

Endeudamiento y eficiencia en las empresas agrarias *

Debt financing and efficiency in agricultural firms

Silverio Alarcón *. Universidad Politécnica de Madrid

RESUMEN Existe unanimidad en señalar al desarrollo del sistema financiero como una de las causas del crecimiento económico. Pero los efectos de las distintas formas de financiación ajena a nivel microeconómico no son tan evidentes. Profundizar en estos aspectos es una vía de interés que puede arrojar implicaciones sobre cómo mejorar la gestión empresarial. En este trabajo se contrasta la incidencia de las deudas a largo y corto plazo sobre la eficiencia de un conjunto de empresas agrarias. Se han usado datos contables de empresas agrícolas, ganaderas, mixtas y de servicios. En primer lugar se han obtenido las eficiencias de las explotaciones con métodos no paramétricos (DEA orientado a *inputs*). Posteriormente, en una segunda etapa, se han realizado regresiones censuradas tomando diferentes tipos de variables explicativas entre las que se incluyen ratios financieras. Los resultados muestran una relación significativa y positiva entre endeudamiento a corto plazo y eficiencia, lo que estaría de acuerdo con algunas teorías que señalan que las empresas con mayores obligaciones a corto plazo se esfuerzan más para poder satisfacer estos pagos y ésto repercute favorablemente en la asignación de recursos. Consolidar esta modalidad de financiación a través del fomento de relaciones estables entre acreedores y deudores puede ser una forma de potenciar la eficiencia empresarial.

PALABRAS CLAVE Financiación ajena; Eficiencia; Sector agrario; Métodos no paramétricos

ABSTRACT There is unanimity in pointing to the development of the financial system as one of the main causes of the economic growth. However the effects of different types of financial sources at a microeconomic level are not so evident. Investigating these issues is an interesting via that can shed light on how to improve management. In this work the effects of large- and short-term debts on efficiency are tested on a set of agricultural firms. Accounting data of crop, livestock, mixed and service firms are used. First, the efficiencies of the farms are obtained by using nonparametric methods (input-oriented DEA). Then, in a second stage, censored regressions are run with different kinds of explicative variables, including financial ratios. The results show a significant and positive relationship between short-term indebtedness and efficiency, which would be agree with some theories positing that firms with higher short-run obligations make additional efforts to satisfy their payments, and this leads to an improvement of efficiency. To consolidate this kind of financing by encouraging stable relationships between debtors and creditors can be a way of boosting efficiency.

KEYWORDS Debt financing; Efficiency; Agricultural sector; Nonparametric methods.

1. INTRODUCCIÓN

Uno de los temas más frecuentes y de mayor interés en la investigación económica es el estudio del crecimiento económico, y de aspectos relacionados como la productividad, la eficiencia o la rentabilidad empresarial. Estos términos no son sinónimos pero los tres sirven como medida del comportamiento o de la gestión de las empresas, y se suelen utilizar en

* Dirección para correspondencia: Departamento de Economía y Ciencias Sociales Agrarias, Escuela Técnica Superior de Ingenieros Agrónomos, Ciudad Universitaria s/n, 28040 Madrid. Tel.: +34 913363690, Fax: +34 3365797, Correo-e: silverio.alarcon@upm.es.

el mismo sentido de que su mejora es algo bueno para la empresa (una discusión de estos conceptos puede verse en Álvarez, 2001). La importancia de comparar empresas con estas magnitudes radica en que profundizar en los factores que favorecen estas variables contribuye a su mejora en el largo plazo. En los últimos años se ha producido un crecimiento continuo y prolongado de la economía española que no ha estado acompañado por un aumento de la productividad. Esto ha motivado un mayor interés por analizar las causas de este estancamiento o deterioro de la productividad (Cuadrado y Maroto, 2006; Pérez *et al.*, 2006; Segura, 2006). Este trabajo se centra en investigar una de estas causas, el acceso de las empresas a la financiación ajena, en un grupo de empresas que pertenecen al sector agrario, uno de los de más baja productividad.

Aunque existen opiniones diferentes sobre las relaciones entre el sistema financiero y el crecimiento económico, predominan los razonamientos teóricos y las aplicaciones empíricas que indican la existencia de una fuerte relación positiva. Una buena recopilación y discusión sobre esta cuestión puede encontrarse en Levine (1997, 2005). En concreto, en estos trabajos se señala que países con bancos más potentes y mercados de capitales más activos han crecido más durante décadas, y de la misma forma, industrias y empresas que han apostado fuertemente por financiación externa han experimentado crecimientos mayores en países con sistemas bancarios bien desarrollados. El mercado financiero, sus instituciones y sus instrumentos proporcionan una serie de funciones (liquidez para inversiones a largo plazo, reducción de costes de información y transacción entre agentes, diversificación del riesgo, etc.) que disminuyen las fricciones en los mercados y mejoran las decisiones de ahorro y asignación de recursos, y esto contribuye favorablemente sobre el crecimiento económico.

No obstante, a nivel microeconómico quedan cuestiones por resolver pues las repercusiones de los diferentes tipos de financiación ajena podrían ser distintas según la situación económica o la clase de empresa. Las deudas a corto plazo, por ejemplo, pueden tener un efecto positivo en la medida que permiten financiar el ciclo de explotación y disciplinan la gestión de la empresa, pero también pueden afectar negativamente en caso de crisis o si las obligaciones de pago son excesivas. De las deudas a largo plazo, por su parte, se espera que financien inversiones en modernización y, por tanto, mejoren los resultados y la eficiencia. Pero esta relación podría atenuarse si, por ejemplo, la concesión de créditos no primase los proyectos más rentables o si existiesen subvenciones que distorsionasen la asignación de recursos. La principal aportación de este trabajo es responder a estas cuestiones en un conjunto de empresas agrarias, y de esta forma profundizar en el conocimiento de las relaciones entre los sistemas financiero y productivo. Esta información puede ser útil tanto para agentes públicos como privados. Por una parte, se pueden obtener líneas de actuación para mejorar el funcionamiento del sistema financiero o identificar grupos de empresas o situaciones en las que la presión financiera afecta negativamente. Por otra, las políticas internas de financiación de las empresas pueden verse mejoradas si se conocen los diferentes efectos de las posibles fuentes.

Desde el punto de vista metodológico, la principal aportación del presente trabajo es que se utilizan medidas sofisticadas para caracterizar a las empresas, superando los planteamientos de ratios de rentabilidad o productividades parciales. Esto se realiza por medio de modelos de programación lineal que comparan los *inputs* y *outputs* de cada empresa con las mejores del grupo, y proporcionan así índices de eficiencia relativos y sintéticos.

El objetivo de este trabajo es doble. Por una parte, se pretende estudiar la eficiencia de un conjunto de empresas agrarias, comparando distintas orientaciones productivas. Por otra, se intenta aportar evidencia sobre las relaciones entre estos niveles de eficiencia y la estructura de financiación ajena de las empresas. Para ello se ha utilizado información procedente de los registros mercantiles provinciales. La base de datos no es probablemente representativa de amplios estratos de la agricultura española pero constituye un punto de partida ante la ausencia de datos disponibles de mayor calidad. La metodología es un procedimiento en dos etapas, en el que se determina primero la eficiencia de las empresas mediante métodos no paramétricos, y, luego, se regresan los valores de eficiencia obtenidos con un conjunto de variables explicativas mediante un modelo tobit. Los resultados muestran una relación significativa y positiva entre endeudamiento a corto plazo y eficiencia. El resto de este trabajo se estructura mostrando en primer lugar los antecedentes teóricos y prácticos (Sección 2), resumiendo posteriormente el modelo empírico (Sección 3) y comentando los datos (Sección 4), y presentando, por último, los resultados (Sección 5) y las conclusiones (Sección 6).

2. ANTECEDENTES

2.1. PLANTEAMIENTOS TEÓRICOS

El teorema de Modigliani y Miller (1958) establece, bajo supuestos ciertamente restrictivos, que la estructura financiera no tiene ninguna influencia sobre el valor de la empresa. Sin embargo, son muchos los trabajos teóricos que justifican, en condiciones más realistas, conexiones positivas o negativas entre la forma de financiación y el resultado de la empresa o su eficiencia.

Así, varias propuestas tratan de explicar la relación positiva entre eficiencia y endeudamiento. En el marco de la teoría de la agencia, surge la hipótesis del flujo de caja libre (Jensen, 1986) que sugiere que las empresas que tienen exceso de liquidez son menos eficientes pues tienden a financiar proyectos poco rentables y a realizar gastos innecesarios. Por otra parte, las empresas con más deudas son más eficientes al tener que hacer un mayor esfuerzo para poder afrontar sus obligaciones financieras. Jensen (1986) señala que una forma de mejorar la eficiencia de las empresas con excesos de flujos de caja es con políticas de incrementos de dividendos. Esto drenaría el exceso de liquidez en los años más prósperos y aumentaría las deudas, para poder retribuir a los accionistas, en los años con beneficios más bajos.

Otros autores (Stiglitz y Weiss, 1981) basan sus argumentos en la existencia de información asimétrica entre prestamistas y prestatarios: la dificultad de que los primeros puedan establecer precios diferentes en función de la calidad de los segundos conduce a un problema de selección adversa como es el racionamiento del crédito. De esta manera, las entidades financieras preferirán prestar dinero a las empresas con mejores resultados. Y además éstas tenderán a utilizar las deudas en sí como señal de calidad ante nuevos prestamistas, dado que el nivel de endeudamiento es un indicador que raramente podrán mostrar las empresas con peores rendimientos (Ross, 1977).

Tradicionalmente, además, se ha considerado que la mejora de la oferta de créditos a largo plazo era una prioridad para el fomento de la modernización de las empresas y el crecimiento económico, lo que ha llevado a crear instituciones y programas con este fin. Sin

embargo, estas acciones no siempre asignan sus recursos a las empresas o proyectos más eficientes (Caprio y Demirgüç-Kunt, 1998) y, por tanto, no en todos los casos está asegurada una relación positiva entre eficiencia y deuda a largo plazo.

En el contexto de la actividad agraria también han surgido teorías que señalan que las entidades financieras evalúan a los prestatarios a partir de medidas de eficiencia y de variables financieras. Y esto conduce a que sean preferidas aquellas empresas con mayores índices de productividad (Ellinger *et al.*, 1992) o aquellas que invierten en activos más fácilmente transformables en efectivo en función de su ciclo de producción o por inversiones que aporten mayores garantías de devolución (Baker, 1968; Barry *et al.*, 1981).

Los efectos negativos de las deudas sobre la eficiencia han sido explicados también dentro de la teoría de la agencia (Jensen y Meckling, 1976) considerando los incrementos de costes que generan las relaciones entre propietarios y prestamistas. Estos incrementos se producen por la necesidad de los bancos de supervisar a sus clientes y de realizar un seguimiento de sus actividades productivas y de su capacidad de devolución, cuyo coste repercuten sobre los prestatarios. Por otra parte, la obligación de estos últimos de tener que presentar información a los bancos para demostrar que sus riesgos son limitados genera también un aumento de costes. Además, las instituciones financieras preferirán financiar proyectos poco arriesgados que son los que aseguran la devolución del principal y el cobro de intereses, mientras que los propietarios primarán los proyectos más arriesgados y con mayores expectativas de ganancias. Este conflicto de intereses entre prestamistas y prestatarios también apunta hacia una posible relación inversa entre eficiencia y endeudamiento. En el sector agrario este planteamiento tiene menos importancia, según Zhengfei y Oude Lansink (2006), debido a que los agricultores muy frecuentemente ofrecen como garantía sus tierras e inmuebles, lo que lleva a que los propietarios, ante la posible pérdida de estos bienes, estén tan interesados como los acreedores en la devolución de los préstamos.

Se ha argumentado, asimismo, que las empresas menos endeudadas son más eficientes en situaciones de reestructuraciones sectoriales, debido a que tienen menos obligaciones financieras que satisfacer y pueden dedicar todos sus esfuerzos a afrontar los cambios necesarios (Morrison-Paul *et al.*, 2000).

A pesar de las contradicciones entre estos planteamientos, un argumento que reconcilia, al menos en parte, estas teorías es el siguiente: en economías con sistemas productivos y financieros evolucionados y maduros como los actuales, la hipótesis más probable es considerar la existencia de una relación positiva entre financiación ajena y eficiencia, bien porque las deudas contribuyen a una gestión más eficiente o bien debido a que las mejores empresas tienen más capacidad de acceder a los mercados de capitales; no obstante, pueden concurrir circunstancias adversas que tornen negativa esta relación, como por ejemplo, periodos de inestabilidad económica, sectores en crisis o fricciones en los mercados financieros que repercuten en relaciones prestamista-prestatario costosas y poco fluidas. Esta es la idea directriz en la que se basan las hipótesis contrastables del modelo empírico (Sección 3).

2.2. BREVE REVISIÓN DE TRABAJOS EMPÍRICOS

A continuación se comentan las metodologías más frecuentemente utilizadas en la literatura empírica para contrastar las teorías anteriores y se exponen los principales resulta-

dos de algunos estudios recientes, con especial referencia a los realizados con información de empresas españolas o dentro del ámbito agrario. Una primera clasificación es distinguir entre trabajos que utilizan medidas contables de rentabilidad relativa y aquellos otros que usan medidas más complejas de eficiencia.

Entre los primeros se ha generalizado en los últimos años el empleo de análisis discriminante, en detrimento de técnicas de regresión, con el fin de poder tratar conjuntamente empresas con características y procesos productivos heterogéneos. Así, Fernández *et al.* (1996) encuentran que la alta rentabilidad de 81 empresas que cotizan en bolsa (1990-1992) está asociada con una mayor rotación del activo y solvencia y con un menor coste de la deuda y fondo de maniobra. Andrés-Suárez (2000) trabaja con una muestra de empresas asturianas de 1995 y concluye que las más rentables están caracterizadas por un coste aparente de la financiación más elevado, así como por unos mayores niveles de liquidez a corto plazo. González *et al.* (2002) emplean componentes principales, análisis logit y algoritmos de inteligencia artificial en un conjunto de empresas canarias (periodo 1994-1996) y los resultados muestran que la proporción de fondos ajenos, la solvencia y la liquidez son las variables que más contribuyen a que una empresa sea rentable. En estos dos últimos trabajos (Andrés-Suárez, 2000; González *et al.*, 2002) pueden encontrarse, además, revisiones detalladas de estudios descriptivos y explicativos de la rentabilidad en la empresa española.

La investigación empírica que contrasta las relaciones entre eficiencia y variables económico-financieras ha utilizado tanto procedimientos paramétricos como no paramétricos. En ambos casos se incorpora más información al análisis, pues se introducen conjuntamente los resultados de la empresa y los factores empleados, lo que lleva a una mejor caracterización de su gestión que la que proporcionan las medidas de rentabilidad relativa.

Dentro de los métodos paramétricos se ha trabajado tanto con funciones (fronteras) de producción deterministas aumentadas como con funciones de producción estocásticas (o modelos de error compuesto) que, además de un error aleatorio, incluyen y modelizan un término de ineficiencia. Aunque los procedimientos de estimación son distintos, la idea que subyace es la misma: se mejoran las especificaciones incluyendo otras variables que puedan tener alguna influencia sobre la obtención de resultados empresariales.

En los trabajos paramétricos con funciones de producción aumentadas es habitual estimar mediante el método generalizado de momentos (GMM). Así, Nickell *et al.* (1993) parten de una función Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala, en la que la variable dependiente es el valor añadido y los regresores son el valor añadido con un retardo, el trabajo, el capital y, además, un factor cíclico basado en las horas de trabajo, la estructura de mercado del producto (participación de la empresa en el mercado, concentración de la industria y el grado de penetración de las importaciones), la presencia de los sindicatos, la ratio de endeudamiento y shocks coyunturales. Trabajan con empresas manufactureras británicas entre 1975 y 1984, y los resultados revelan que endeudamientos más altos están asociados con mayores niveles y tasas de crecimiento de productividad. Otros trabajos similares son Hernando y Vallés (1994, empresas manufactureras españolas en el periodo 1983-1989) y Bezlepina y Oude Lansink (2003) que realizan un amplio estudio con información de más de 24.000 empresas agrarias rusas en el periodo 1996-2000, y obtienen que tanto las subvenciones como las deudas a corto plazo tienen una relación significativa y positiva con la productividad.

En los estudios empíricos que estiman funciones paramétricas estocásticas lo más frecuente es modelizar conjuntamente en una etapa el término de eficiencia a partir de la propuesta de Battese y Coelli (1995) y estimar mediante máxima verosimilitud. En el ámbito agrario, Morrison-Paul *et al.* (2000) usan funciones de distancia *translog multioutput* (lana y varios tipos de carne) y *multiinput* (trabajo, capital, tierra, materiales y servicios) para estudiar la eficiencia de un panel incompleto de 32 explotaciones agrarias de Nueva Zelanda en el periodo 1969-1991. Los factores explicativos del término de eficiencia incluyen una variable temporal, la ratio deudas/propio y una variable ficticia que recoge el periodo con problemas serios de reestructuración. Los resultados señalan que las empresas más endeudadas son menos eficientes en los periodos de reformas. Iraizoz y Atance (2004) concluyen también que la ratio deudas entre activo total contribuye a empeorar la eficiencia de un conjunto de explotaciones españolas de vacuno de carne en 1999.

También se encuentran trabajos paramétricos en dos etapas. En la primera se estiman funciones estocásticas de producción o de costes, y los valores de eficiencia obtenidos se regresan en una segunda etapa con otro conjunto de variables explicativas. Por ejemplo, Weill (2008) usa datos de empresas manufactureras en siete países europeos (Bélgica, Francia, Alemania, Italia, Noruega, Portugal y España) y funciones de costes para obtener la eficiencia de cada empresa. En una segunda etapa de regresión, los valores residuales de eficiencia se regresan con una serie de variables: el nivel de endeudamiento es significativo y positivo para cinco países, siendo la excepción Portugal (positivo pero no significativo) e Italia (significativamente negativo). El autor indica que ésto podría ser consecuencia de factores institucionales que disminuyen el acceso al crédito bancario de las empresas italianas y portuguesas. La ratio de deudas a corto plazo es positiva y significativa para todos los países excepto para Alemania. En la misma línea pero con empresas agroalimentarias, 54 cooperativas canadienses de frutas y hortalizas en el periodo 1984-2001, Hailu *et al.* (2005) estiman una función de costes *translog* mediante un modelo de coeficientes aleatorios que es más flexible para adaptarse a diferentes tecnologías entre las empresas. En la segunda etapa, las eficiencias residuales de la función de costes se regresan (en un modelo *tobit*) con el volumen de ventas de la cooperativa, como proxy de su tamaño, y con la ratio deudas totales entre activos totales. Los resultados muestran que el nivel de endeudamiento afecta negativamente a la eficiencia de las cooperativas.

El último grupo de aplicaciones prácticas que se comenta es que el que determina la eficiencia mediante métodos no paramétricos, y posteriormente regresa estos valores con variables explicativas. Lo más habitual es utilizar regresiones censuradas *tobit* en esta segunda etapa. En esta metodología los índices de eficiencia se obtienen comparando directamente unas empresas con otras, sin necesidad de especificar funciones de producción. Varios trabajos se han realizado en el sector agrario siguiendo este procedimiento. Chavas y Aliber (1993) usan información de 545 explotaciones agrarias de Wisconsin en 1987. Las ratios de deudas a largo (más de diez años) y medio (entre uno y diez años) plazo en relación con el pasivo total resultaron significativos y positivos, pero no así el correspondiente a las deudas a corto plazo. Nasr *et al.* (1998) también concluyen que hay una relación positiva y significativa entre eficiencia y endeudamiento para un conjunto de 154 empresas agrarias cerealistas en Illinois en el periodo 1988-1994, pero en este caso sólo se encuentra significatividad estadística para las deudas a corto plazo. Por su parte, Bezlepina *et al.* (2004) encuentran que tanto las deudas a corto como a largo plazo están relacio-

nadas positivamente con la eficiencia técnica pura de un panel de 144 explotaciones lecheras entre 1996 y 2000.

Las divergencias encontradas en estos estudios empíricos pueden deberse a las distintas medidas de logro empresarial y a las diferentes metodologías empleadas. Pero es muy posible que también sea debido a la gran variedad de condiciones de acceso al crédito a que se enfrentan las empresas en distintos países, como señala Weill (2008), o a las diferentes situaciones económicas estructurales o coyunturales. Este motivo hace más patente la necesidad de realizar este tipo de investigaciones empíricas: ampliar el conocimiento sobre las repercusiones de las distintas vías de financiación ajena sobre la gestión empresarial en cada sector es un paso previo para mejorar las condiciones de acceso al crédito, para fomentar relaciones de confianza entre prestamistas y prestatarios y disminuir costes de transacción, así como para optimizar las políticas internas de financiación de las empresas.

3. MODELO EMPÍRICO

La metodología utilizada consiste en estimar en una primera etapa la eficiencia de cada empresa mediante métodos no paramétricos y en una segunda se busca explicar estos valores de eficiencia con un conjunto de variables explicativas mediante las técnicas de regresión apropiadas. Es en esta segunda etapa donde se pretende contrastar las siguientes hipótesis:

H_1 : Las obligaciones de pago en el corto plazo aumentan la disciplina en la gestión empresarial y contribuyen a mejorar la eficiencia.

H_2 : La presión financiera afecta negativamente a la eficiencia.

H_3 : Las deudas a largo plazo financian inversiones en nuevas tecnologías y, por tanto, influyen positivamente sobre la eficiencia.

H_4 : Los acreedores extienden más crédito a las empresas más eficientes.

Además, si los datos permitiesen rechazar las cuatro hipótesis, se estaría aportando evidencia sobre la hipótesis de que no existe ninguna conexión entre la estructura productiva y la financiera (en la línea de Modigliani y Miller, 1958).

3.1. MÉTODOS NO PARAMÉTRICOS

Son capaces de procesar información de varios outputs y varios inputs y proporcionar medidas de eficiencia relativas y sintéticas. Mediante técnicas de programación matemática, la eficiencia de cada empresa se determina como la distancia a la frontera de producción dada por un conjunto de empresas con tecnologías homogéneas, es decir, comparando las realizaciones de cada unidad con los resultados de las mejores. Estas últimas son las que conforman la frontera de producción eficiente.

La consecución del objetivo de maximización del beneficio en una empresa implica tres exigencias. Primero, la empresa debe tener un tamaño óptimo para el nivel de producción elegido (eficiencia de escala). Segundo, no se malgastan cantidades de inputs y, por tanto, las cantidades de factores son las mínimas para el nivel de *output* obtenido (eficiencia técnica). Y tercero, dados unos precios, la combinación de factores es la que minimiza los costes de producción (eficiencia asignativa). En este trabajo se ha tomado como *output* los in-

grosos de explotación (Y) y como inputs el número de empleados (L), el inmovilizado (K) y el consumo de materiales (M). Esta información sólo permite determinar eficiencias técnicas y de escala, y no eficiencias asignativas pues no se dispone de precios. Además, los valores de ingresos, inmovilizado y consumo de materiales no están expresados en unidades físicas sino en unidades monetarias, lo que no es muy aconsejable para medir la eficiencia técnica. A pesar de este inconveniente se ha considerado que es mejor estimar las eficiencias técnicas y de escala con estos datos y aprovechar los registros contables disponibles, que no hacerlo o que utilizar medidas de rentabilidad relativa que no sintetizan tanta información.

Para cada empresa n y para cada año t se ha planteado un modelo de análisis envolvente de datos (DEA). Su resolución mediante programación lineal permite obtener la eficiencia de la empresa n con respecto a todas las demás. El modelo DEA orientado al *input* es (Charnes *et al.*, 1978):

$$\begin{aligned}
 e_{n,t}^{crs} &= \min_{\Theta, \lambda} \Theta \\
 \text{sujeto a:} \\
 \Theta x_{nt} - X_t \lambda &\geq 0 \\
 -y_{nt} + Y_t \lambda &\geq 0 \\
 \lambda &\geq 0
 \end{aligned} \tag{1}$$

donde x_{nt} es un vector $J \times 1$ de factores de producción utilizados en la empresa n y en el año t , $X_t = (x_{1t}, \dots, x_{Nt})$ es una matriz $J \times N$ que contiene los factores de producción utilizados en todas las empresas en el año t , y_{nt} ($I \times 1$), $Y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Nt})$ ($I \times N$) son *outputs* obtenidos en el año t , λ es un vector $N \times 1$ de variables que ofrece la máxima contracción radial de x_{nt} dentro del conjunto de *inputs* factible y θ es un valor entre 0 y 1 que proporciona la eficiencia de la empresa n . Un valor de $\theta = 1$ significa que la empresa está en la frontera y que es eficiente, mientras que $\theta < 1$ indica la posibilidad de contraer los *inputs* para obtener el mismo nivel de *output* y, por tanto, refleja la existencia de ineficiencias. La programación lineal del modelo (1) proporciona un índice de eficiencia considerando rendimientos constantes a escala. Si se introduce una restricción de convexidad,

$$e\lambda = 1 \tag{2}$$

donde e es un vector de unos de dimensión $1 \times N$, se obtiene la eficiencia bajo un supuesto menos restrictivo de rendimientos variables a escala, $e_{n,t}^{vrs}$ (Banker *et al.*, 1984). Si los valores de estas dos medidas de eficiencia, rendimientos constantes y variables, no coinciden se habla de la existencia de ineficiencias de escala, cuyo índice se estima mediante el cociente:

$$e_{n,t}^{es} = \frac{e_{n,t}^{crs}}{e_{n,t}^{vrs}} \tag{3}$$

Es importante en la determinación de la eficiencia que éstas se estimen en referencia a una frontera de empresas que utilizan una tecnología homogénea. Por este motivo se ha descendido a nivel de desagregación de tres ó cuatro dígitos CNAE-93, que han configurado finalmente nueve orientaciones productivas (Tabla 3 y siguientes), una menos de las que aparecen en Tabla 2 porque Bovino y Ovino se han tratado como un solo grupo dado el escaso número de observaciones. Los modelos (1), de rendimientos constantes a escala, y (1)

con la restricción (2), de rendimientos variables a escala, se han resuelto para cada año y para cada orientación.

3.2. ANÁLISIS DE SEGUNDA ETAPA

Se conoce con este nombre la investigación que trata sobre las causas que generan ineficiencias en la gestión empresarial. A efectos prácticos consiste en identificar los factores que explican la variabilidad de los índices de eficiencia. Las técnicas empleadas son análisis de varianza o tests no paramétricos, que contrastan las diferencias de medias entre distintos grupos. Otra posibilidad es el uso de análisis de regresión, y contratar conjuntamente los efectos de varias variables. La ventaja de la regresión es que identifica la contribución de cada variable explicativa, descontando los efectos del resto.

Este trabajo se centra en las relaciones entre eficiencia y estructura financiera, de forma que las variables principales en la segunda etapa son financieras. Así, el endeudamiento a corto plazo (*CP/A*, acreedores a corto plazo sobre activo total) es la variable elegida para medir las obligaciones de pago y para validar las hipótesis H_1 (signo positivo) y H_2 (signo negativo). La ratio de acreedores a largo plazo sobre activo total (*LP/A*) se introduce para aportar evidencia sobre la idoneidad de H_3 . Por su parte, el exigible total sobre activo total (*PE/A*) se puede usar para contrastar la validez de H_4 , pero de forma más precisa se requeriría la significatividad estadística conjunta de los ratios de endeudamiento a corto y largo plazo (Nasr *et al.*, 1998).

Sin embargo se han considerado los efectos de otros factores que presumiblemente pueden tener influencia sobre la eficiencia empresarial. Sobre estas variables de control no se formulan hipótesis y su inclusión sólo pretende evitar sesgos e inconsistencias en la estimación. Las variables ficticias temporales son una aproximación a las cambiantes condiciones de producción, tanto físicas como económicas, de cada año; a falta de información detallada y precisa sobre estos factores es frecuente utilizar este procedimiento que ahorra tiempo y dinero en cuantificar variables que no son el objeto de la investigación.

Las variables ficticias de zonas geográficas recogen las diferentes prácticas empresariales o condiciones económicas que pudieran existir en las regiones españolas. De forma similar, las variables ficticias de orientación productiva y forma jurídica sintetizan, respectivamente, el hecho diferencial de cada actividad y del marco legislativo en el que opera cada tipo de empresa. El efecto de la experiencia sobre la eficiencia se intenta capturar mediante los años de funcionamiento de la empresa (Vida).

Las relaciones estadísticas entre tamaño y eficiencia se han tratado mediante tests no paramétricos, y no se han modelizado conjuntamente con otras variables. Esto se ha hecho así porque no parece correcto incluir en las regresiones variables como ingresos de explotación o número de empleados (como indicadores del tamaño) que ya están en la primera etapa.

La técnica de mínimos cuadrados ordinarios es inconsistente dados los límites de 0 y 1 de los valores de eficiencia. Una regresión censurada o modelo tobit se puede usar para obtener estimaciones consistentes. El modelo se define a partir de una función de índice:

$$e_{n,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } X_i\beta + \varepsilon_i \geq 1 \\ X_i\beta + \varepsilon_i & \text{si } 0 < X_i\beta + \varepsilon_i < 1 \end{cases} \quad (4)$$

donde $e_{n,t}$ es una medida de eficiencia y X_i las variables explicativas. La estimación se realiza minimizando una función de verosimilitud logarítmica que tiene una parte que corresponde a las observaciones no censuradas y otra para las de valor igual a uno.

4. DATOS

Los datos utilizados en este trabajo proceden de los registros mercantiles provinciales (procesados en la base de datos SABI de Informa, S. A). De las más de 20.000 empresas con código 01 CNAE-93 (Agricultura, ganadería y actividades de servicios relacionados con las mismas) que tienen información en algunos de los años del periodo 1995-2002, se seleccionaron aquellas con al menos un empleado, así como valores positivos en consumo de mercaderías e inmovilizado, en todos los años. Posteriormente fueron eliminadas algunas empresas que presentaban en el número de empleados valores muy altos (por encima de 4 veces la desviación típica) o incrementos anuales excesivamente elevados (superiores al 300%). Así se trató de evitar que empresas excesivamente grandes o que hubieran sufrido procesos de fusión o adquisición introdujesen anomalías que perturbasen el objeto de estudio. La muestra depurada son 460 empresas agrarias con información de ocho años consecutivos. Se puede comprobar en la Tabla 1 la gran variabilidad que existe sobretudo en relación con las variables de la primera etapa. De ahí que para calcular las fronteras de producción se haya trabajado con grupos más homogéneos. Una primera división es en cuatro grandes grupos (tres dígitos CNAE-93): producción agrícola (código 011), producción ganadera (012), producción agraria combinada con la producción ganadera (013) y actividades de servicios (014). Dentro de los dos primeros se pueden identificar subgrupos más homogéneos (cuatro dígitos CNAE-93) como se aprecia en la Tabla 2, donde se exponen los valores medios (y la media de los coeficiente de variación anuales) de las principales variables para cada orientación productiva.

La mayoría de las empresas son sociedades anónimas (218) y sociedades limitadas (215), siendo muy bajo el número de cooperativas (27). Quedan fuera, por tanto, la parte quizá más representativa de la agricultura española formada por empresarios individuales, comunidades de bienes y sociedades agrarias de transformación, la mayoría de ellas sin asalariados y/o a tiempo parcial. Sin embargo, probablemente la muestra recoge las empresas más competitivas y con mayor proyección de futuro.

Las empresas de mayor tamaño son las ganaderas, especialmente Porcino y Aves, tanto sus ingresos como sus consumos de materiales son superiores en estos dos grupos. Pero quizá sea más importante comparar el valor añadido, ingresos menos consumo de materiales, que alcanza los 1.410,8 (10^3 €) en Aves y 1.016,7 en Porcino, frente a otras orientaciones ganaderas como Bovino, 314,58, u Ovino, 202,56. En las empresas agrícolas el valor añadido medio es mayor en Hortalizas, 716,84 (10^3 €), y en Frutas, 595,48, y menor en Cereales, 409,65, y en producción agrícola general (011), 610,9. Las productividades parciales toman incluso valores más diferenciados en los distintos procesos productivos. Así, en la producción agrícola el valor añadido por trabajador varía entre 18.015 €/año en Frutas y 26.816 en Cereales, mientras que en las producciones ganaderas se duplican estos valores, desde 36.620 €/año en Ovino a 64.404 en Porcino. Por otra parte si se considera el valor añadido por unidad de capital, se aprecia que las empresas menos intensivas en capital son las de producción agrícola y ganadera combinada, y en el extremo opuesto están la ganadería (excepto Ovino) y sobre todo Hortalizas y Servicios.

El endeudamiento medio, tanto a largo como a corto plazo, de las empresas de la muestra es casi del 50% de sus activos totales, siendo la mayor parte de estas deudas a corto plazo, 37,31 %. El valor medio de la ratio *LP/A* es 12,44 %, y exceptuando a Ovino los demás grupos presentan valores entre el 9 y el 16%. En la ratio *CP/A* sí se detectan mayores diferencias, mostrando más deudas a corto, por encima del 40% del activo, las empresas más intensivas en factores de producción como Hortalizas, Porcino, Aves y Servicios. El grupo de empresas menos endeudadas a corto es el de producción agrícola y ganadera combinada, con un valor de *CP/A* por debajo del 30%. En otras palabras, un análisis somero de los datos permite concluir que existe cierta relación entre las empresas que generan más valor añadido o con mayores productividades y las de mayores niveles de endeudamiento a corto plazo.

TABLA 1
CARACTERIZACIÓN ESTADÍSTICA DE LA MUESTRA

	<i>Y</i>	<i>L</i>	<i>K</i>	<i>M</i>	<i>Ratios financieros</i>	
	10 ³ €	n.º	10 ³ €	10 ³ €	<i>LP/A</i>	<i>CP/A</i>
Media	1.893,523	20,899	1.365,670	1.267,371	0,124	0,373
Coefficiente de variación	2,151	1,519	1,828	2,653	1,438	0,775
Máximo	62.184,161	277,000	28.628,316	54.045,824	0,993	0,998
Mínimo	0,887	1,000	0,239	0,002	0,000	0,000

Y, ingresos de explotación; *L*, número de empleados; *K*, inmovilizado; *M*, consumo de materiales; *LP*, acreedores a largo plazo; *CP*, acreedores a corto plazo; *A*, activo total.

TABLA 2
VALORES MEDIOS DE LAS PRINCIPALES VARIABLES
(COEFICIENTES DE VARIACIÓN EN PARÉNTESIS)

<i>Clase y código</i>	<i>Empresas nº</i>	<i>Y</i>	<i>L</i>	<i>K</i>	<i>M</i>	<i>Ratios financieros</i>	
		10 ³ €	n.º	10 ³ €	10 ³ €	<i>LP/A</i>	<i>CP/A</i>
P. agrícola 011	61	1280,85 (1,72)	25,95 (1,57)	1433,06 (1,83)	669,95 (2,30)	0,11 (1,44)	0,34 (0,92)
Cereales 0111	80	780,62 (1,06)	15,28 (0,99)	1419,70 (1,12)	370,97 (1,33)	0,09 (1,65)	0,31 (0,92)
Hortalizas 0112	40	1287,66 (1,12)	28,76 (1,22)	796,33 (1,54)	570,82 (1,35)	0,16 (1,27)	0,47 (0,51)
Frutas 0113	30	967,46 (1,39)	33,05 (1,49)	1863,94 (1,70)	371,97 (1,95)	0,15 (1,33)	0,35 (0,97)
Bovino 0121	24	1225,56 (1,37)	7,59 (1,38)	996,82 (1,77)	910,98 (1,45)	0,16 (1,25)	0,34 (0,76)
Ovino 0122	4	2636,14 (1,55)	5,53 (0,93)	272,77 (0,66)	2433,58 (1,59)	0,02 (2,16)	0,32 (0,86)
Porcino 0123	49	4942,03 (1,65)	15,79 (1,22)	1296,92 (1,84)	3925,37 (1,75)	0,14 (1,15)	0,44 (0,51)
Aves 0124	36	5839,42 (1,30)	31,90 (1,21)	1686,61 (1,74)	4428,60 (1,39)	0,12 (1,26)	0,46 (0,55)
PAG† 013	75	1106,14 (1,90)	20,46 (1,69)	2131,74 (1,77)	664,58 (2,74)	0,12 (1,68)	0,27 (1,00)
Servicios 014	61	1223,14 (1,19)	16,48 (1,45)	496,44 (1,62)	741,64 (1,57)	0,14 (1,42)	0,47 (0,63)

Las medias de *Y*, *K* y *M* están calculados con valores constantes de 1995.

† *PAG*: producción agrícola y ganadera combinada.

5. RESULTADOS

5.1. EFICIENCIA

El modelo 1 de rendimientos constantes a escala se ha resuelto para cada año y para cada orientación productiva y los valores medios de eficiencia de cada año se presentan en la Tabla 3. En el conjunto de la muestra, la proporción de empresas eficientes, es decir con $e_{n,t}^{crs} = 1$, es del 19,32 %. La eficiencia media más elevada está en los grupos de Porcino (88,29%), Aves (85,40%), Bovino y Ovino (84,19%), y también Hortalizas (79,92%) y Frutas (76,57%). Los dos primeros, Porcino y Aves, además de presentar una eficiencia media elevada en relación con otros tipos de empresas, tienen una dispersión baja en torno a sus medias. Esto contrasta con las explotaciones de Bovino y Ovino que con una eficiencia media similar tiene una desviación típica mucho mayor. A medida que disminuye la eficiencia media se produce un incremento de la variabilidad, siendo las empresas de Cereales, PAG, P. agrícola y Servicios las que dan menores valores de eficiencia media y mayor desviación típica. Los resultados para 2002 indican que las empresas de P. agrícola, las menos eficientes, podrían haber reducido sus inputs hasta casi un 35%, de media, sin modificar su nivel de output, en contraste con las de Porcino donde la reducción es del 12%.

Los resultados del modelo de rendimientos variables a escala [programación (1) con la restricción (2)] se resumen en la Tabla 4. La proporción de empresas eficientes ($e_{n,t}^{crs} = 1$) es del 37,39 %. La eficiencia técnica pura presenta un comportamiento similar a la de rendimientos constantes, con valores medios más altos en los subsectores ganaderos y en la agricultura más intensiva. Los valores medios anuales de la eficiencia de escala [expresión (3), Tabla 5], muestran la existencia de problemas de escala mayores en los subsectores de empresas de Servicios, PAG, Cereales, Producciones agrícolas y Frutas. Estas últimas, por ejemplo, podrían haber incrementado su eficiencia técnica en 2002 del 76,30% (e^{crs}) al 87,33% (e^{trs}) si hubieran eliminado sus ineficiencias de escala. Las empresas con menos problemas de escala son Porcino, Aves y Hortalizas. Sin embargo, hay que tomar estos resultados con cautela porque la menor eficiencia encontrada en las empresas menos intensivas podría deberse a una mayor heterogeneidad de los procesos productivos y/o a la existencia de más riesgos dado que en estos grupos hay más factores productivos que están fuera del control del empresario (agua, temperatura, enfermedades, etc.).

Atendiendo a la evolución de las eficiencias medias (rendimientos constantes a escala, Tabla 3), se aprecia como los valores máximos están al inicio del periodo mientras que los valores mínimos se sitúan entre 1998 y 2001. Se pueden identificar varios patrones de evolución de las eficiencias medias anuales (Figura 1). En P. agrícola, Cereales, Frutas y PAG aumenta la eficiencia entre 1995 y 1996, disminuye hasta 1999 ó 2000, y vuelve a aumentar hasta 2002. En Bovino y Ovino, y también en Porcino, hay una caída de la eficiencia media desde 1995 a 2001, y solamente en el último año se registra un aumento de importancia. Hortalizas, por el contrario, experimenta una subida desde 1995 a 1999, y baja ligeramente en años posteriores. En Aves y Servicios las oscilaciones son más suaves. En cualquier caso, este comportamiento justificaría la necesidad de introducir variables ficticias temporales para controlar este aspecto y evitar que perturbe el objeto de estudio.

TABLA 3
EFICIENCIA (RENDIMIENTOS CONSTANTES A ESCALA): VALORES MEDIOS ANUALES (%) Y DESVIACIÓN TÍPICA

<i>Clase</i>	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	<i>media</i>	σ
P. agrícola	68,02	72,13	67,47	59,81	57,93	64,03	71,06	65,14	65,70	24,78
Cereales	58,55	69,63	67,97	62,13	57,45	55,14	58,12	69,11	62,26	26,69
Hortalizas	74,96	79,42	79,41	79,24	83,86	80,88	80,80	80,76	79,92	18,11
Frutas	75,97	88,05	74,08	72,31	69,93	75,49	80,45	76,30	76,57	24,01
Bov. y Ovino	86,17	85,61	84,56	86,17	86,49	83,39	78,16	83,00	84,19	21,14
Porcino	92,10	91,17	89,42	87,19	88,92	88,00	81,47	88,04	88,29	9,13
Aves	81,49	85,28	87,92	87,66	82,00	89,34	83,79	85,70	85,40	12,07
PAG	62,47	71,48	65,86	67,55	59,86	62,01	62,95	67,73	64,99	26,47
Servicios	69,23	66,21	63,18	74,53	70,19	66,34	69,61	67,56	68,36	23,10

TABLA 4
EFICIENCIA (RENDIMIENTOS VARIABLES A ESCALA): VALORES MEDIOS ANUALES (%)

<i>Clase</i>	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	<i>media</i>
P. agrícola	78,40	82,48	79,71	73,21	71,08	72,95	80,11	78,78	77,09
Cereales	75,95	77,95	75,57	71,14	66,88	69,81	72,48	77,64	73,43
Hortalizas	80,04	84,40	84,93	84,01	87,41	86,97	87,53	89,07	85,54
Frutas	94,17	94,66	91,05	88,12	87,94	84,88	91,46	87,33	89,95
Bov. y Ovino	96,24	94,26	94,45	95,51	93,37	91,14	90,45	92,27	93,46
Porcino	94,61	93,65	91,82	90,30	92,32	91,85	88,89	91,95	91,92
Aves	88,94	91,27	92,12	90,93	88,82	93,13	88,99	91,23	90,68
PAG	71,85	79,48	75,91	79,06	74,85	74,97	74,91	78,93	76,25
Servicios	81,95	80,04	78,93	86,02	80,81	80,35	81,74	79,35	81,15

TABLA 5
EFICIENCIA DE ESCALA VALORES: MEDIOS ANUALES (%)

<i>Clase</i>	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	<i>media</i>
P. agrícola	84,48	87,13	84,47	83,08	81,18	86,69	88,44	83,24	84,84
Cereales	78,01	89,25	89,15	86,25	84,68	79,31	79,86	88,62	84,39
Hortalizas	92,66	94,02	93,45	94,46	95,87	92,55	92,38	90,93	93,29
Frutas	81,43	92,85	82,55	82,59	79,80	89,09	88,29	86,59	85,40
Bov. y Ovino	89,37	90,71	89,86	89,98	92,65	91,02	85,93	88,77	89,79
Porcino	97,31	97,38	97,45	96,68	96,46	95,83	91,72	95,77	96,07
Aves	91,84	93,80	95,63	96,51	92,67	96,04	93,87	93,87	94,28
PAG	86,04	89,88	85,80	85,04	78,30	80,68	84,13	85,17	84,38
Servicios	85,00	83,21	80,05	86,24	86,50	82,25	85,28	84,91	84,18

La relación entre eficiencia y tamaño se ha analizado agrupando por tamaños y comparando la eficiencia media en función de los cuartiles de la variable número de empleados. Las medias que se obtienen en el conjunto de la muestra son muy parecidas: el 25% de empresas más pequeñas tienen una eficiencia pura media de 81,94%, las de tamaño medio 82,32 % y 82,05%, y el 25% de empresas mayores el 81,87%. Se han realizado también tests no paramétricos (Kruskal-Wallis, Wilcoxon) tanto en el conjunto de la muestra como en cada uno de los nueve grupos. En todos los casos se acepta la hipótesis nula de que no hay diferencias significativas de las medianas de eficiencia entre distintos tamaños de empresas.

De forma similar, las empresas de toda la muestra se han clasificado a partir de los valores de eficiencia en cuatro niveles a partir de los percentiles 25, 50 y 75, y se han calculado las medias de eficiencia y de las ratios de endeudamiento (Tabla 6). Se aprecian valores más diferentes entre grupos con respecto a las deudas a corto. Así, las empresas de eficiencia baja deben afrontar pagos a corto que suponen el 25,2% de su activo, muy por debajo de los niveles de endeudamiento a corto plazo de las empresas más eficientes que sobrepasan el 40%. Con respecto a las dos ratios de endeudamiento se ha contrastado la hipótesis nula de que los cuatro grupos presentan la misma media (Tabla 6). La hipótesis se rechaza en el caso de la ratio de endeudamiento a corto plazo. Sin embargo, para las deudas a largo plazo la evidencia no es tan contundente pues se aceptaría la hipótesis de igualdad, a un nivel de significación del 5%, si se usa el test F de Fischer del análisis de la varianza. Y se rechazaría si se emplea el test no paramétrico de Kruskal-Wallis que permite hacer esto sin imponer condiciones de normalidad e igualdad de varianzas.

Por otra parte, las empresas más eficientes parecen tener mayor nivel de deudas a corto plazo. Sin embargo, esta relación positiva no parece existir entre eficiencia y deudas a largo, pues no se percibe una tendencia al alza de la ratio *LP/A* en los distintos grupos de eficiencia. A continuación se realiza un análisis más completo mediante regresiones tobit, y se evalúa con mayor precisión el tipo de relación de cada ratio con la eficiencia empresarial.

FIGURA 1
 EVOLUCIÓN DE LAS EFICIENCIAS MEDIAS, 1995-2002
 (RENDIMIENTOS CONSTANTES A ESCALA)

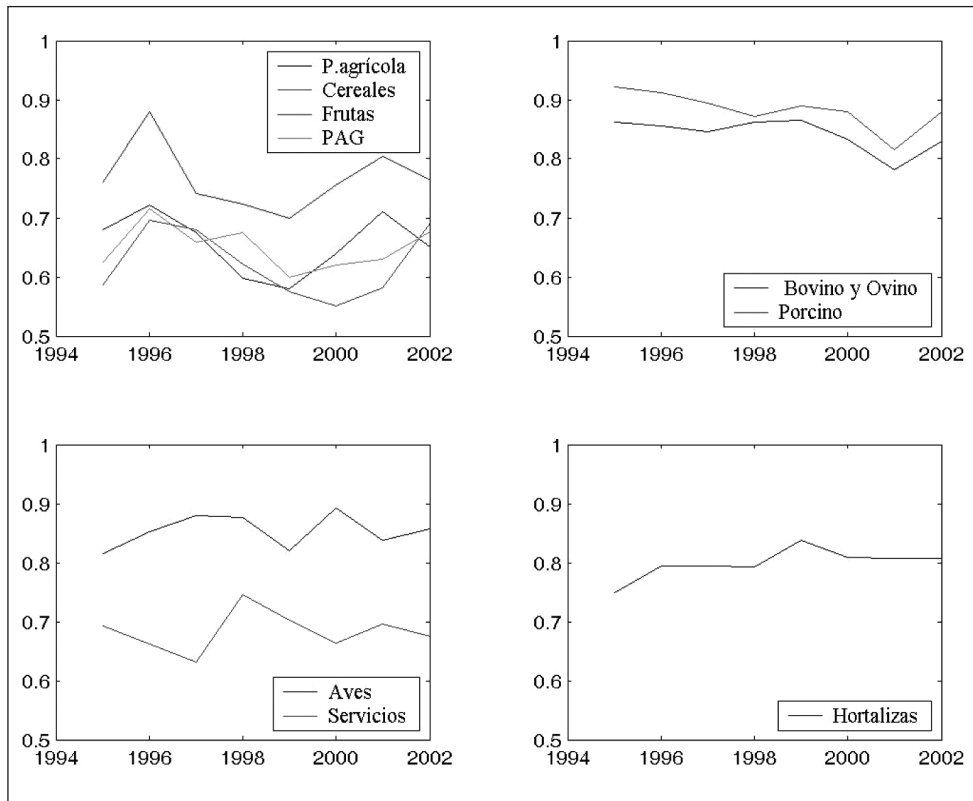


TABLA 6
VALORES MEDIOS DE EFICIENCIA Y RATIOS DE ENDEUDAMIENTO POR NIVELES DE EFICIENCIA
(DESVIACIÓN TÍPICA EN PARÉNTESIS)

Categoría	Eficiencia	Largo plazo <i>LP/A</i>	Corto plazo <i>CP/A</i>
Eficiencia baja	37,732% (0,130)	0,118 (0,196)	0,252 (0,305)
Eficiencia media baja	66,7112% (0,065)	0,138 (0,185)	0,381 (0,273)
Eficiencia media alta	85,673% (0,048)	0,121 (0,153)	0,426 (0,246)
Eficiencia alta	99,312% (0,014)	0,121 (0,178)	0,433 (0,292)
Estadístico F de Fisher ($F_{3,3676}$) (Nivel de significación crítico)		2,44 (0,062)	82,42** (0,000)
Estadístico H de Kruskal-Wallis (χ^2_3) (Nivel de significación crítico)		33,66** (0,000)	354,71** (0,000)

Los asteriscos, (*), (**), indican que se rechaza la hipótesis de igualdad con un nivel de significación del 5% y el 1 %, respectivamente.

5.2. CONTRASTE DE HIPÓTESIS

Como ya se ha comentado, además de las ratios financieras a largo (*LP/A*) y corto plazo (*CP/A*) se han considerado otras variables de control. La variable Vida expresa los años de funcionamiento de la empresa y se ha determinado restando al año 2002 la fecha de constitución. Se incluyen variables artificiales que recogen aspectos como la forma jurídica, la región en la que se localiza la empresa, el año del periodo 1995-2002 y el subsector de actividad. Las formas jurídicas contempladas son sociedad anónima (SA), sociedad limitada (SL) y sociedad cooperativa. Se han agrupado las comunidades autónomas en cuatro grandes regiones Norte (Galicia, Asturias, Cantabria, País Vasco, Navarra y La Rioja), Centro (Castilla y León, Madrid, Castilla-La Mancha y Aragón), Levante (Cataluña, Baleares, C. Valenciana y Murcia) y Sur (Extremadura, Andalucía y Canarias). Las variables artificiales correspondientes a las sociedades cooperativas, a la zona Norte y al subsector P. agrícola se han eliminado para evitar matrices singulares. La Tabla 7 muestra los resultados de la segunda etapa obtenidos mediante la regresión con modelos tobit de los valores de eficiencia (rendimientos constantes y variables a escala) de la primera etapa con las variables mencionadas. Las Tablas 8 y 9 exponen los valores de las regresiones realizadas en grupos más desagregados (tres dígitos en la clasificación CNAE-93). En ellos se aprecia como las variables de control relacionadas con la situación geográfica, el paso del tiempo, el subsector de actividad tienen una repercusión estadística significativa sobre la eficiencia.

El endeudamiento a corto plazo es muy significativo y positivo en las regresiones de la Tabla 7. El coeficiente de la ratio *CP/A* es 0,203 con rendimientos constantes y 0,157 con rendimientos variables. En las Tablas 8 y 9 también se confirma la significatividad estadística y el signo positivo. Estos resultados aportan evidencia de que en los datos analizados no se puede rechazar la hipótesis H_1 de que el incremento de las obligaciones de pago aumenta la eficiencia de las empresas. Esto indicaría que las deudas a corto plazo introducen cierto control sobre la gestión empresarial por parte de los acreedores, tanto bancos como empresas, y por tanto son recomendables como vía para aumentar la eficiencia.

En ninguna de las regresiones realizadas se ha encontrado un signo negativo entre eficiencia y deudas a corto plazo, y por tanto se rechaza la hipótesis H_2 : se puede afirmar que en las empresas analizadas no hay indicios de que una carga excesiva de pagos a corto plazo esté afectando negativamente a la eficiencia.

La relación entre endeudamiento a largo plazo y eficiencia no parece existir, pues los coeficientes de la variable LP/A no son significativamente positivos ni para las eficiencias con rendimientos constantes ni variables (Tablas 7, 8 y 9). En la empresas del grupo Servicios aparece incluso un signo negativo lo que apuntaría a un efecto adverso de las deudas a largo plazo sobre la eficiencia. En cualquier caso, se rechaza la hipótesis H_3 . Es posible que los programas de fomento de la modernización de las explotaciones agrarias, que subvencionan parte de las inversiones, influyan sobre este resultado. Este tipo de acciones estarían contribuyendo al mantenimiento y a la expansión de las empresas, pero no hay evidencia en la muestra analizada de sus aportaciones sobre la eficiencia.

En cuanto a la hipótesis H_4 sobre si los acreedores extienden más crédito a las empresas más eficientes no se encuentra una evidencia clara y definitiva, y lo más acertado es rechazarla. Por una parte, la ratio de financiación ajena total sobre pasivo total (PE/A) es significativa y positiva, así como la correspondiente a las deudas a corto, pero por otra no lo es la de deudas a largo. Esto puede estar sugiriendo que la mayoría de empresas de la muestra encuentran sus vías de financiación, independientemente de su nivel de eficiencia. En otras palabras, este resultado es congruente con la idea de que se utilizan criterios adicionales a los de eficiencia a la hora de conceder créditos, como por ejemplo que los prestatarios usen sus tierras como garantía hipotecaria.

TABLA 7
SEGUNDA ETAPA: REGRESIONES TOBIT

	e^{CRS}		e^{CRS}		Rendimientos a escala constantes		variables		e^{CRS}	
	coef.	ratio t	coef.	ratio t	coef.	ratio t	coef.	ratio t	coef.	ratio t
LP/A	-0,011	-0,479					-0,018	-0,749		
CP/A	0,203**	12,827					0,157**	9,550		
PE/A			0,140**	10,162					0,104**	7,289
<i>Vida</i>	-0,000	-1,156	-0,000	-1,003	-0,000	-0,199	-0,000	-0,199	-0,000	-0,034
<i>SA</i>	0,034	1,829	0,035	1,843	0,038	1,953	0,038	1,953	0,038	1,942
<i>SL</i>	0,015	0,795	0,023	1,220	0,009	0,487	0,016	0,819	0,016	0,819
<i>Centro</i>	-0,098**	-5,610	-0,101**	-5,754	-0,102**	-5,443	-0,106**	-5,585	-0,106**	-5,585
<i>Levante</i>	-0,047*	-2,528	-0,044*	-2,357	-0,045*	-2,294	-0,044*	-2,229	-0,044*	-2,229
<i>Sur</i>	-0,132**	-7,200	-0,133**	-7,150	-0,140**	-7,099	-0,141**	-7,088	-0,141**	-7,088
1995	0,672**	23,260	0,672**	23,061	0,832**	26,828	0,833**	26,557	0,833**	26,557
1996	0,728**	25,280	0,728**	25,078	0,862**	27,883	0,865**	27,616	0,865**	27,616
1997	0,694**	24,152	0,694**	23,964	0,835**	27,184	0,837**	26,918	0,837**	26,918
1998	0,690**	24,033	0,690**	23,844	0,834**	27,072	0,836**	26,819	0,836**	26,819
1999	0,657**	22,923	0,656**	22,716	0,804**	26,187	0,806**	25,919	0,806**	25,919
2000	0,664**	23,142	0,662**	22,889	0,816**	26,520	0,816**	26,196	0,816**	26,196
2001	0,676**	23,588	0,673**	23,315	0,826**	26,914	0,826**	26,583	0,826**	26,583
2002	0,702**	24,406	0,699**	24,127	0,851**	27,549	0,851**	27,204	0,851**	27,204
<i>Cereales</i>	-0,029	-1,910	-0,026	-1,670	-0,037*	-2,359	-0,034*	-2,172	-0,034*	-2,172
<i>Hortalizas</i>	0,105**	5,691	0,105**	5,628	0,065**	3,442	0,065**	3,401	0,065**	3,401

(Continúa pág. sig.)

TABLA 7 (CONT.)
SEGUNDA ETAPA: REGRESIONES TOBIT

	e^{CTS}		Rendimientos a escala constantes variables				e^{ITS}	
	coef.	ratio t	coef.	ratio t	coef.	ratio t	coef.	ratio t
Frutas	0,125**	6,231	0,120**	5,964	0,180**	8,537	0,175**	8,223
Bov-Ovino	0,180**	8,614	0,176**	8,368	0,212**	9,537	0,211**	9,356
Porcino	0,189**	10,895	0,193**	11,025	0,117**	6,562	0,120**	6,674
Aves	0,172**	8,905	0,180**	9,232	0,128**	6,398	0,134**	6,634
PAG	0,008	0,496	0,005	0,346	0,000	0,003	-0,001	-0,091
Servicios	-0,009	-0,546	-0,004	-0,227	0,015	0,909	0,020	1,150
LogMV	-588,281		-619,486		-915,108		-934,739	

Se señalan con asteriscos, sencillo (*) y doble (**), la significatividad de las variables, al 5% y 1% respectivamente.

LP, deudas a largo plazo; CP, deudas a corto plazo; PE, pasivo exigible; A, activo total; Vida, años de funcionamiento de la empresa; SA, sociedad anónima; SL, sociedad limitada.

TABLA 8
SEGUNDA ETAPA: REGRESIONES TOBIT RENDIMIENTOS CONSTANTES A ESCALA, ECRS

	Agricultura		Ganadería		PAG		Servicios	
	coef.	ratio t	coef.	ratio t	coef.	ratio t	coef.	ratio t
LP/A	0,030	0,774	0,071*	2,444	0,009	0,142	-0,345**	-6,234
CP/A	0,206**	8,317	0,087**	4,119	0,312**	6,724	0,166**	4,533
Vida	0,001*	1,981	-0,001*	-2,457	-0,005**	-4,043	0,003*	2,208
SA	0,032	1,026	0,019	0,927	-0,115*	-2,079	0,072	1,379
SL	0,045	1,433	0,005	0,229	-0,193**	-3,494	-0,036	-0,694
Centro	-0,198**	-6,002	-0,027	-1,697	0,336**	4,603	-0,145**	-3,928
Levante	-0,169**	-5,058	-0,012	-0,720	0,495**	6,197	-0,003	-0,086
Sur	-0,233**	-7,069	-0,057*	-2,932	0,307**	4,049	-0,176**	-4,398
1995	0,722**	15,731	0,857**	27,375	0,458**	5,830	0,735**	9,369
1996	0,808**	17,667	0,866**	27,852	0,561**	7,139	0,694**	8,927
1997	0,768**	16,804	0,866**	27,960	0,496**	6,329	0,669**	8,649
1998	0,720**	15,772	0,858**	27,625	0,506**	6,435	0,795**	10,301
1999	0,699**	15,347	0,847**	27,197	0,425**	5,427	0,745**	9,742
2000	0,709**	15,532	0,860**	27,628	0,446**	5,693	0,709**	9,251
2001	0,749**	16,416	0,803**	26,031	0,469**	5,989	0,739**	9,670
2002	0,767**	16,790	0,847**	27,178	0,516**	6,579	0,725**	9,475
Cereales	-0,032	-1,895						
Hortalizas	0,092**	4,458						
Frutas	0,131**	5,914						
Porcino			0,037**	2,930				
Aves			0,022	1,579				
LogMV	-409,625		182,856		-109,372		-16,659	

TABLA 9

SEGUNDA ETAPA: REGRESIONES TOBIT RENDIMIENTOS VARIABLES A ESCALA, e^{ITS}

	Agricultura		Ganadería		PAG		Servicios	
	coef.	ratio t	coef.	ratio t	coef.	ratio t	coef.	ratio t
LP/A	-0,029	-0,741	0,028	1,148	0,136*	2,067	-0,312**	-5,464
CP/A	0,203**	7,788	0,020	1,129	0,214**	4,413	0,064	1,673
Vida	0,001	1,393	0,000	0,138	-0,003*	-2,365	0,002	1,842
SA	0,059	1,864	0,015	0,849	-0,178**	-2,823	0,060	1,089
SL	0,043	1,352	-0,011	-0,633	-0,275**	-4,346	0,027	0,485
Centro	-0,202**	-5,654	-0,015	-1,077	0,205*	2,570	-0,101**	-2,595
Levante	-0,151**	-4,182	-0,011	-0,791	0,365**	4,196	0,029	0,695
Sur	-0,250**	-6,978	0,000	0,003	0,142	1,709	-0,110**	-2,613
1995	0,896**	18,162	0,966**	34,086	0,746**	8,552	0,853**	10,131
1996	0,936**	18,952	0,965**	34,490	0,845**	9,672	0,838**	9,961
1997	0,905**	18,486	0,961**	34,467	0,786**	9,054	0,819**	9,847
1998	0,854**	17,504	0,952**	33,924	0,834**	9,520	0,904**	10,827
1999	0,836**	17,158	0,949**	33,607	0,787**	9,011	0,835**	10,139
2000	0,848**	17,378	0,955**	33,904	0,771**	8,879	0,850**	10,235
2001	0,892**	18,213	0,928**	33,224	0,779**	8,965	0,847**	10,325
2002	0,912**	18,590	0,952**	33,701	0,823**	9,425	0,825**	10,039
Cereales	-0,041*	-2,394						
Hortalizas	0,049*	2,292						
Frutas	0,185**	7,959						
Porcino			-0,015	-1,447				
Aves			-0,023*	-2,040				
LogMV	-520,792		32,563		-185,413		-72,162	

6. CONCLUSIONES

Se ha utilizado una muestra de 460 empresas del sector agrario con información de ocho años consecutivos, desde 1995 a 2002, para estudiar las relaciones entre resultados y endeudamiento. Para medir el logro empresarial no se han usado ratios contables sino índices de eficiencia no paramétricos que sintetizan la información de varios inputs y outputs. Quizá la principal aportación del trabajo es que se muestra con claridad las relaciones existentes entre la estructura productiva y financiera de las empresas analizadas y, por tanto, la gestión financiera se perfila como una vía importante para incrementar la eficiencia.

La eficiencia media más elevada se encuentra en la muestra en las empresas más intensivas en el uso de factores de producción como Porcino, Aves, Bovino y Ovino, Hortalizas y Frutas. Las empresas de P. agrícola y producción mixta agrícola y ganadera son las que presentan menores valores de eficiencia media y mayor desviación típica.

La mitad de los recursos financieros en las empresas de la muestra corresponden a financiación ajena, siendo la mayor parte de ésta a corto plazo (37,3%). El análisis de la varianza y los tests no paramétricos realizados a la clasificación de empresas por niveles de eficiencia muestran que a medida que aumenta ésta se incrementan también las ratios de endeudamiento a corto plazo. Es más, esta relación es significativa y positiva después de tener en cuenta variables de control que capturan efectos evidentes de otros factores (región, año, actividad) sobre las condiciones productivas de las empresas. Esto corrobora la hipótesis de que las empresas con más obligaciones de pago a corto plazo realizan un es-

fuerzo adicional para afrontar estas deudas y mejoran, por tanto, su eficiencia, en la línea de la teoría del flujo de caja libre (Jensen, 1986). Se descarta, asimismo, que haya un endeudamiento excesivo en las empresas analizadas que deteriore su eficiencia. Una implicación directa de esto en relación con las políticas de financiación de las empresas es que un grado de endeudamiento a corto plazo que no sea excesivo es recomendable porque, además de financiar el ciclo de explotación, es bastante probable que estimule una gestión más eficiente de los recursos, como consecuencia de la presión de afrontar las devoluciones correspondientes. En el ámbito público, las políticas destinadas a mejorar la estabilidad del sistema bancario, así como las relaciones de confianza entre las empresas, repercutirían asimismo positivamente sobre la eficiencia empresarial.

Las deudas a largo plazo tienen un peso menor en la estructura financiera, pues de media sólo representan algo más del 12% del pasivo. No se ha encontrado evidencia empírica clara sobre sus repercusiones y se rechaza la hipótesis de que las deudas a largo plazo influyan favorablemente sobre la eficiencia. Una posible explicación a este resultado es que en muchas ocasiones el endeudamiento a largo plazo está en conexión con programas de inversión subvencionados que no discriminan suficientemente en función de la calidad de la empresa.

También se descarta la hipótesis de que los acreedores extienden más crédito a las empresas más eficientes. Es más plausible la idea de que unas empresas encuentran financiación ajena acreditando indicadores de eficiencia y otras ofreciendo como garantía hipotecaria sus activos fijos.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ÁLVAREZ, A. 2001. Concepto y medición de la eficiencia productiva, en ALVAREZ, A. (Ed.): *La medición de la eficiencia y la productividad*, Madrid: Pirámide.
- ANDRÉS-SUÁREZ, J. 2000. Los parámetros característicos de las empresas manufactureras de alta rentabilidad. Una aplicación del análisis discriminante, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 104, 443-481.
- BAKER, C. B. 1968. Credit in the production organization of the firm, *American Journal of Agricultural Economics*, 50, 507-520.
- BANKER, R. D.; CHARNES, A., y COOPER, W. W. 1984. Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis, *Management Science*, 30, 1.078-1.092.
- BARRY, P. J.; BAKER, C. B., y SANINT, L. R. 1981. Farmers' credit risks and liquidity management, *American Journal of Agricultural Economics*, 63, 216-227.
- BATTESE, G. E., y COELLI, T. J. 1995. Production of firm-level technical efficiencies with a generalised frontier production function and panel data, *Empirical Economics*, 20, 325-332.
- BEZLEPINA, I., y OUDE LANSINK, A. 2003. Liquidity and productivity in Russian agriculture: farm-data evidence, Contributed paper, *25th International Conference of Agricultural Economics August*, 16-22.
- BEZLEPINA, I.; OUDE LANSINK, A., y HUIRNE, R. 2004. Effects of debt on Moscow-region dairy farm performance 1996-2000. Contributed paper, *Minisymposium Agricultural Transformation: Lessons from Five Transition Countries*, Mansholt Graduate School, October 28.
- CAPRIO, G., y DEMIRGÜÇ-KUNT, A. 1998. The role of long-term finance: Theory and evidence, *World Bank Research Observer*, 13 (2), 171-189.
- CHARNES, A.; COOPER, W. W., y RHODES, E. 1978. Measuring efficiency of decision making units, *European Journal of Operational Research*, 2, 429-444.

- CHAVAS, J. P., y ALIBER, M. 1993. An analysis of economic efficiency in agriculture: A nonparametric approach, *Journal of Agriculture and Resource Economics*, 18(1), 1-16.
- CUADRADO, J. R., y MAROTO, A. 2006. *La Productividad en la economía española*, Madrid: Instituto de Estudios Económicos.
- ELLINGER, P. N.; SPLETT, N. S., y BARRY, P. J. 1992. Consistency of credit evaluation procedures at agricultural banks, *Agribusiness: An International Review*, 8, 517-536.
- FERNÁNDEZ, E.; MONTES, J. M., y VÁZQUEZ, C. J. 1996. Caracterización económico-financiera de la gran empresa industrial española según su rentabilidad, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 87, 343-359.
- GONZÁLEZ, A. L.; CORREA, A., y ACOSTA, M. 2002. Factores determinantes de la rentabilidad financiera de las pymes, *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 112, 395-429.
- HAILU, G.; GODDARD, E. W., y JEFFREY, S. R. 2005. Measuring efficiency in fruit and vegetable co-operatives with heterogeneous technologies in Canada. Contributed paper, *American Agricultural Economics Association Annual Meeting*, July, 24-27.
- HERNANDO, I., y VALLÉS, J. 1994. Algunas diferencias en la productividad de las empresas manufactureras españolas, *Investigaciones Económicas*, 18, 117-141.
- IRAIZOZ, B., y ATANCE, I. 2004. Análisis de la eficiencia técnica en explotaciones ganaderas de vacuno de carne en España, *Revista Española de Estudios Agrosociales y Pesqueros*, 204, 67-93.
- JENSEN, M. C. 1986. Agency costs of free cash flow, corporate finance and takeovers, *American Economic Review*, 76, 323-329.
- JENSEN, M. C., y MECKLING, W. 1976. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs, and capital structure, *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360.
- LEVINE, R. 1997. Financial development and economic growth: views and agenda, *Journal of Economic Literature*, XXXV, 688-726.
- LEVINE, R. 2005. Finance and growth: theory and evidence, en Aghion, P., y DURLAUF, S. (Eds.): *The Handbook of Economic Growth*, North-Holland.
- MODIGLIANI, F., y MILLER, M. 1958. The costs of capital, corporate finance, and the theory of investment, *American Economic Review*, 48, 261-297.
- MORRISON-PAUL, C. J.; JOHNSTON, W. E., y FRENGLY, G. A. G. 2000. Efficiency in New Zealand sheep and beef farming: The impacts of regulatory reforms, *Review of Economics and Statistics*, 82 (2), 325-337.
- NASR, R. E.; BARRY, P. J., y ELLINGER, P. N. 1998. Financial structure and efficiency of grain farms. *Agricultural Finance Review*, 58, 33-48.
- NICKELL, S.; WADHWANI, S., y WALL, M. 1993. Productivity growth in U.K. companies, *European Economic Review*, 36, 1.055-1.085.
- PÉREZ, F.; MAUDOS, J.; PASTOR, J. M., y SERRANO, L. 2006. *Productividad e internacionalización: el crecimiento español ante los nuevos cambios estructurales*, Madrid: Fundación BBVA.
- ROSS, S. A. 1977. The determination of financial structure: the incentive-signalling approach. *Bell Journal of Economics*, 8 (1), 23-40.
- SEGURA, J. (Coor.), 2006. *La Productividad en la economía española*, Madrid: Fundación Ramón Areces.
- STIGLITZ, J. E., y WEISS, A. 1981. Credit rationing in markets with imperfect information, *American Economic Review*, 71, 393-410.
- WEILL, L. 2008. Leverage and corporate performance: Does Institutional Environment Matter? *Small Business Economics*, 30 (3), 251-265.
- ZHENGFEI, G., y OUDE LANSINK, A. 2006. The source of productivity growth in Dutch agriculture: A perspective from finance, *American Journal of Agricultural Economics*, 88, 644-656.