

# Un método de análisis económico-financiero explicativo de la eficiencia temporal de las grandes empresas del sector agroalimentario español

ANA BLASCO (\*)

ISMAEL MOYA (\*)

## 1. INTRODUCCIÓN

La eficiencia empresarial en España ha sido ampliamente estudiada en sectores tales como banca, hospitalario, turístico, energía (1). Por lo que respecta a las empresas relacionadas con la actividad agraria, se pueden señalar los estudios que se citan seguidamente.

En el estudio de la eficiencia en el ámbito agrario destacan los trabajos dedicados a las Cajas Rurales. Así, Millán (1997) analiza por métodos no paramétricos la eficiencia técnica de las Cajas Rurales españolas en los años 1987 a 1989, siendo los outputs en este estudio los productos de «préstamos y créditos», productos de «cuentas de entidades de crédito» y de «cartera de valores» y productos de «otras comisiones», y los inputs los costes financieros «intereses y comisiones», trabajo «gastos de personal», gastos generales y recursos propios (capital social más reservas). La eficiencia obtenida se relaciona con el tamaño, detectando la existencia de una relación positiva en el caso de que el tamaño se mida por el activo, y que esta relación es nula si la dimensión se mide por el número de oficinas.

Marco y Moya (2000a) analizan en su trabajo la relación entre los niveles de eficiencia y el tamaño en las cajas rurales españolas. Mediante la estimación estocástica de una función de costes tipo

---

(\*) Departamento de Economía y Ciencias Sociales. Universidad Politécnica de Valencia.

(1) Véase, por ejemplo, los trabajos de Marco y Moya (1999), Pastor (1995), Ballester y Maldonado (2004), Blasco y Moya (2003) y Ruiz (1994).

translog, determinan una relación inversa y no lineal entre el tamaño y el grado de eficiencia, obteniendo un umbral para las economías de escala.

Iráizoz y Rapún (1996) estudian la eficiencia de 131 establecimientos agroindustriales de Navarra utilizando técnicas paramétricas. El método empleado se basa en la estimación econométrica de dos tipos de funciones de producción, determinísticas y estocásticas. Como output utilizan la variable valor de la producción (ventas más existencias finales menos existencias iniciales de productos terminados) y como inputs el número de trabajadores, capital (dotación a amortizaciones y materias primas), justificándolo porque estos inputs representan como media el 85 por ciento del total de consumos intermedios. Una vez calculada la eficiencia técnica se relaciona con otras variables de forma aislada, tales como la rama de actividad, el trabajo eventual, la presencia de capital extranjero y el tamaño, entre otras.

Damas y Romero (1997) realizan en su trabajo un análisis de la eficiencia de 114 almazaras cooperativas de la provincia de Jaén, utilizando metodología DEA. El trabajo se centra en cuatro períodos de tiempo con un especial significado económico y social en España. La medición de la eficiencia productiva se efectúa sobre cuatro clusters o grupos homogéneos de cooperativas, determinados por las variables solvencia, inmovilizado, número de socios, incremento de la financiación propia, incremento inmovilizado material, los retornos cooperativos. De esta forma se cuantifica la eficiencia tanto de las cooperativas que forman un determinado cluster como de los diferentes clusters entre sí, teniendo presente que los outputs utilizados son materias primas, retornos cooperativos y reservas, y los inputs fondos propios e inmovilizado material.

Para finalizar esta revisión sobre estudios de eficiencia en empresas vinculadas al sector agrario destacar el trabajo de Vidal *et al.* (2000), quienes analizan la eficiencia en la gestión de 26 cooperativas de comercialización hortofrutícola de la Comunidad Valenciana utilizando técnicas DEA. La eficiencia técnica y de escala la obtienen a partir de los modelos básicos DEA, BCC y CCR con orientación input, utilizando como input el activo total y como output el volumen de ventas. Los resultados obtenidos permiten clasificar la muestra en tres grupos de eficiencia. Posteriormente se relaciona la eficiencia con ratios contables habituales en la gestión cooperativa, como son rotación del activo y coeficiente de gastos.

El objetivo del presente trabajo es plantear un método de análisis bietápico que permita determinar qué factores influyen de manera

estadísticamente significativa en el comportamiento eficiente de una empresa del sector agroalimentario, bajo la hipótesis de que ésta puede ser explicada mediante los inputs y los outputs utilizados e información adicional sobre la estructura económico-financiera de la empresa.

En la revisión efectuada no se ha encontrado ningún artículo que plantee un análisis de la eficiencia en las empresas de este sector como el que en este trabajo se desarrolla, el cual se estructura como se detalla a continuación. Una vez presentada una revisión de aquellos trabajos del sector donde se ha estudiado la eficiencia, en el epígrafe 2 se desarrolla la metodología y los datos utilizados, en el 3 se incluyen los resultados y su discusión y, por último, en el epígrafe 4 se presentan las conclusiones.

## 2. METODOLOGÍA Y DATOS

Tal y como se ha comentado en la introducción, se trata de plantear un método de análisis bietápico (2) que permita determinar los factores financieros que tienen una capacidad de explicación estadísticamente significativa en el comportamiento eficiente de una empresa del sector agroalimentario. Para ello los pasos a seguir son:

### 2.1. 1ª Etapa: Estimación de la eficiencia

La eficiencia se puede definir como la relación que existe entre inputs o costes, por un lado, y outputs o beneficios, por otro. Desde el punto de vista económico, se refiere a producir sin malgastar recursos. Farrell (1957) determinó empíricamente un estándar de referencia, la frontera, con el que comparar las empresas para determinar si son eficientes o no. Las medidas de eficiencia calculadas de esa manera definen lo que se conoce como eficiencia relativa, es decir, miden la eficiencia de una empresa comparando su actuación con la de las «mejores» empresas observadas, que son las que definen la frontera eficiente. Además, propone la descomposición de la eficiencia de una determinada actividad en dos medidas que evalúan la eficiencia técnica y la eficiencia asignativa. El trabajo de Farrell, que puede considerarse como el origen de todos los estudios de este campo, tiene como antecedentes los trabajos de Debreu (1951) y Koopmans (1951).

---

(2) Sobre esta metodología puede consultarse el trabajo de Marco y Moya (2000b) aplicado a entidades de crédito cooperativo.

En el presente trabajo se opta por la metodología desarrollada por Ballesteró (1999), quien propone un modelo multicriterio para medir niveles relativos de eficiencia para un conjunto de alternativas. Esta medida se consigue gracias a un sistema de precios únicos, el cual puede ser formulado con independencia del DEA (3).

El modelo se desarrolla en dos pasos:

**1ª** Clasificar el conjunto de  $N$  alternativas en dos grupos: ineficientes y no ineficientes. Esta clasificación se consigue usando la programación lineal, minimizando la función objetivo [1], con las restricciones [2], [3], [4] y [5].

$$\text{Min } \varphi_p \quad [1]$$

Sujeto a:

$$\sum_{k=1}^N \varphi_k y_{ik} \geq y_{ip} \quad \forall i \quad [2]$$

$$\sum_{k=1}^N \varphi_k y_{hk} \geq y_{hp} \quad \forall h \quad [3]$$

$$\sum_{k=1}^N \varphi_k = 1 \quad [4]$$

$$\varphi \geq 0 \quad [5]$$

Siendo:  $y_{ik}$ : beneficio (u output)  $i$  para la alternativa  $k$ .

$x_{hk}$ : coste (o input)  $h$  para la alternativa  $k$ .

La alternativa  $p$  será clasificada como ineficiente sí y solamente si esta alternativa está dominada por un conjunto de otras alternativas.

Si el resultado es  $\varphi_p = 0$  la alternativa  $p$  se clasifica como ineficiente y si  $\varphi_p = 1$  se clasifica como no ineficiente.

**2ª** Determinar un sistema de precios únicos para las alternativas no ineficientes, utilizando el modelo:

$$\text{Min } \sum_{\lambda=1}^{s+m} w_{\lambda q} z_{\lambda q} \quad [6]$$

Sujeto a:

(3) Sobre metodología DEA pueden consultarse también los trabajos de Banker et al (1984) y Banker y Thrall (1992).

$$\sum_{\lambda=1}^{s+m} w_{\lambda q} z_{\lambda j} \geq 1 \quad (j = 1, 2, \dots, n) \quad [7]$$

$$w_{\lambda q} z_{\lambda}^* + \sum_{\mu} w_{\mu q} z_{\mu}^* = 1 \quad \forall \lambda \quad [8]$$

Siendo:

n: número de alternativas no ineficientes.

s: número de outputs.

m: número de inputs.

$z_{\lambda j} = y_{ij}$  para  $\lambda = 1, 2, \dots, s$  y  $i = 1, 2, \dots, s$

$$z_{\lambda j} = x_{h \max} - x_{hj} \quad \text{para } \lambda = s+1, s+2, \dots, s+m \text{ y } h = 1, 2, \dots, m$$

$$w_{\lambda q} = \frac{\alpha_{iq}}{\sum_{h=1}^m \beta_{hq} x_{h \max}} \quad \text{para } \lambda = 1, 2, \dots, s \text{ y } i = 1, 2, \dots, s$$

$$w_{\lambda q} = \frac{\beta_{hq}}{\sum_{h=1}^m \beta_{hq} x_{h \max}} \quad \text{para } \lambda = s+1, s+2, \dots, s+m \text{ y } h = 1, 2, \dots, m$$

De acuerdo con el teorema de Ballesteros y Romero (1993), el anterior modelo tiene una única solución, la cual se puede determinar mediante la ecuación [9]:

$$w_{\lambda} = \frac{1}{(z_{\lambda}^* - z_{\lambda^*}) \left[ 1 + \sum_{\lambda=1}^{s+m} \frac{z_{\lambda^*}}{(z_{\lambda}^* - z_{\lambda^*})} \right]} \quad [9]$$

Así pues, se puede medir la eficiencia de las alternativas no-ineficientes, por la relación [10]:

$$\frac{\text{Beneficios}}{\text{costes}} = \frac{\sum_{\lambda=1}^s w_{\lambda} y_{\lambda}}{\sum_{\lambda=s+1}^{s+m} w_{\lambda} x_{\lambda-s}} \quad [10]$$

Una vez obtenido el índice de eficiencia, calculado mediante el sistema de precios únicos, la p-alternativa puede ser considerada más eficiente que la q-alternativa si el índice para p es mayor que el índice para q. Sin embargo, no existe ninguna alternativa absolutamente eficiente, siendo este concepto relativo.

Si se dispone de datos de panel, es decir, datos relativos a  $N$  observaciones durante un número  $T$  determinado de períodos, es posible realizar el denominado análisis *window*, tal y como lo proponen Charnes *et al.* (1994).

Este análisis se basa en definir una ventana de  $P$  períodos y cada observación se trata como una unidad separada dentro de cada período. Los resultados se obtienen para cada ventana utilizando  $N \cdot P$  unidades.

## 2.2. 2ª etapa: Detectar las variables que influyen significativamente

El método DEA estima la eficiencia de las empresas, pero no aporta información de cómo contribuye cada variable económico-financiera a la estimación de la eficiencia, es decir, si su efecto sería significativo desde un punto de vista estadístico.

En esta etapa se emplea la técnica de datos de panel (4) para detectar las variables (ratios) con la información económico-financiera más relevante, entre los que se incluyen los propios inputs y outputs, que es estadísticamente significativa en la explicación de la eficiencia estimada en la primera etapa. Dado el elevado número de variables de carácter económico-financiero que se pueden obtener y los niveles de relación existente entre los mismos, previamente a la regresión de datos de panel se realiza un análisis factorial de componentes principales, con el fin de identificar qué variables están correlacionadas entre sí (aquellas que pertenecen a un mismo factor) y evitar el problema de la multicolinealidad en el modelo de regresión de datos de panel (5).

Se define como datos de panel a una muestra formada por observaciones repetidas a lo largo del tiempo para un conjunto de unidades individuales. Es decir, se dispone de un vector de variables para  $N$  unidades a lo largo de  $T$  períodos de tiempo:  $x_{it}$  para  $i = 1 \dots N$  y  $t = 1 \dots T$ .

Existen tres ventajas principales con respecto a conjuntos de datos del tipo tradicional (serie temporal o corte transversal):

- Posibilidad de controlar los efectos de heterogeneidad inobservable. Un modelo de corte transversal típico ( $y_i = x_i\beta + u_i$ ,  $i = 1 \dots N$ )

(4) Véanse, por ejemplo, los trabajos de Atkinson y Cornwell (1993) y (1994).

(5) Sobre esta técnica puede verse una aplicación a la valoración de empresas en los trabajos de Caballer y Moya (1997) y Caballer (1998).

interpreta el término estocástico  $u_i$ , como una variación aleatoria de tipo transitorio, alrededor de  $E(y/x)$ , sin embargo con datos a nivel individual es probable que gran parte de  $u_i$  sea causado por una característica inobservable y más o menos permanente de la unidad  $i$ . Los datos de panel permiten estimar modelos donde este efecto permanente se puede controlar.

- Posibilidad de modelizar respuestas dinámicas con microdatos. Costes de ajuste, habituación, consideración del futuro, etc., generan autocorrelación en las decisiones de las unidades observadas que los modelos empíricos han de ser capaces de reproducir.
- En contraste con los datos de serie temporal, los datos de panel suelen ofrecer un número prácticamente ilimitado de grados de libertad y reducen la multicolinealidad, de ahí que mejore la eficiencia del modelo.

El efecto individual o efecto permanente es  $\alpha_i$  que se considera constante a lo largo del tiempo  $t$ , y específico para cada unidad o grupo de sección cruzada. Si las  $\alpha_i$  son iguales para todas las unidades, se trata de un modelo de regresión clásico y puede ser estimado por mínimos cuadrados ordinarios, obteniendo estimadores consistentes de  $\alpha$  y  $\beta$ . Hay dos marcos básicos utilizados para generalizar este modelo. El enfoque de efectos fijos considera  $\alpha_i$  como un término constante específico de grupo en el modelo de regresión. El enfoque de efectos aleatorios especifica que  $\alpha_i$  es un error específico de grupo, similar a  $\epsilon_{it}$ , excepto que para cada grupo hay una única extracción muestral, que aparece en la regresión de forma idéntica en cada período, Greene (1998). Hsiao (1992) considera estos dos casos como:

*Caso 1:* Constantes heterogéneas y coeficiente homogéneo. Este sería el caso de efectos fijos.

*Caso 2:* Constantes y coeficientes heterogéneos. Correspondería al modelo de efectos aleatorios.

Respecto a los datos económico-financieros de las empresas objeto de estudio, éstos se han obtenido de la base de datos SABI, para el período que abarca desde 1996 hasta 2000, con el objeto de obtener un panel de empresas homogéneo y completo. Los estudios se han realizado a partir de las empresas de la industria agroalimentaria española clasificadas como grandes, siguiendo las recomendaciones de la Comisión para Comunidades Europeas, es decir, aquellas que tienen un activo superior a 27 millones de euros, resultando un total de 60 empresas.

### 3. RESULTADOS

#### 3.1. Estimación de la eficiencia mediante análisis window

El análisis temporal de la eficiencia se realiza mediante análisis *window*; para su desarrollo es necesario determinar, en primer lugar, el método (en este caso no paramétrico) que se va a utilizar y, en segundo lugar, el tamaño de las ventanas.

El método escogido es el sistema de precios únicos, cuya clasificación de la eficiencia es similar a la del modelo BCC orientado al input, y en el que hay que definir los inputs y outputs determinantes en dicha clasificación. El sistema de precios únicos proporciona no sólo una clasificación de las empresas en ineficientes y no ineficientes, sino también estima un índice que permite ordenar a estas mismas empresas según su eficiencia.

Los outputs utilizados son: el beneficio bruto, la cifra de negocios, el cash flow y el valor añadido; como inputs: las deudas a corto plazo, el exigible a largo plazo, los recursos propios y los gastos de personal. Esto permite obtener unas variables cuantificables, por lo tanto, susceptibles de ser empleadas en un modelo matemático, de fácil obtención a partir de los estados financieros, y además estimar la eficiencia de acuerdo con los objetivos perseguidos en la presente investigación. La elección de cada uno de estos outputs se justifica a continuación:

- Beneficio bruto: Desde los supuestos clásicos del análisis económico, cualquier empresa persigue maximizar el beneficio y con ello el objetivo de la creación de valor.
- Cifra de negocios: Para muchas empresas, la facturación o cifra de negocios constituye un índice de logro que se relaciona con la tendencia expansionista, las economías de escala (en ciertos casos), la diversificación de inversiones, el acceso a nuevos mercados, la imagen de la empresa, la estabilidad y el riesgo.
- Cash flow: El cash flow de la empresa es otro índice significativo de logro, especialmente si se tiene en cuenta la dificultad de estimar fiablemente la depreciación de los activos.
- Valor añadido: Mientras los tres indicadores anteriores reflejan niveles de logro para el propio empresario, el valor añadido estima una consecución de carácter social, considerando la empresa como una comunidad de trabajo en la que participan tanto el empleador como los empleados.

En lo que a inputs se refiere, se justifica su elección por los siguientes motivos:



- Deudas a corto y largo plazo: Conviene separar en el análisis las primeras de las segundas, teniendo en cuenta los mayores índices de riesgo que conlleva el exigible a corto plazo.
- Recursos propios: Estos recursos representan un coste de oportunidad para los propietarios, y, por consiguiente, se deben tratar como inputs en un modelo de eficiencia.
- Gastos de personal: En el modelo de eficiencia, estos gastos han sido ya considerados como partidas de un output (al estar incluidos en la variable «valor añadido»). Sin embargo, es obvio que los gastos de personal constituyen también un input que se asocia con situaciones de ineficiencia, cuando los niveles de empleo son desproporcionadamente elevados.

Debido a las elevadas cifras de las variables, y con el fin de suavizar las posibles oscilaciones causadas por el efecto escala derivado de las diferentes magnitudes y rango de valores dentro de cada una, se ha realizado una transformación previa a la aplicación de la metodología DEA, consistente en dividir cada una de éstas por el activo total correspondiente.

El tamaño de las ventanas será de 5 períodos, puesto que con un tamaño de ventanas menor se obtendría más de un índice de eficiencia para cada empresa y año y no sería posible realizar el análisis bietápico tal y como se plantea.

Así pues, se utiliza este índice como variable endógena, con el fin de obtener un modelo explicativo de la eficiencia, a partir de la regresión de datos de panel, utilizando como variables exógenas los distintos inputs y outputs, así como los principales ratios utilizados en el análisis financiero y que se definen en el cuadro 2, con el propósito de determinar qué variables de las que se han incluido en el método DEA son significativas y, si lo son, cuál de ellas tiene un mayor peso o contribuye en mayor grado a la explicación de la eficiencia en el período considerado. Además, también se puede conocer el sentido de la contribución de cada variable, por ejemplo, el endeudamiento es una de las variables que se incluyen en la estimación de la eficiencia, pero no se aporta información sobre el signo de esta variable, información fundamental para determinar si el apalancamiento financiero es adecuado o, por el contrario, el excesivo endeudamiento disminuye la eficiencia.

Como se ha señalado, la hipótesis de partida se basa en que el índice de eficiencia de una empresa agroalimentaria puede ser explicado mediante una serie de variables representativas de su estructura económico-financiera (rentabilidad, nivel de endeudamiento, liqui-

dez, etc.), que se van a determinar, pero también de otros efectos latentes no observables, específicos de cada empresa analizada. Por este motivo, no pueden ser utilizadas las técnicas de regresión convencionales, y se opta por otros estimadores que reflejan las diferencias entre las empresas y que fueron expuestos adecuadamente en la metodología. Otra dificultad para la determinación de un modelo que refleje las variables influyentes en la eficiencia es la delimitación de las variables independientes.

Así pues, los pasos a seguir son:

1. Obtención, mediante análisis *window* del índice de eficiencia para las empresas consideradas como grandes del sector agroalimentario, es decir, estimación de la variable dependiente.
2. Determinar las variables independientes que van a ser incluidas en el modelo, seleccionadas mediante el análisis factorial de ratios económico-financieros.
3. Estimación de la ecuación econométrica, mediante técnicas de datos de panel.

Se realiza el análisis *window* empleando una única ventana de cinco períodos y utilizando el método del sistema de precios únicos. De esta forma, aunque se pierde parte de la información proporcionada por la evolución temporal, se puede obtener un único índice de eficiencia anual para cada empresa.

En el cuadro 1 se presentan los resultados para cada empresa y año. Este índice de eficiencia es la variable dependiente que se incluirá en la estimación de los modelos de regresión.

### 3.2. Estimación del modelo

#### 3.2.2. Selección de las variables explicativas

En el presente trabajo se utiliza, además de los inputs y los outputs, información adicional procedente del análisis financiero, con el fin de conocer aspectos que podrían estar relacionados con la eficiencia y que no se recogerían explícitamente en los inputs y outputs utilizados a lo largo del período 1996-2000. De todos ellos, algunos están altamente correlacionados entre sí, por lo que no pueden incluirse todos en el modelo de regresión, puesto que en ese caso se presentaría el problema de multicolinealidad que impediría determinar la verdadera contribución de cada variable a la eficiencia empresarial.

En el cuadro 2 se muestran todas las variables donde la primera fila corresponde a los inputs, la segunda a los outputs y el resto es información económico-financiera adicional.

Cuadro 1

EVOLUCIÓN DE LOS ÍNDICES DE EFICIENCIA PARA EL PERÍODO 1996-2000  
(VENTANA DE 5 PERÍODOS)

Empresa	Índice de Eficiencia				
	1996	1997	1998	1999	2000
Aguas de Lanjarón, SA	0,5902	0,8748	1,0176	1,2243	1,2118
Antonio Barbadillo, SA	0,2334	0,2186	0,2861	0,2881	0,2946
Azucareras Reunidas de Jaén, SAO	0,5440	0,6627	0,6367	0,6093	0,5057
Bernardo Altageme, SA	0,4045	0,3518	0,3672	0,3952	0,4092
Bimbo, SA	0,3851	0,9281	0,8856	0,6772	0,8602
Bodegas Vega Sicilia, S.A.	0,6611	0,9040	0,8573	0,7165	0,5981
Bodegas y Bebidas, SA	0,4395	0,5663	0,6066	0,5500	0,3344
Campofrío Alimentación, SA	0,9483	0,9558	0,8434	0,5132	0,3703
Casa Tarradellas, SA	0,5453	0,4772	0,5667	0,6020	0,7223
Chocolate Valor, SA	0,3665	0,5533	0,5257	0,7167	0,7614
Chupa Chups, SA	0,5523	0,6012	0,4150	0,3438	0,5014
Clesa, SA	0,5697	0,7164	0,7212	0,9017	0,5594
Cobega, SA	0,9815	0,9369	1,1589	0,9565	1,0274
C. Castellana de Bebidas Gaseosas, SA	1,4709	1,4677	1,4485	1,2706	1,3154
C. Levantina de Bebidas Gaseosas, SA	0,9136	0,9811	1,1791	1,0770	1,1465
Conservas y Frutas, SA	0,2638	0,3366	0,3436	0,3397	0,3367
Danone, SA	1,2889	1,2882	1,4103	1,5249	1,6200
Doux Ibérica, SA	0,8817	0,3825	0,8710	-0,0698	0,7836
Dulces y Conservas Hellos, SA	0,2982	0,3710	0,4160	0,3436	0,3453
Dulcesa, SA	0,9382	0,9969	1,1091	1,1340	0,9599
Esteban Espuna, SA	0,5204	0,5431	0,5270	0,4699	0,4027
Europastry, SA	0,4548	0,4309	0,5057	0,6024	0,5056
Font Vella, SA	1,2596	1,0343	1,2559	1,4348	1,4177
Frínova, SA	0,3845	0,4418	0,3706	0,4998	0,4803
Frinsa del Noroeste, SA	0,4467	0,3528	0,4247	0,3882	0,4038
Galletas Siro, SA	0,9090	0,7350	0,8711	0,6574	0,5460
Grefusa, SL	1,5701	1,7573	1,2422	1,2542	0,9852
Grupo Leche Pascual, SA	0,5163	0,6384	0,6702	0,6275	0,6685
Harinera Vilafranquina, SA	0,5434	0,6215	0,4475	0,5011	0,5555
Industrias Cárnicas Tello, SA	0,4496	0,4980	0,6309	0,5635	0,4907
Ind. Lácteas Asturianas, SA	0,3417	0,3611	0,3750	0,4534	
J. García Carrión, SA	0,5284	0,2903	0,4844	0,4853	0,4541
Jealsa Rianxeira, SA	0,7303	0,9886	0,5430	0,5099	0,5169
José Sánchez Penate, SA	0,5270	0,6170	0,6916	0,5643	0,4383
Lu Biscuits, SA	0,7435	0,7206	0,7162	0,8284	1,0398
Mostos, Vinos y Alcoholes, SA	0,3429	0,2858	0,2708	0,1725	0,1886
Natra Cacao, SL	0,3308	0,5163	0,4378	0,3784	0,3299

Cuadro 1 (Continuación)

EVOLUCIÓN DE LOS ÍNDICES DE EFICIENCIA PARA EL PERÍODO 1996-2000  
(VENTANA DE 5 PERÍODOS)

Empresa	Índice de Eficiencia				
	1996	1997	1998	1999	2000
Nestlé España, SA	0,5722	0,5325	0,6076	0,5283	0,5845
Nutreco España, SA	0,8718	1,0308	0,9880	1,0482	1,2353
Omsa Alimentación, SA	0,7397	0,7074	0,8732	0,8258	0,8521
Panibérica de Levadura, S. A.	1,1583	1,2638	1,7704	1,7712	1,8983
Pescanova, SA	0,3725	0,3325	0,3957	0,3838	0,4270
Pinos Baucells, SA	1,0103	0,9462	0,4843	0,4924	0,8748
Preparados Alimenticios, SA	1,3023	1,5852	1,1155	0,9631	1,2002
Prod. Alimenticios La Bella Easo, SA	0,4617	0,5709	0,4977	0,5609	0,6343
Refrescos envasados del sur, SA	0,7973	0,6528	0,6418	0,7625	0,8083
Refrescos envasados, SA	1,4954	1,4570	1,1930	1,3194	1,0289
Sa Vichy Catalán	0,4445	0,5279	0,6391	0,6870	0,6604
Sociedad Anónima Damm	0,5247	0,6027	0,6250	0,5886	0,6274
Vidal Golosinas, SA	0,5878	0,6526	0,5946	0,6370	0,6954

Cuadro 2

VARIABLES ECONÓMICO-FINANCIEROS

$GPA = \frac{\text{Gastos personal}}{\text{Activo Total}}$	$ELA = \frac{\text{Exigible LP}}{\text{Activo Total}}$	$ECA = \frac{\text{Exigible CP}}{\text{Activo Total}}$	$RPA = \frac{\text{Recursos propios}}{\text{Activo Total}}$
$CFA = \frac{\text{Cash Flow}}{\text{Activo Total}}$	$VAA = \frac{\text{Valor añadido}}{\text{Activo Total}}$	$FA = \frac{\text{Facturación}}{\text{Activo Total}}$	$RE = \frac{\text{Beneficio bruto}}{\text{Activo Total}}$
$C1 = \frac{\text{Recursos propios}}{\text{Inmovilizado neto}}$	$RIF = \frac{\text{Recursos permanentes}}{\text{Inmov. neto} + \text{FM}}$	$S = \frac{\text{Activo total}}{\text{Exigible}}$	$GFB = \frac{\text{Gastos financieros}}{\text{B. neto} + \text{G. finan.}}$
$RR = \frac{\text{Reservas}}{\text{Recursos propios}}$	$C2 = \frac{\text{Recursos permanentes}}{\text{Inmovilizado neto}}$	$EE = \frac{\text{Exigible LP}}{\text{Exigible CP}}$	$GFE = \frac{\text{Gastos financieros}}{\text{Exigible}}$
$RI = \frac{\text{Reservas}}{\text{Inmovilizado neto}}$	$AU = \frac{\text{Recursos propios}}{\text{Recursos permanentes}}$	$LIQ = \frac{\text{Tesorería}}{\text{Exigible CP}}$	$AC = \frac{\text{Act. Circulante}}{\text{Exigible CP}}$
$VAF = \frac{\text{Valor añadido}}{\text{Facturación}}$	$REX = \frac{\text{Rec. permanentes}}{\text{Exigible total}}$	$GPV = \frac{\text{Gastos personal}}{\text{Valor añadido}}$	$ECT = \frac{\text{Exigible CP}}{\text{Exigible}}$
$EA = \frac{\text{Inmovilizado neto}}{\text{Activo Total}}$	$RF = \frac{\text{Beneficio neto}}{\text{Recursos propios}}$	$BNCF = \frac{\text{Beneficio neto}}{\text{Cash Flow neto}}$	$RAI = \frac{\text{Facturación}}{\text{Inmovilizado neto}}$

Como se puede observar, se han escogido ratios referentes a la cobertura del capital económico (C2, RI, RIF), que reflejan la liquidez (LIQ, AC), además de tener en cuenta la solvencia (S, GFB, REX), la estructura del capital financiero (ECT, RR) y la rentabilidad (RE y RF), entre otros aspectos.

Así pues, se realiza un análisis factorial con el fin de agrupar las variables que están más correlacionadas en factores, y seleccionar un único ratio de cada factor (6). De esta forma se asegura que el modelo econométrico no presenta problemas de multicolinealidad.

Una vez realizado el análisis factorial agregado, se pueden observar los resultados obtenidos en el cuadro 3. El test KMO, que indica el grado de adecuación del conjunto de variables para la utilización del análisis factorial, es próximo a 0,7. Esto supone que el análisis factorial dará buenos resultados para el período, ya que las variables utilizadas son adecuadas para la aplicación de dicho análisis, Kaiser (1974).

En cuanto al coeficiente de esfericidad de *Barlett*, que señala la existencia de una relación significativa entre las variables utilizadas, indica que se debe rechazar la hipótesis nula de no correlación, ya que el nivel de significación crítico que se obtiene es inferior a 0,0005. Así pues, de acuerdo con los resultados de este contraste es pertinente aplicar el análisis factorial a las variables de la base de datos.

El criterio habitualmente utilizado para elegir el número de factores para cada año es el criterio Kaiser, según el cual se seleccionan los factores con valor propio o autovalor superior a la unidad, por ser los que contribuyen en mayor medida a la explicación de la información inicial, es decir, la capacidad explicativa del factor es superior al de una variable. De este modo, el número de factores seleccionados es de 9, el último valor propio superior a la unidad está suficientemente separado del siguiente factor (con un valor propio inferior a la unidad dicho factor no consigue explicar tan siquiera la varianza de una sola variable).

Cuadro 3

COEFICIENTE DE ESFERICIDAD DE BARLETT Y KMO

Medida de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin	0,651
Prueba de esfericidad de Barlett	
$\chi^2$ aprox	11.518,75
Grados de libertad	378
Nivel de significación	0,000

(6) Una aplicación de esta metodología a la valoración de las compañías del sector agroalimentario puede verse en Caballer y Moya (1998).

En el cuadro 4 se observa que han resultado seleccionados un total de 9 factores, además del porcentaje de varianza explicado por cada factor, así como el porcentaje acumulado de la misma y los valores propios.

Cuadro 4

#### VARIANZA TOTAL EXPLICADA

	Valor propio o eigenvalue	% Varianza explicada	% Varianza acumulado
1	4,970	17,749	17,749
2	4,194	14,978	32,727
3	3,593	12,833	45,560
4	3,086	11,022	56,582
5	2,338	8,349	64,931
6	2,252	8,042	72,973
7	1,587	5,668	78,640
8	1,331	4,754	83,395
9	1,315	4,698	88,092

Los factores que se han obtenido, una vez realizada la rotación Varimax, son los que aparecen en el cuadro 5.

Se puede apreciar que las variables seleccionadas se han agrupado en nueve factores de características diferentes. En el cuadro 5 se muestra la matriz factorial rotada, donde se pueden observar las correlaciones entre los factores y las distintas variables. Las variables con cargas o pesos factoriales mayores en cada uno de los factores extraídos aparecen con la celda sombreada.

A priori, las variables susceptibles de incorporarse al modelo deben de seleccionarse de cada uno de los factores resultantes, de esta forma se elimina la posible correlación existente entre ellas (al no utilizar más de una variable del mismo factor) y, por tanto, la posibilidad de que el modelo final esté afectado por el problema de multicolinealidad.

Se sigue el procedimiento multicriterio de seleccionar una sola variable por factor (entre las de mayor carga), que a su vez esté correlacionada con la variable a explicar, para conseguir un modelo restringido con elevado coeficiente de determinación y en el que todas las variables sean significativas al 95 por ciento de confianza. De este modo, las variables inicialmente elegidas han sido REX, ECT, C2, RE,

Cuadro 5

MATRIZ FACTORIAL ROTADA

	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5	Factor 6	Factor 7	Factor 8	Factor 9
REX	0,905	0,127	0,206	0,104	-0,148	0,000	0,098	0,019	-0,095
S	0,874	0,278	0,199	0,109	-0,110	0,022	0,092	0,018	-0,090
ECA	-0,726	0,224	-0,208	-0,142	0,014	0,074	-0,227	0,364	0,069
EA	0,712	-0,226	-0,478	0,097	-0,319	0,066	0,024	-0,015	-0,039
RPA	0,664	0,334	0,311	0,177	-0,277	0,152	-0,127	0,249	-0,126
AC	0,649	-0,193	0,639	0,107	-0,045	-0,003	0,099	0,003	-0,048
LIQ	0,564	-0,171	0,388	0,293	0,005	0,123	-0,006	0,094	-0,057
ELA	-0,178	-0,947	-0,064	-0,097	-0,102	-0,070	-0,039	0,005	0,033
ECT	-0,158	0,944	-0,049	0,050	0,144	0,099	-0,028	0,021	-0,013
EE	0,236	-0,884	0,080	0,041	-0,156	-0,083	0,035	-0,037	0,011
AU	0,408	0,812	0,161	0,164	0,057	0,087	0,046	-0,048	-0,053
C2	0,212	-0,013	0,931	0,068	0,086	-0,015	0,088	-0,004	-0,115
RIF	0,091	-0,001	0,895	0,159	0,015	0,046	0,070	0,055	-0,051
C1	0,402	0,531	0,679	0,147	0,089	0,067	0,093	-0,029	-0,108
RF	-0,096	0,083	0,056	0,885	0,067	-0,030	0,100	-0,244	0,025
RE	0,345	0,140	0,159	0,829	0,052	0,121	0,103	0,145	-0,085
CFA	0,354	0,132	0,172	0,767	-0,070	0,278	-0,084	0,209	-0,120
GPV	-0,205	0,035	-0,115	-0,752	0,197	0,441	-0,101	0,127	0,079
FA	-0,063	0,188	0,004	0,032	0,921	0,264	-0,027	0,068	-0,076
RAI	-0,236	0,194	0,151	-0,007	0,891	0,124	-0,015	0,038	-0,047
VAF	0,347	-0,128	0,033	0,243	-0,531	0,389	0,133	-0,387	-0,088
GPA	-0,041	0,139	0,021	-0,179	0,115	0,923	-0,127	0,132	-0,080
VAA	0,159	0,176	0,052	0,233	0,198	0,872	0,057	-0,100	-0,124
RR	0,076	-0,073	0,079	0,097	-0,067	-0,076	0,942	0,137	-0,007
RI	0,338	0,316	0,535	0,139	0,010	0,026	0,661	0,052	-0,087
BNCF	0,019	-0,032	0,061	-0,031	0,117	0,040	0,173	0,867	-0,049
GFB	-0,033	0,023	-0,068	-0,031	-0,026	-0,043	0,077	0,053	0,891
GFE	-0,231	-0,136	-0,136	-0,111	-0,061	-0,146	-0,168	-0,137	0,607

FA, VAA, RR, BNCF, GFB. A continuación, mediante la técnica de datos de panel, se obtendrá el modelo restringido.

3.3. Estimación del modelo de regresión restringido con datos de panel

Mediante el análisis de regresión se puede conocer, de entre todas las variables que a priori se han incluido en el método DEA, cuáles han tenido un efecto significativo en la explicación de la eficiencia, a lo largo del período considerado en las grandes empresas del sector agroalimentario español. Así, se puede obtener la importancia relati-

va de cada variable y el signo del coeficiente, el cual proporcionará sentido económico adecuado, información importante, por ejemplo, para los directivos cuyo objeto sea incrementar la eficiencia de las empresas. El resultado final será una ecuación de regresión que permita conocer qué variables han influido en la eficiencia de las empresas del sector agroalimentario en el período de tiempo estudiado.

En un principio podría parecer factible la idea de realizar una regresión de mínimos cuadrados ordinarios, partiendo de los datos agregados año a año, tomando como variable dependiente el índice de eficiencia y como variables independientes las ya elegidas anteriormente. Sin embargo, aunque distintas empresas comparten las mismas características observables, pueden tomar diferentes decisiones. Por ello, es necesario contemplar la existencia de efectos latentes no observables, específicos de cada empresa. Si estos efectos latentes existen y no se recogen explícitamente en el modelo, se producirá un problema de variables omitidas: los coeficientes estimados de las variables explicativas incluidas estarán sesgados, por recoger parcialmente los efectos individuales no observables.

Para estudiar los efectos latentes no observables pueden utilizarse, principalmente, dos estimadores: efectos fijos o efectos aleatorios. La distinción crucial es si los efectos están correlacionados o no con las variables observables  $X_{it}$ . Según Arellano y Bover (1990) los efectos individuales se pueden considerar siempre aleatorios sin pérdida de generalidad.

Así pues, se aplica este estimador, con mínimos cuadrados generalizados, tomando como variable dependiente el índice de eficiencia, y como variables explicativas nueve ratios seleccionados en el epígrafe anterior, según el criterio señalado: REX, ECT, C2, RE, FA, VAA, RR, BNCF, GFB. Los resultados se muestran en el cuadro 6.

Como se puede observar, tres de las variables iniciales han sido eliminadas por no resultar significativas a un nivel de confianza del 95 por ciento, RR, C2 y GFB.

El estimador de efectos aleatorios asume que la correlación entre los efectos no observables y las variables explicativas es inexistente. Se aprecia que las variables independientes son capaces de explicar un 97,67 por ciento de la variabilidad del índice de eficiencia.

El test de Wald permite el contraste de la hipótesis de nulidad de todos los coeficientes, salvo el término constante. Este estadístico se distribuye según una función  $\chi^2$  con un número de grados de libertad igual al número de coeficientes estimados. En este caso, resulta significativo a un nivel de confianza del 99 por ciento.



Cuadro 6

**MODELO ESTIMADO CON EFECTOS ALEATORIOS, MCG**

Variable dependiente: <b>Ind. Eficiencia</b>		<b>N.º observaciones:</b> 250		<b>N.º grupos:</b> 50		
		<b>Observ. por grupo:</b> 5				
<b>R<sup>2</sup>=0,9767</b>		Correlación ( $u_i, x_i$ ) = 0 (asumido)		Wald $\chi^2$ (6) = 6304,69		
				Prob > $\chi^2$ = 0,0000		
	<b>Coefficiente</b>	<b>Error estándar</b>	<b>z</b>	<b>p&gt; z </b>	<b>Intervalo de confianza (95%)</b>	
BNCF	-0,14332	0,00425	-3,373	0,001	-0,2266	-0,0060
FA	0,15838	0,00892	17,749	0,000	0,1409	0,1759
REX	0,05176	0,00518	9,994	0,000	0,0416	0,0619
VAA	0,41897	0,04192	9,995	0,000	0,3368	0,5011
RE	3,39164	0,06146	55,180	0,000	3,2718	3,5121
ECT	0,32739	0,02781	11,772	0,000	0,2729	0,3819
Constante	-0,17564	0,02402	-7,312	0,000	-0,2227	-0,1286
$\sigma_u = 0,0397$						
$\sigma_e = 0,0315$						
$\rho = 0,6139$ proporción de la varianza debida a $u_i$						

A pesar de los buenos resultados obtenidos no hay justificación para tratar los efectos individuales como no correlacionados con los otros regresores, tal y como se ha supuesto. Por tanto, el tratamiento de efectos aleatorios puede ser inconsistente, debido a variables omitidas.

De este modo se contrasta la ortogonalidad de los efectos aleatorios y los regresores. El contraste de especificación diseñado por Hausman (1978) se basa en la idea de que, bajo la hipótesis de no correlación, ambos, mínimos cuadrados ordinarios en el modelo mínimos cuadrados de variables ficticias, y mínimos cuadrados generalizados, son consistentes, pero mínimos cuadrados ordinarios es ineficiente.

Bajo el supuesto de ausencia de correlaciones entre los efectos latentes y las variables explicativas, el estimador de mínimos cuadrados generalizados es consistente y también de mínima varianza, siendo inconsistente cuando las variables latentes están correlacionadas con las variables explicativas, es decir, cuando la hipótesis nula es falsa, tal y como muestra el cuadro 7. Por el contrario, el estimador intragrupos es consistente, tanto si la hipótesis nula es cierta como si no lo es. En consecuencia, en ausencia de tales correlaciones, los valores numéricos de ambos estimadores serán muy similares, tendiendo a diferir cuando los efectos latentes y las variables explicativas están correlacionados.

Cuadro 7

## TEST DE ESPECIFICACIÓN DE HAUSMAN

	Efectos fijos	Efectos aleatorios	Diferencia
BNCF	-0,01879	-0,14332	-0,00446
FA	0,19672	0,15838	0,03833
REX	0,03074	0,05176	-0,02101
VAA	0,31707	0,41897	-0,10190
RE	3,25535	3,39164	-0,13630
ECT	0,31917	0,32739	-0,00922
Hipótesis nula: diferencia entre coeficientes no sistemática			
$\chi^2(5) = (b-B)[S^{-1}](b-B)$ , $S = (S_{fe} - S_{re}) = 46,80$			
Prob $> \chi^2 = 0,0000$			

Dado que el test es significativo a un nivel de confianza del 95 por ciento, la hipótesis nula debe ser rechazada. Por tanto, existe correlación entre los efectos individuales y las variables explicativas, y el modelo de mínimos cuadrados generalizados resulta inconsistente (7).

Así pues, se realiza el análisis utilizando el modelo de efectos fijos, concretamente el estimador intragrupos. Este modelo supone que las diferencias entre grupos pueden ser captadas por diferencias en el término constante y es uniforme a lo largo del tiempo.

Las variables utilizadas son las mismas que en el modelo anterior, la variable dependiente es el índice de eficiencia y las variables explicativas, REX, ECT, C2, RE, FA, VAA, RR, BNCF, GFB. En el cuadro 8 pueden observarse los resultados obtenidos.

Tal y como se desprende del cuadro 8, las seis variables explicativas resultan significativas a un nivel de confianza del 95 por ciento. Gracias a esta función se consigue explicar el 95,65 por ciento de la variabilidad del índice de eficiencia. El modelo resulta significativo a un nivel de confianza del 99 por ciento.

Para detectar la significación de los efectos de grupo, se verifica la hipótesis de que los términos constantes son todos iguales, mediante un contraste F con  $n-1$  y  $n^*T-n-K$  grados de libertad. En este caso los grados de libertad serán 49 (número de grupos menos 1) y 194

(7) Si no existen diferencias entre los coeficientes estimados con el modelo de efectos fijos y el modelo de efectos aleatorios, significa que no hay correlación entre los efectos latentes y las variables explicativas, por lo tanto se acepta la hipótesis nula. En este caso se rechaza la hipótesis nula, lo que significa que hay diferencias sistemáticas entre los coeficientes y existe correlación entre los efectos latentes y las variables explicativas. Por ello, el modelo de efectos aleatorios resulta inconsistente.

Cuadro 8

RESULTADOS DE LA REGRESIÓN CON EFECTOS FIJOS, ESTIMADOR INTRAGRUPOS

Variable dependiente: <b>Ind. Eficiencia</b>			N.º observaciones: <b>250</b>		N.º grupos: <b>50</b>	
			N.º observ. por grupo: <b>5</b>			
R <sup>2</sup> =0,9565		Correlación (u <sub>i</sub> ,x) = -0,2153		F(6, 194) = 710,36 Prob > F = 0,0000		
	Coefficiente	Error estándar	t	p> t	Intervalo de confianza (95%)	
BNCF	-0,01879	0,00424	-4,432	0,000	-0,0272	-0,0104
FA	0,19672	0,01387	14,183	0,000	0,1693	0,2241
REX	0,03074	0,00689	4,460	0,000	0,0171	0,0443
VAA	0,31707	0,04862	6,521	0,000	0,2212	0,4130
<b>RE</b>	<b>3,25535</b>	<b>0,07111</b>	<b>45,777</b>	<b>0,000</b>	<b>3,1151</b>	<b>3,3956</b>
ECT	0,31917	0,03260	9,790	0,000	0,2548	0,3835
Constante	-0,15665	0,02977	-5,262	0,000	-0,2154	-0,0979
σ <sub>u</sub> = 0,07333						
σ <sub>e</sub> = 0,03148						
ρ = 0,8444 proporción de la varianza debida a u <sub>i</sub>						
Test F: u <sub>i</sub> = 0			F (49,194) = 9,26		Prob > F = 0,0000	

(número de observaciones menos número de grupos y menos el número de variables explicativas). Como se observa en el cuadro 8, la hipótesis nula es rechazada a un nivel de confianza del 99 por ciento, por lo que se puede afirmar que existen diferencias entre las distintas empresas estudiadas.

Sin considerar el efecto empresa, es decir, en el modelo de desviaciones con efectos del grupo, el coeficiente de determinación es de 95,65 por ciento y representaría la capacidad explicativa atribuible únicamente a las variables incluidas en el modelo: RE (rentabilidad económica), FA (facturación/activo total), VAA (valor añadido/activo total), REX (recursos permanentes/exigible total), ECT (exigible a corto/exigible total) y BNCF (beneficio neto/cash flow), que son, por lo tanto, las que explicarían la eficiencia temporal de estas empresas. Es de destacar que tres de las variables que han resultado significativas, RE, FA y VAA, son los outputs utilizados en el método DEA, lo que permite conocer su peso y significación en la determinación de la eficiencia.

Los resultados de la regresión de datos de panel confirman las hipótesis previas utilizadas en este y otros trabajos sobre la medida de la

eficiencia empresarial, además de permitir conocer la contribución individual y significación estadística de cada una de ellas.

#### 4. CONCLUSIONES

El objetivo del presente trabajo ha sido desarrollar un análisis bietápico para determinar los factores que han influido de manera estadísticamente significativa, así como su peso dentro del modelo, en la explicación temporal de la eficiencia de las mayores empresas del sector agroalimentario español durante el período 1996-2000.

En la primera etapa del análisis se ha estimado un índice de eficiencia basado en el sistema de precios únicos que, además de la jerarquización de las empresas, permite su utilización como variable endógena en un modelo de regresión de datos de panel explicativo de la eficiencia temporal de una empresa agroalimentaria, teniendo en cuenta los efectos latentes no observables específicos de cada empresa.

El número de factores obtenido es de nueve, para evitar el problema de la multicolinealidad, representando los distintos niveles de la información económico-financiera de la muestra de empresas e indicando el número máximo de variables que se deberían incluir en el modelo de regresión de la segunda etapa. Siguiendo un procedimiento multicriterio se ha seleccionado una variable por cada factor. De los dos modelos de regresión de datos de panel estimados, se ha descartado el de efectos aleatorios por resultar inconsistente, siendo en este caso los modelos intragrupos los más apropiados.

Del total de las 28 variables, han resultado significativas las siguientes seis variables, en los dos modelos, cuyo efecto sobre la eficiencia se comenta seguidamente.

La variable con mayor capacidad explicativa es RE (rentabilidad económica), su elevado coeficiente refleja el efecto del grado de aprovechamiento del activo y el nivel de eficiencia en las operaciones (aprovisionamiento, prestación de servicios, etc.) sobre el índice estimado. En el mismo sentido se puede interpretar el ratio VAA (valor añadido/activo total), que puede considerarse como una forma alternativa de medir la eficiencia empresarial, aunque menos elaborada que el anterior. Es decir, las empresas más eficientes son las más rentables y con mayor valor añadido, respecto a su tamaño.

La variable FA (facturación/activo total) presenta un signo positivo, lo que indica la contribución favorable de la rotación del activo total, pudiéndose deducir que las empresas más eficientes logran una mayor cifra de ventas por unidad monetaria comprometida.

El coeficiente positivo del ratio REX (recursos permanentes/exigible total) aporta una mayor información sobre la estructura de su pasivo, cuantificando la importancia que presentan los capitales permanentes respecto a la financiación ajena total en las empresas no ineficientes. También está reflejando la estabilidad que aportan los capitales permanentes en la financiación total, y el margen de seguridad de que disponen las empresas no ineficientes para definir sus políticas de capitalización. La variable ECT (exigible a corto plazo/exigible total) también ha resultado significativa, lo cual indica que las empresas no ineficientes han utilizado en mayor proporción la financiación a corto plazo, donde sin duda la partida de los proveedores, sin coste financiero explícito, juega un importante papel.

Finalmente, el coeficiente negativo de BNCF (beneficio neto/cash flow) muestra el efecto de la política de amortizaciones sobre la eficiencia, interpretándose en el sentido de que las empresas que han dotado mayores cuantías a la amortización han obtenido un mayor índice de eficiencia. Este ratio representa el efecto corrector del *cash flow* en los resultados empresariales y su relación con otras variables que influyen en el rendimiento económico neto de la empresa, como es el caso de los impuestos.

En resumen, el modelo restringido final permite determinar la contribución y significación estadística de cada una de estas variables. De este modo, se ha podido establecer y cuantificar la importancia que tienen las variables que miden los resultados, la estructura financiera y el papel de las amortizaciones en el comportamiento eficiente de estas empresas durante el período estudiado.

## BIBLIOGRAFÍA

- ARELLANO, M. y BOVER, O. (1990): «La econometría de datos de panel». *Investigaciones Económicas*, Vol. XIV, 1: pp. 3-45.
- ATKINSON, S. E. y CORNWELL, C. (1993): «Measuring technical efficiency with panel data: a dual approach». *Journal of Econometrics*, 3: pp. 257-261.
- ATKINSON, S. E. y CORNWELL, C. (1994): «Parametric estimation of technical and allocative inefficiency with panel data». *International Economic Review*, 1: pp. 231-243.
- BALLESTERO, E. y MALDONADO, J. A. (2004): «Objective measurement of efficiency: applying single price model to rank hospital activities». *Computers and Operations Research*, 31: pp. 515-532.
- BALLESTERO, E. (1999): «Measuring efficiency by a single price system». *European Journal of Operational Research*, 115: pp. 616-623.
- BALLESTERO, E. y ROMERO, C. (1993): «Weighting in compromise programming: A theorem on shadow prices». *Operations Research Letters*, 13: pp. 325-329.

- BANKER, R. D.; CHARNES, A. y COOPER, W. W. (1984): «Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis». *Management Science*, 9: pp. 1.078-1.092.
- BANKER, R. D. y THRALL, R. M. (1992): «Estimation of returns to scale using Data Envelopment Analysis». *European Journal of Operational Research*, 62: pp. 74-84.
- BLASCO, A. y MOYA, I. (2003): «Estructura financiera y eficiencia en las empresas del sector turístico español». *Revista europea de dirección y economía de la empresa*, 12 (1): pp. 99-112.
- CABALLER, V. (1998): *Métodos de valoración de empresas*. Editorial Pirámide. Segunda edición. Madrid.
- CABALLER, V. y MOYA, I. (1997): *Valoración de las Empresas Españolas*. Editorial Pirámide. Madrid.
- CABALLER, V. y MOYA, I. (1998): «Valoración bursátil de las empresas agroalimentarias». *Investigaciones agrarias*, 13 (3).
- CHARNES, A.; COOPER, W. W.; LEWIN, A. Y. y SEIFORD, L. M. ed. (1994): *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology and Application*. Kluwer Academic Publishers. Massachussets.
- DAMAS, E. y ROMERO, C. (1997): «Análisis no paramétrico de la eficiencia relativa en las almazaras cooperativas en la provincia de Jaén durante el período 1975-1993». *Revista española de economía agraria*, 180: pp. 279-304.
- DEBREU, G. (1951): «The Coefficient of Resource Utilization». *Econometrica*, 3 (9): pp. 273-292.
- FÁRE, R. y LOVELL, C. (1978): «Measuring the technical efficiency of production». *Journal of Economic Theory*, 19: pp. 150-162.
- FÁRE, R. y GROSSKOPF, S. (1994): «Estimation of returns to scale using data envelopment analysis: A comment». *European Journal of Operational Research*, 79: pp. 379-382.
- FARRELL, M. J. (1957): «The measurement of productive efficiency». *Journal of Royal Statistical Society, Ser. A, III*: pp. 253-290.
- GREENE, W. (1998): *Análisis econométrico*. Prentice Hall Iberia. Madrid.
- HAUSMAN, J. A. (1978): «Specification Test in Econometrics». *Econometrica*, 46: pp. 1.251-1.272.
- HSIAO, C. (1992): *Analysis of panel data*. Cambridge University Press. Cambridge (Gran Bretaña).
- IRÁIZOZ, B. y RAPÚN, M. (1996): «Eficiencia técnica de la industria agroalimentaria de Navarra». *Revista española de economía agraria*, 178: pp. 115-138.
- KAISER, H. F. (1974): «An Index of Factorial Simplicity». *Psychometrika*, 39: pp. 31-36.
- KOOPMANS, T. C. (1951): «An Analysis of Production as an Efficient Combination of Activities». En T. C. Koopmans, ed.: *Activity Analysis of Production and Allocation*. Cowles Commission for Research in Economics, Monograph, 13. New York: John Wiley and Sons, Inc.
- MARCO, M. A. y MOYA, I. (1999): «La creación de valor empresarial y la eficiencia en el proceso de producción bancario». *Revista Europea de Dirección y Economía de la Empresa*, VIII, (1): pp. 31-40.

- MARCO, M. A. y MOYA, I. (2000a): «El efecto tamaño en la eficiencia de las cajas rurales españolas». *Revista Española de Estudios Agrosociales y Pesqueros*, 187: pp. 87-108.
- MARCO, M. A. y MOYA, I. (2000b): «Factores que inciden en la eficiencia de las entidades de crédito cooperativo». *Revista Española de Financiación y Contabilidad*, Vol. XXIX, 105: pp. 781-808.
- MILLÁN, J. A. (1997): «Eficiencia de escala y eficiencia técnica en las cajas rurales. Un análisis no paramétrico». *Investigaciones Agrarias. Economía*, 12: pp. 103-116.
- PASTOR, J. M. (1995): «Eficiencia, cambio productivo y cambio técnico en los bancos y cajas de ahorro españolas: un análisis de la frontera no paramétrico». *Revista Española de Economía*, 12 (1): pp. 35-73.
- RUIZ, M. (1994): «La eficiencia en el mercado de valores del sector eléctrico. Relación entre la estructura económico-financiera de las empresas del sector eléctrico y la cotización de sus títulos». *Cuadernos de Ciencias Económicas y Empresariales*, 18: pp. 161-173.
- VIDAL, F.; SEGURA, B.; DEL CAMPO, F. (2000): «Eficiencia de las cooperativas de comercialización hortofrutícola de la Comunidad Valenciana». *Revista Española de Estudios Agrosociales y Pesqueros*, 188: pp. 205-224.

## RESUMEN

### Un método de análisis económico-financiero explicativo de la eficiencia temporal de las grandes empresas del sector agroalimentario español

El objetivo del presente trabajo es formular un modelo explicativo de la eficiencia de las mayores empresas del sector agroalimentario español durante el periodo 1996-2000. Para ello, se ha utilizado un procedimiento bietápico que combina la metodología DEA, concretamente el método de sistema de precios únicos, con la regresión restringida por análisis factorial de datos de panel (efectos fijos y efectos aleatorios). El modelo final permite conocer la contribución y significación estadística de variables relacionadas con los resultados económicos y la estructura financiera sobre el comportamiento eficiente de estas empresas.

**PALABRAS CLAVE:** Eficiencia, empresas agroalimentarias, DEA, regresión de datos de panel.

## SUMMARY

### An explanatory analysis method of the temporal efficiency of the biggest companies in the Spanish food industry

The aim of the present work is to formulate an explanatory model of the efficiency of the biggest companies in the Spanish food industry during the period 1996-2000. To do so a two-step methodology has been used which combines the DEA method, more concretely the system of single prices, with a regression restricted by the factorial analysis of panel data (both fixed and random effects). The final model reveals the contribution and statistical meaning of variables related to the economic results and the financial structure about the efficient behaviour of these firms.

**KEYWORDS:** Efficiency, food industry, dea, regression of panel data.