ya existe respecto a la necesidad de una contabilidad que, a diferencia de las existentes, registre también producciones y elementos de no mercado, dentro de los cuales los factores medioambientales y sociales (cuyo tratamiento ha dado cancha para el desarrollo de sendas contabilidades con estos mismo nombres) deberían tener el mayor protagonismo que imponen los problemas de la época que vivimos y que la sociedad reclama.

ANEXO: CONTRASTES DE HIPÓTESIS UTILIZADOS

El test de reducción de la desviación obedece a la siguiente ecuación:

$$\lambda(W / \Omega) = 2 \ln L(W) - 2 \ln L(\Omega) \quad [7]$$

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.

El CIA 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, pág. 57)]. Tiene la siguiente expresión matemática:

$$CIA = -2 \ln L(\Omega) + 2K \quad [8]$$

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, pág. 84)].

Los modelos *logit* ordinales 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 que presentan una ordenación, no es lo mismo una predicción de estadio 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). 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 la regla 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 siguiente expresión:

$$S = \frac{3}{2} - \frac{1}{2(d-1)} \sum_{t=1}^{J-1} \left[\left(\sum_{j=1}^t p_j \right)^2 + \left(\sum_{j=t+1}^J p_j \right)^2 \right] - \left(\frac{1}{d-1} \right) \sum_{j=1}^J |j-k| p_j \quad [9]$$

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 d 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, es decir, el número de casos.

El contraste de endogeneidad de Durbin-Wu-Hausman consiste en considerar las hipótesis alternativas:

$$\begin{aligned} H_0 &: C(X, \varepsilon) = 0 \quad (\text{exogeneidad}) \\ H_1 &: C(X, \varepsilon) \neq 0 \quad (\text{endogeneidad}) \end{aligned}$$

en el contexto del modelo:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \dots + \beta_n X_n + \varepsilon \quad [10]$$

Si existe un instrumento válido Z de manera que $C(Z, \varepsilon) = 0$ y $C(Z, X) \neq 0$. Entonces, a partir de la forma reducida:

$$X_i = \pi_0 + \pi_i Z_i + \sum_{t=1}^{n-1} \pi_t X_t + v \quad [11]$$

donde t comprende todas las variables independientes de la expresión [10] con la excepción de la variable X_i .

si $H_0 : C(X, \varepsilon) = 0$ es cierta, se verifica que $\exists \alpha_t = 0, t = 1, \dots, m$ en la regresión:

$$Y = \beta_0 + \beta_h X_h + \dots + \beta_k X_k + \alpha_l v_l + \dots + \alpha_m v_m + \xi \quad [12]$$

donde h a k indican las variables independientes para las que no se plantea la hipótesis de endogeneidad, mientras que l a m corresponde a las variables independientes para las que se contrasta la hipótesis de endogeneidad.

$$\begin{aligned} X &= [X_h, \dots, X_k] \\ V &= [V_l, \dots, V_m] \end{aligned}$$

Para el caso de q variables potencialmente endógenas se puede contrastar la significación conjunta de los residuos de las formas reducidas de dichas variables mediante el estadístico W^0 :

$$W^0 = \frac{SRR - SRS}{SRS} \cdot (M - K - 1) \quad [13]$$

donde SRR es la suma de los residuos al cuadrado del modelo original sin los residuos de las formas reducidas, SRS es la suma de residuos al cuadrado del modelo con dichos residuos, M el tamaño de la muestra, K el número de parámetros estimados, de manera que W^0 sigue una distribución χ^2_{q} .



REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Adelaja, A.O. y K.B. Rose (1988): "Farm Viability Revisited: a Simultaneous-Equation Cash Flow Approach", *Agricultural Finance Review*, 48, págs. 10-24.
- André, F. (1987): "Vers un renouveau de la formation économique des agriculteurs ?", *Économie Rurale*, n.º 177, págs. 53-56.
- Bauer, L.L. y J.P. Jordan (1971): "A Statistical Technique for Classifying Loan Applications", *University of Tennessee Agricultural Experiment Statistical Bulletin*, n.º 476, págs. 1-16.
- Brangeón, J.L., G. Jégouzo y B. Roze (1994): "Les revenus agricoles négatifs", *Économie Rurale*, n.º 224, págs. 32-38.
- Bronstien, B.F. (1995): "Group seeking to bring more farmers into line on financial reporting", *American Banker*, 27, pág. 8.
- Campos, P., Y. Rodríguez y A. Caparrós (2001): "Towards the *dehesa* total income accounting: theory and operative Monfragüe study cases", *Investigación Agraria: Sistemas y Recursos Forestales*, n.º 1, págs. 43-67.
- Caparrós, A., P. Campos y G. Montero (2003): "An operative framework for total hicksian income measurement", *Environmental and Resource Economics*, 26, n.º 2, págs. 173-198.
- Carley, D.H. y S.M. Fletcher (1988): "Financial Soundness of Southern Dairy Farmers Participating in the Dairy Termination Program", *Agricultural Finance Review*, 48, págs. 86-93.
- Colson, F. y B. Pineau (1991): "Les indicateurs de détection de la difficulté financière des exploitations en période d'installation", *Économie Rurale*, n.º 206, págs. 57-63.
- Colwell, M. y R. Koroluk (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*, 38, págs. 655-665.
- Comisión de la UE (1991a): *The Calculation of Economic Indicators Making use of RICA (FADN) Accountancy Data*, Luxemburgo, Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas.
- Comisión de la UE (1991b): *Viability of Farms*, Luxemburgo, Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas.
- Comisión de la UE (1994a): "EC Agricultural Policy for the 21st Century", *European Economy*, 4.
- Comisión de la UE (1994b): *The Agricultural Income Situation in Less Favoured Areas of the EC*, Luxemburgo, Oficina de Publicaciones Oficiales de las Comunidades Europeas.
- Comisión de la UE (1997): "Data definitions and instructions for the FADN farm return", *Community Committee for the Farm Accountancy Data Network*, RI/CC 1256 prov.
- Comisión de la UE (1998): "Definitions of variables used in FADN standard results", *Community Committee for the Farm Accountancy Data Network*, RI/CC 882 Rev.6.
- Cordts, W., K.H. Deerberg y C.H. Hanf (1984): "Analysis of the Intra-sectorial Income Differences in West German Agriculture", *European Review of Agricultural Economics*, 11, págs. 323-342.
- Crabtree, J.R. (1985): "Predicting Farm Business Viability", *Farm Management*, 5, n.º 8, págs. 325-332.
- Crane, L.M. y D.J. Leatham (1995): "External equity financing in agriculture via profit and loss sharing contracts: a proposed financial innovation", *Agribusiness*, 11, n.º 3, págs. 223-233.
- Davidson, R. y J.G. MacKinnon (1993): *Estimation and inference in econometrics*, Nueva York, Oxford University Press.

- Dunn, D.J. y T.L. Frey (1976): "Discriminant Analysis of Loans for Cash-Grain Farms", *Agricultural Finance Review*, 36, págs. 60-66.
- Fennell, R. (1993): "La PAC: asunto sin concluir, problemas sin resolver", *Revista de Estudios Agrosociales*, n.º 165, págs. 3-48.
- Foster, W.E. y G.C. Rauser (1991): "Farmer Behavior Under Risk of Failure", *American Journal of Agricultural Economics*, 73, n.º 2, págs. 276-288.
- Gordon, V.K. y J.P. Arun (1987): "Multivariate Normality and Forecasting of Business Bankruptcy", *Journal of Business Finance and Accounting*, 4, n.º 4, págs. 573-594.
- Greene, W.H. (1993): *Econometric Analysis*, New York, Macmillan, 2ª ed.
- Institut d'Estadística de Catalunya (1998): *Estadística de l'estructura de les explotacions agràries 1995*, Barcelona, Institut d'Estadística de Catalunya.
- Johnson, R.B. y A.R. Hagan (1973): "Agricultural Loan Evaluation with Discriminant Analysis", *Southern Journal of Agricultural Economics*, diciembre, págs. 57-71.
- Jolly, R.W., A. Paulsen, K.H. Baum y R. Prescott (1985): "Incidence, intensity and duration of financial stress among farm firms", *American Journal of Agricultural Economics*, 67, págs. 1108-1115.
- Jones, F.L. (1987): "Current Techniques in Bankruptcy Prediction", *Journal of Accounting Literature*, 6, págs. 131-164.
- Kauffman, J.B. y L.W. Tauer (1986): "Successful Dairy Farm Management Strategies Identified by Stochastic Dominance Analyses of Farm Records", *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics*, 15, n.º 168, págs. 168-177.
- Knopf, E. y R. Schoney (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*, 41, n.º 1, págs. 61-69.
- Krause, K.R. y P.L. Williams (1971): "Personality Characteristics and Successful Use of Credit by Farm Families", *American Journal of Agricultural Economics*, 53, págs. 619-624.
- Kroll, J.C. (1987): "Le nouveau plan comptable: les occasions perdues", *Économie Rurale*, n.º 180, págs. 20-25.
- Laffarga, J. y V. Pina (1995): "La utilidad del análisis multivariante para evaluar la gestión continuada de las empresas", *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, XXIV, n.º 84, págs. 727-748.
- Lau, A.H. (1987): "A Five-State Financial Distress Prediction Model", *Journal of Accounting Research*, 25, n.º 1, págs. 127-138.
- Leistriz, F.L. y B.L. Ekstrom (1988): "The financial characteristics of production units and producers experiencing financial stress", en Murdock, S.H. y Leistriz, F.L. (eds.): *The Farm Financial Crisis: Socioeconomic Dimensions and Implications for Producers and Rural Areas*, Colorado, Westview Press, págs. 73-96.
- Lines, A.E. y M. Morehart (1987): "Financial Health of U.S. Farm Businesses in 1984: a Region, Type, and Size Analysis", *Agricultural Finance Review*, 47, págs. 43-52.
- Lines, A.E. y C.R. Zulauf (1985): "Debt-to-Asset Ratios of Ohio Farmers: a Polytomous Multivariate Logistic Regression of Associated Factors", *Agricultural Finance Review*, 45, págs. 92-99.
- Lins, D.A., P.N. Ellinger y D.H. Lattz (1987): "Measurement of financial stress in agriculture", *Agricultural Finance Review*, 47, págs. 53-61.
- Lo, A.W. (1986): "Logit Versus Discriminant Analysis. A Specification Test and Application to Corporate Bankruptcies", *Journal of Econometrics*, 31, n.º 2, págs. 151-178.
- Maddala, G.S. (1989): *Limited-dependent and qualitative variables*, Cambridge, Cambridge University Press.

- Mortensen, T., D.L. Watt y L. Leistritz (1988): "Predicting Probability of Loan Default", *Agricultural Finance Review*, 48, págs. 60-67.
- Ofek, E. (1993): "Capital Structure and Firm Response to Poor Performance", *Journal of Financial Economics*, 34, págs. 3-30.
- Palepu, K.G. (1986): "Predicting Takeover Targets. A Methodological and Empirical Analysis", *Journal of Accounting and Economics*, 8, págs. 3-35.
- Pederson, G. y C. Donovan (1990): "Credit Rating at Agricultural Banks: Minnesota Survey Results", *Journal of Agricultural Lending*, 3, págs. 32-40.
- Poppe, K.J. (1991): "Information Needs and Accounting in Agriculture", *Agricultural Economics Research Institute LEI*, n.º 444, págs. 1-51.
- Poppe, K.J. y V. Zachariasse (1986): "Income disparities among farm households and agricultural policy. Case The Netherlands", en European Association for Agricultural Economists (eds.): *Income Disparities among Farm Households and Agricultural Policy*, Rennes, Papers presented to the 14th European Seminar, págs. 361-376.
- Reinsel, E. y J. Brake (1966): "Borrower Characteristics Related to Farm Loan Repayment", *Research Report from the Michigan State University Agricultural Experiment Station East Lansing*, n.º 59, págs. 1-5.
- Sabaté, P. y J.P. Enciso (1997): "La valoración de inmovilizados en las empresas agrarias. El caso de las plantaciones", *Técnica Contable*, n.º 579, págs. 177-184.
- Sakamoto, M., M. Ishiguro y G. Kitagawa (1986): *Akaike Information Criterion Statistics*, Tokio, KTK Scientific Publishers/D. Reidel Publishing Company.
- San Juan, C. (1994): "Crédito, innovación y liberalización", *Economistas*, 60, págs. 332-338.
- Seeger, D.J. y D.A. Lins (1986): "Cash Versus Accrual Measures of Farm Income", *North Central Journal of Agricultural Economics*, 8, n.º 2, págs. 219-226.
- Smale, M., W.E. Saupe y P. Salant (1986): "Farm Family Characteristics and the Viability of Farm Households in Wisconsin, Mississippi, and Tennessee", *Agricultural Economics Research*, 38, n.º 2, págs. 11-27.
- Turvey, C.G. (1991): "Credit Scoring for Agricultural Loans: A Review with Applications", *Agricultural Finance Review*, 51, págs. 43-54.
- Turvey, C.G. y R. Brown (1990): "Credit Scoring for a Federal Lending Institution: the Case of Canada's Farm Credit Corporation", *Agricultural Finance Review*, 50, págs. 47-57.
- Verstegen, J.A.A.M., R.B.M. Huirne, A.A. Dijkhuizen y R.P. King (1995): "Quantifying Economic Benefits of Sow-Herd Management Information Systems Using Panel Data", *American Journal of Agricultural Economics*, 77, págs. 387-396.
- Verstegen, J.A.A.M., J. Sonnemans, R.B.M. Huirne, A.A. Dijkhuizen y J.C. Cox (1998): "Quantifying the Effects of Sow-Herd Management Information Systems on Farmer's Decision Making Using Experimental Economics", *American Journal of Agricultural Economics*, 80, págs. 821-829.
- Wadsworth, J.J. y B.E. Bravo-Ureta (1992): "Financial Performance of New England Dairy Farms", *Agribusiness*, 8, n.º 1, págs. 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*, 21, n.º 4, págs. 547-561.

Fecha de recepción del original: julio, 2003

Versión final: marzo, 2006

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, the 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 the understanding and prediction of various degrees of farm viability. Two ordinal logit models were applied to a sample of farms in 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 for predicting various degrees of farm viability. This finding reveals the need to encourage the little existing use of accounting by farms and to develop appropriate accounting standards for agriculture.

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

JEL classification: M20, M40, Q14.