



Revista de Métodos Cuantitativos para la
Economía y la Empresa

E-ISSN: 1886-516X

ed_revmetcuant@upo.es

Universidad Pablo de Olavide
España

De Jorge Moreno, Justo

Factores explicativos de las diferencias de eficiencia en el sector de la distribución en España: una
aproximación paramétrica

Revista de Métodos Cuantitativos para la Economía y la Empresa, vol. 15, junio, 2013, pp. 101-116

Universidad Pablo de Olavide
Sevilla, España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=233127547006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Factores explicativos de las diferencias de eficiencia en el sector de la distribución en España: una aproximación paramétrica

DE JORGE MORENO, JUSTO

Departamento de Economía y Dirección de Empresas

Universidad de Alcalá (España)

Correo electrónico: justo.dejorge@uah.es

RESUMEN

Este trabajo se plantea como objetivo el análisis de la influencia que los recursos y capacidades de las empresas del sector de la distribución en España tienen para explicar la eficiencia productiva como medida de desempeño en el período 1997-2006 para un total de 42 sectores de actividad a 4 dígitos CNAE. Asimismo se ha prestado especial atención al sector de actividad y la localización de la empresa como factores de control del entorno. Los principales resultados alcanzados revelan que los recursos disponibles por las empresas del sector de la distribución son explicativos de los mayores niveles de eficiencia productiva en términos de *performance* alcanzados por estas. En particular, las diferencias de eficiencia se relacionan con mayores niveles de integración vertical, una mayor dotación de recursos materiales en términos de intensidad de capital y humanos medidos a través de una mayor retribución salarial. Finalmente, la localización de la empresa según la comunidad autónoma donde está ubicada es un factor a considerar como explicativo de las diferencias de eficiencia.

Palabras clave: eficiencia técnica; distribución comercial; integración vertical; intensidad tecnológica; retribución salarial.

Clasificación JEL: M11; L81.

MSC2010: 60H30.

Influence of Company Resources in Productive Efficiency: A Parametric Approach in the Distribution Sector in Spain

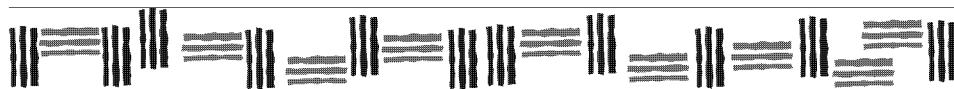
ABSTRACT

The objective of this work is the analysis of the influence that the resources and capabilities of companies in the distribution sector in Spain has to explain productive efficiency as a performance measure (in the period 1997-2006, for a total of 42 sectors of activity a 4-digit NACE). It also pays special attention to the sector and the location of the company as environmental control factors. The main results show that the resources made available by companies in the distribution sector explain the higher levels of production efficiency in terms of performance achieved by them. In particular, differences in efficiency are related to greater levels of vertical integration, greater provision of material resources in terms of intensity, and human capital as measured by higher salaries. Finally, the regional location of the company is a factor while explaining the differences in efficiency.

Keywords: technical efficiency; commercial distribution; vertical integration; technological intensity; compensating wage.

JEL classification: M11; L81.

MSC2010: 60H30.



1. INTRODUCCIÓN

En los últimos años se ha producido un importante interés y evolución de trabajos dentro del campo del *management* basados en la teoría de los recursos y capacidades (TRC) de la empresa (Lieberman y Dhawan, 2005). El núcleo central de esta teoría descansa en el hecho de que los factores con mayor poder explicativo de la competitividad empresarial son los relativos a la propia organización. En particular, las decisiones estratégicas se asocian al control y posesión de los recursos y capacidades de la empresa, así como a la heterogeneidad de estos en relación con la competencia. Esta teoría surge a partir del trabajo seminal de Penrose (1959), cuyo desarrollo posterior se debe a Wernerfelt (1984); posteriormente seguirán Barney (1986, 1991), Dierickx y Cool (1989), Mahoney y Pandian (1992), Hall (1992), Peteraf (1993), Hult *et al.* (2005) y Baker *et al.* (2009), entre otros. A pesar del interesante marco teórico que ofrece la TRC, ha recibido críticas debido a cierta ausencia de contrastación empírica que la sustente. Como consecuencia de ello, algunos autores han intentado desarrollar medidas de recursos y capacidades para identificar su importancia en un contexto sectorial determinado y vincular la posición de los recursos de la empresa en relación con su desempeño. En este sentido, dado que la visión de esta teoría se circunscribe a los límites de la empresa individual, es quizás probable que imponga ciertas restricciones a su capacidad explicativa, dado que la posición competitiva de la empresa no depende exclusivamente de la capacidad de generar recursos, sino también de la posibilidad que la empresa tiene de obtener recursos alternativos o complementarios de su entorno. Con las consideraciones mencionadas, este trabajo se plantea el análisis de la influencia que los recursos de las empresas del sector de la distribución tienen para explicar la eficiencia productiva como medida de desempeño en el período 1997-2006. Así mismo, se prestará especial atención al sector de actividad y localización de la empresa como factores de control del entorno. Para abordar este estudio, se implementará la línea seguida por Lieberman y Dhawa (2005), basada en la función de producción estocástica (FPE) propuesta por Battese y Coelli (1995). Con esta metodología es posible establecer un marco de comparación de las empresas para identificar las causas de las diferencias de eficiencia productiva entre ellas a partir de los recursos de los que disponen.

La estructura del trabajo es la siguiente: en la sección 2 se presentan los datos y variables; en la sección 3 la metodología utilizada; en la sección 4 los resultados alcanzados; la sección 5 cierra este trabajo con el apartado de conclusiones.

2. DATOS Y VARIABLES UTILIZADAS

La base de datos utilizada en este trabajo ha sido SABI (Sistema de Análisis de Balances Ibéricos). Esta base de datos recoge una muestra representativa de empresas inscritas en el Registro Mercantil de toda España. Los sectores analizados se refieren a la distribución comercial con la clasificación CNAE-93 a 4 dígitos (25 sectores de comercio minorista y 17

sectores de comercio mayorista) en el período 1997-2006. La muestra utilizada está formada por un panel de datos completo que contiene 4.973 empresas del sector de la distribución comercial minorista y 515 del mayorista que están presentes en la muestra durante todo el período (1997-2006) y para las que se tiene información sobre las variables relevantes. Las variables utilizadas son: las ventas, como medida de la producción; el inmovilizado material, como medida del capital; los consumos intermedios; y el número de empleados.

A los efectos del análisis de eficiencia que más adelante se expondrá, hubiese sido deseable que tanto el consumo de materiales como el flujo de servicios se expresasen en unidades físicas; sin embargo, las limitaciones de la información disponible obligan a tomar directamente las variables contables, expresadas en unidades monetarias constantes. Las variables utilizadas en *input* y *output* siguen las recomendaciones de la literatura (Donthu y Yoo, 1998). Dado el ámbito temporal del estudio, todas las variables se deflactan y se expresan en miles de euros. La conversión a euros constantes se ha realizado utilizando el deflactor implícito del PIB.

2.1. Factores explicativos de la eficiencia productiva

Paralelo al desarrollo de las funciones de producción por parte de los economistas, ha tenido lugar la evolución de la teoría de recursos y capacidades (TRC) por los investigadores en dirección estratégica (Lieberman y Dhawan, 2005), que como fue mencionado supone un marco conceptual para evaluar las diferencias de *performance* entre las empresas. El debate sobre si la TRC es una teoría que necesita consolidación y métrica para su medición continúa abierto (Hoopes *et al.*, 2003). Incluso, algunos autores indican problemas tautológicos, debido a dificultades inherentes en relación con la causalidad, si son los recursos y capacidades los que explican las diferencias de *performance* o viceversa (Priem y Butler, 2001). Autores como Lees y Worthington (1989) mencionan la escasa atención prestada a explicar las diferencias de *performance* de las empresas en relación con sus recursos en el sector de la distribución comercial, siendo el análisis del entorno y la estructura competitiva o la identificación de tipologías estratégicas los campos de mayor interés. En este sentido, Conant *et al.* (1992) señalan la necesidad de realizar estudios que enfatizen la importancia de los recursos y capacidades de la empresa para explicar las diferencias de los resultados de las empresas.

Las variables elegidas para capturar los recursos físicos (RF) y humanos (RH) de la empresa “que suponemos tendrán una relación positiva sobre la *performance* de la empresa en términos de eficiencia técnica” han sido: i) La integración vertical (IV); con ello las empresas buscan un mayor poder de mercado, así como un mayor poder de negociación. También podrían conseguirse mayores economías de escala y alcance debido a la coordinación de funciones de distribución al mismo tiempo que mayores barreras de entrada en el sector de actividad (Casares y Rebollo, 1996a). Para medir el grado de IV se utilizará la relación del valor añadido generado

por la empresa sobre las ventas. ii) El nivel de intensidad en capital de su tecnología productiva (ICT), utilizando como variable *proxy* la relación entre la dotación del inmovilizado material sobre el empleo (Merino y Salas, 1995; Gumbau, 1997). iii) La edad de la empresa (EE), pues una mayor antigüedad de la empresa en el mercado donde opera se relaciona con una mayor experiencia, conocimiento del mercado y reputación (Thomas *et al.*, 1998). iv) El nivel de salarios de la empresa (SAL), considerada como una *proxy* del grado de cualificación empresarial; mayor nivel de salario permite a la empresa atraer una mano de obra más cualificada (Lusch y Moon, 1984), lo cual implica una disminución de la rotación de la misma. La Tabla 1, muestra estadísticos descriptivos de las variables utilizadas².

Tabla 1. Estadística descriptiva de las variables utilizadas (unidades monetarias en miles de €)

Variables	Sector minorista		Sector mayorista	
	Media	Desv. est.	Media	Desv. est.
Ventas	5834.47	182349.10	4028.85	13032.30
I.Material	37.92	1064.98	17.54	53.53
Consumos Int.	3786.01	116006.80	2915.99	10920.23
Empleo	1866.78	81691.57	452.28	1918.64
Gastos Pnal.	802.53	27941.69	357.22	918.89
I.Mat./Empleo	0.35	1.12	0.27	0.66
Edad	21.73	8.36	21.44	7.73

Fuente: SABI y elaboración propia.

3. METODOLOGÍA

Desde la perspectiva del *managament*, la eficiencia técnica (ET) para el gerente es entendida como una medida de la habilidad de la empresa para producir la mayor cantidad de *output* posible dados unos determinados niveles de *input* para una tecnología productiva específica, bajo unas determinadas condiciones del entorno, en términos de oportunidades en la actividad que desarrolla la empresa. En este sentido, la ET es un concepto relativo, con el cual es posible observar a cada empresa en su nivel de producción comparando con la mejor práctica (*best-practice*) en la relación *input-output* y la desviación individual que pueda producirse en esta comparación sobre la frontera de producción $Y=F(K,L)$, donde Y denota el *output* de la empresa y K, L los *inputs* capital y trabajo, respectivamente. En particular, la teórica frontera estocástica está basada en la estimación de:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln (x_{n,i}) + v_{it} - u_{it} \quad [1]$$

donde y_i es el *output* de la unidad productiva i , x es el vector de los *inputs* $x = x_1, \dots, x_n$, y β es un vector de parámetros desconocido, a estimar. En este análisis, el termino de error se

² Al objeto de ahorrar espacio, no se muestra la estadística descriptiva a nivel intrasectorial. En el Anexo I se encuentran las Tablas A1 y A2, relativas a la identificación de los sectores con relación al código CNAE.

descompone en una variable v_{is} distribuida como iid $v_{is} \sim N(0, \sigma_{vi}^2)$, la cual captura el ruido aleatorio, y una variable no negativa u_{it} , distribuida como una semi-normal iid $u_{it} \sim N^+(0, \sigma_{ui}^2)$, la cual captura la medida de ineficiencia en la producción. Ambos términos son independientemente distribuidos, con $\sigma_{uv}=0$. Esta especificación es debida a Coelli (1993), propuesta por Aigner Lovell y Smith (1977) y Meesusen y Van der Broeck (1977). En el caso general, la eficiencia técnica, estimando la Ecuación 1 por máxima verosimilitud, puede reescribirse de la forma siguiente:

$$ET_{it} = \frac{E[\exp(y_i)/u_i, x_i]}{E[\exp(y_i)/u_i = 0, x_i]} = \exp(-u_i) \quad [2]$$

El modelo para el análisis de la eficiencia y sus factores determinantes para el conjunto del sector de la distribución en España 1997-2006 que se utiliza en este trabajo es el propuesto por Battese y Coelli (1995), el cual permite la estimación de la eficiencia técnica de cada empresa como un factor que varía en el tiempo. Consideramos una función de producción de la forma siguiente:

$$Y_{it} = F(K_{it}, L_{it})ET(Z_{it}),$$

donde Y_{it} denota el *output* de la empresa i en el período t y K_{it} y L_{it} son el capital y el trabajo considerados como *inputs*. El *output* está determinado por el producto de $F(\bullet)$ y $ET(\bullet)$. Desde el punto de vista paramétrico, el modelo a estimar es de una sola etapa, siendo una extensión de modelo descrito en la Ecuación 1, de forma que podemos considerar:

$$Y_{it} = \exp(x_{it}\beta + v_{it} - u_{it}), \quad [3]$$

donde Y_{it} denota la producción de la observación en t ($t=1,2,\dots,T$), x_{it} es un vector ($k \times 1$) de valores desconocidos, función de los *inputs* y de otras variables explicativas asociadas con la empresa i en observación en t , β es una matriz ($k \times 1$) de parámetros desconocidos a ser estimados, como fue comentado v_{is} distribuida como iid $v_{is} \sim N(0, \sigma_{vi}^2)$, el cual captura el ruido aleatorio, y una variable no negativa u_{it} , distribuida como una semi-normal iid $u_{it} \sim N^+(0, \sigma_{ui}^2)$, la cual captura la medida de ineficiencia en la producción. Ambos términos son independientemente distribuidos, y consecuentemente $\sigma_{uv}=0$, con media 0 y varianza σ^2 , Z_{it} es un vector ($1 \times m$) de variables explicativas asociadas con la ineficiencia técnica de la función de producción de las empresas sobre el tiempo, y δ es un vector ($m \times 1$) de coeficientes desconocidos. La Ecuación 3 especifica una frontera de producción estocástica en términos de los valores de producción originales. Consecuentemente, los efectos de la eficiencia técnica a partir del término u_{it} son asumidos como una función de variables explicativas, de la forma siguiente:

$$u_{it} = Z_{it} \delta + W_{it}; \quad [4]$$

donde W_{it} es una variable aleatoria definida por el truncamiento de la distribución con media 0 y varianza σ^2 , siendo el punto de truncamiento $-z_{it} \delta$, $W_{it} \geq 0$. Finalmente, hay que considerar que el método de máxima verosimilitud propuesto estima simultáneamente los parámetros de la frontera estocástica y el modelo perteneciente a la estimación de la ineficiencia técnica. La función *likelihood* y sus derivadas parciales con respecto a los parámetros del modelo son los propuestos por Battese y Coelli (1995). La función *likelihood* es una función de la varianza de los parámetros $\sigma_s^2 = \sigma_v^2 + \sigma^2$ y $\gamma \equiv \frac{\sigma^2}{\sigma_s^2}$.

La eficiencia técnica ET de la empresa i en el año t se define como:

$$ET_{it} = \exp(-U_{it}) = \exp(-z_{it} \delta - W_{it}), \quad [5]$$

donde $0 \leq ET_{it} \leq 1$. Una empresa alcanzaría un nivel de ET igual a 1 cuando su nivel de ineficiencia es igual a 0; en otro caso los valores serán inferiores a la unidad. En relación con la forma funcional adoptada en este trabajo, se asume la función de producción Cobb-Douglas³.

$$\ln(V) = \beta_0 + \beta_1 \ln I_{it} + \beta_2 \ln C_{it} + \beta_3 \ln E_{it} + \sum_{i=1}^{42} \beta_4 \text{sector} + \beta_5 t_{it} + v_{it} - u_{it} \quad [6]$$

$$u_{it} = \delta_0 + \delta_1 t + \delta_2 IV + \delta_3 SAL + \delta_4 ITC + \delta_5 ITC^2 + \sum_{i=1}^{17} \delta_6 \text{region}(CA_{it}) + \delta_7 E + W_{it} \quad [7]$$

donde:

- el subíndice i , denota la i -ésima empresa de la muestra $i=1, 2, \dots, 5488$;
- los β son parámetros desconocidos de la función de producción a estimar;
- los δ son parámetros desconocidos de las variables explicativas en el término de ineficiencia;
- V = ventas de la empresa (*output*), I = inmovilizado material (*input*); C = consumos intermedios (*input*); E = empleo (*input*);
- ITC = intensidad del capital; SAL = gastos de personal; IV = integración vertical (valor añadido/ventas); CA = variable *dummy* de comunidad autónoma.

Un valor negativo y significativo del parámetro estimado δ en cualquiera de las variables del término de ineficiencia indicaría una disminución de la misma y viceversa. Al objeto de conseguir la mejor especificación posible que se adapte a la estructura productiva, se realizan una serie de contrastes de hipótesis, así como la significación de los parámetros que

³ Dos son los motivos para la elección de la función de producción Cobb-Douglas. Por un lado, su simplicidad y validez (Zellner *et al.*, 1966) y su aceptación en la literatura en la industria de la distribución (Arndt y Olsen, 1975; Ingene, 1984; Trurik y Kooiman, 1986; Ratchford, 2003; De Jorge, 2008). Por otro lado, el elevado grado de multicolinealidad que existe entre los regresores de la función translogarítmica, siendo este un problema inherente a la especificación translog. En este sentido, para una mayor profundidad relativa a los problemas de la modelización y la especificación de la forma de la frontera de producción, véase Giannakas, Tran y Tzouvelekas (2003).

definen la estructura del error compuesto del modelo. Para ello, se emplea el contraste de la razón de verosimilitud generalizado, lo que implica el cálculo del estadístico $\lambda = -2[\ln(H_0) - \ln(H_1)]$, donde $\ln(H_0)$ y $\ln(H_1)$ son los valores que toma la función de verosimilitud bajo las hipótesis nula y alternativa, respectivamente. El estadístico λ se distribuye asintóticamente como una χ_p^2 con p (número de restricciones impuestas por la hipótesis nula) grados de libertad. Asimismo, se analizará la estructura del término de ineficiencia técnica, contrastando la hipótesis de si la participación de la ineficiencia en el error compuesto es adecuada ($\delta = 0$). En este sentido, si se acepta esta hipótesis, el término de ineficiencia u_i se podría eliminar del modelo de frontera estocástica, dando lugar a un modelo de función de producción media que asume que todas las empresas son completamente eficientes y que se puede estimar por mínimos cuadrados. Por último, una vez estimada la especificación que determina la frontera de producción, se calculan los índices de eficiencia para cada empresa a través de la Ecuación 5.

4. RESULTADOS

En las Tablas 2 y 3 se muestran los resultados de la estimación de la frontera estocástica de producción en su especificación Cobb-Douglas. La primera comprobación a realizar sería contrastes por máxima verosimilitud de la existencia del término de ineficiencia en la Ecuación 6. Si se acepta la hipótesis, el término de ineficiencia u_{it} se eliminaría del modelo (Ecuación 7), pudiéndose estimar el mismo por MCO. La omisión de u_{it} es equivalente a la hipótesis $H_0: \gamma = 0$. El estadístico λ resulta 8,78 (Tabla 3), mayor que el valor crítico 5,13, por lo que se rechaza la hipótesis nula y el modelo está correctamente especificado con un término de ineficiencia técnica. Al objeto de considerar el tipo de especificación elegida de normal truncada o seminormal, se contrasta la hipótesis nula $H_0: \mu = 0$, de acuerdo al valor del estadístico t se rechaza la hipótesis, aceptándose la normal truncada $\mu = 0,15$.

Los coeficientes β de todos los inputs son positivos y estadísticamente significativos, mostrando por tanto el signo adecuado: mayores valores de *output* se relacionan con mayores incrementos de sus *inputs*. Dado que se trata de una función Cobb-Douglas, los valores estimados de los coeficientes de los inputs coinciden con las elasticidades de producción de los distintos factores. En este sentido, el mayor de dichos coeficientes es el correspondiente al inmovilizado material (0,538), que parece determinar en mayor medida las variaciones de la producción. El factor consumos intermedios ocuparía el segundo lugar (0,392) y, finalmente, queda el empleo (0,075). El signo positivo y estadísticamente significativo del coeficiente de la variable temporal t muestra la existencia de progreso tecnológico, indicando que se ha producido la incorporación de las tecnologías productivas que pueden contribuir a mejoras en el sistema productivo, el coeficiente de la variable indica que la tasa de crecimiento de la producción de las empresas de la muestra es del 3,1 % anual.

Tabla 2. Estimación de la función de producción

variable	Modelo Cobb-Douglas			
	Parametros	Coef. est.		Des. est.
<i>Función de producción estocástica</i>				
Constante	β_0	-61,323 ***		1,5611
<i>Ln</i> Inmovilizado	β_1	0,538 ***		0,0027
<i>Ln</i> Consumos	β_2	0,392 ***		0,0021
<i>Ln</i> Empleo	β_3	0,075 ***		0,0013
Tiempo (<i>t</i>)	β_4	0,031 ***		7,0E-04
Dummies_sectores mayoristas	β_{5-21}			
Dummies_sectores minoristas	β_{22-41}			
<i>Modelo de efectos sobre la ineficiencia</i>				
Constante (Insig2v)	δ	-2,237 ***		0,007
Constante (Insig2u)	δ_0	-77,804 ***		11,87
Tiempo (<i>t</i>)	δ_1	0,039 ***		0,005
Integración vertical (IV)	δ_2	-23,742 ***		0,296
Intensidad capital (NIC)	δ_3	-0,048 **		0,024
Intensidad capital (NIC)^2	δ_4	0,001 ***		4,0E-04
Gastos de personal (SAL)	δ_5	-1,48E-05 ***		5,38E-06
Edad de la empresa (EE)	δ_6	0,001		0,001
Aragón	δ_7	0,147 ***		0,057
C. Valenciana	δ_8	0,326 ***		0,056
Murcia	δ_9	0,337 ***		0,079
Andalucía	δ_{10}	0,510 ***		0,040
Castilla La Mancha	δ_{11}	0,403 ***		0,063
Extremadura	δ_{12}	0,352 ***		0,129
Castilla-León	δ_{13}	0,224 ***		0,561
C. Madrid	δ_{14}	0,204 ***		0,042
Galicia	δ_{15}	0,460 ***		0,073
Asturias	δ_{16}	0,386 ***		0,077
Cantabria	δ_{17}	0,363		0,232
País Vasco	δ_{18}	-0,266 ***		0,078
Navarra	δ_{19}	-0,311 ***		0,117
La Rioja	δ_{20}	0,173		0,135
Baleares	δ_{21}	-0,065		0,076
Canarias	δ_{22}	0,125 ***		0,105
Observations		52575		
Wald-test		401067,9		
Prob chi2		0,0000		
Log Likelihood		-21598,068		
Eficiencia (ET) media global		0.931		

***, **, *: estadísticamente significativo al nivel del 1%, 5% y 10%, respectivamente
 Sector y comunidad autónoma de referencias: 5115 y Cataluña, respectivamente.

Tabla 3. Contraste de hipótesis del modelo de frontera estocástica

Información sobre los contrastes de hipótesis				
Hipótesis nula	F. máx. verosimilitud	λ	valor crítico	Decisión
$H_0: \gamma = 0$	61,34	8,78	5,13	Rechazo
$H_0: \mu = 0$	62,15	7,43	3,92	Rechazo
Contraste de rendimientos de escala: $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 1$				
Coeficiente		Probabilidad		
Estadístico t	16,11	0,0001		

Los rendimientos a escala de la función frontera estocástica de producción vienen dados por la suma de elasticidades de producción respecto a los factores, que en nuestro caso es de 1,005. Para determinar si existen rendimientos de escala constantes, se contrasta si este valor es significativamente igual a uno (hipótesis nula) mediante una prueba de t , ya que solo existe una restricción al modelo. Tanto el estadístico t como el valor crítico aparecen al final de la Tabla 3, rechazándose la hipótesis nula, aceptando rendimientos crecientes de escala. Este resultado está en la línea de los trabajos de Cotterill (1986), Aalto-Sctälä (2000, 2002), Barros y Alves (2004, 2005) y Sellers y Mas (2009).

3.1 Análisis de la relación entre la eficiencia y sus variables explicativas

Una vez analizado el modelo de la especificación frontera (parte determinística) se calcula el índice de eficiencia según la Ecuación 5. En la Figura 1, se muestra el histograma junto con un gráfico *box-plot* de la eficiencia global obtenida después de controlar por las variables explicativas de la misma. Como puede apreciarse, la distribución de la eficiencia se concentra en el rango entre los valores 0,900-0,995 (percentiles 25%-75%), siendo el valor medio de 0,931; por tanto, en conjunto el nivel de eficiencia de la distribución comercial de la muestra analizada es del 93,1%.

Por grupos de sectores, la eficiencia correspondiente a los sectores mayoristas y minoristas es del 94,0% y 93,0%, respectivamente. Considerando el término estocástico de la frontera estimada donde se encuentran los factores explicativos de la ineficiencia, podemos observar que el parámetro (δ_1) de la tendencia (t) de la ineficiencia es positivo y estadísticamente significativo, lo que implica que la ineficiencia aumenta a lo largo del tiempo (decrece la eficiencia). En la Figura 2 se muestran los gráficos *box-plot* por años (en la parte superior) y la evolución de la eficiencia de los sectores mayoristas y minoristas (en la parte inferior). Como se aprecia en los gráficos *box-plot*, la dispersión de la eficiencia aumenta para la muestra global en ambos grupos de sectores. En la evolución individualizada por grupos, la totalidad de sectores de cada grupo de la distribución analizados muestra una tendencia decreciente, más acusada en el caso del grupo minorista.

Figura 1. Histograma y gráfico *box-plot* de la eficiencia técnica

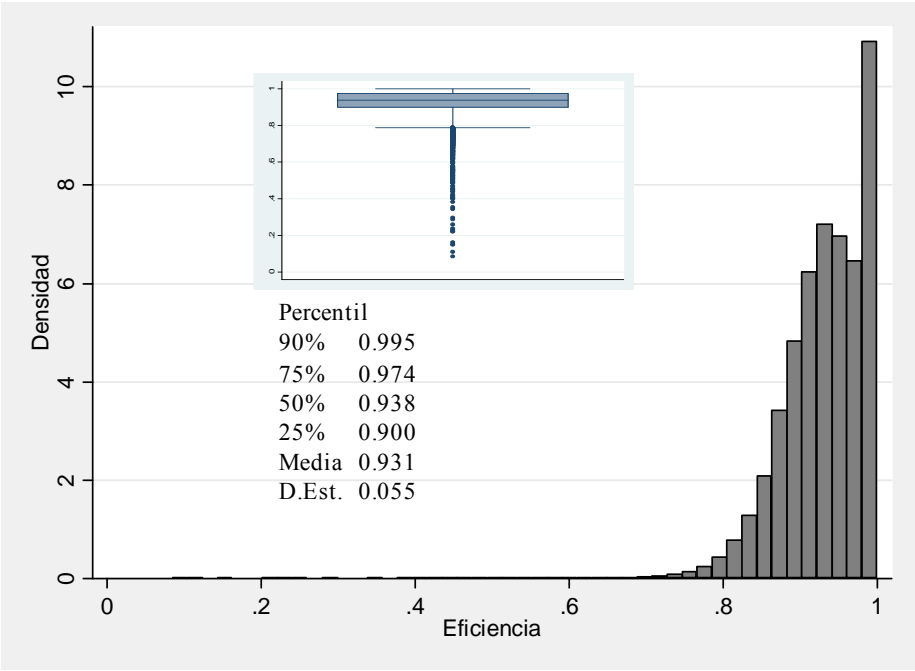
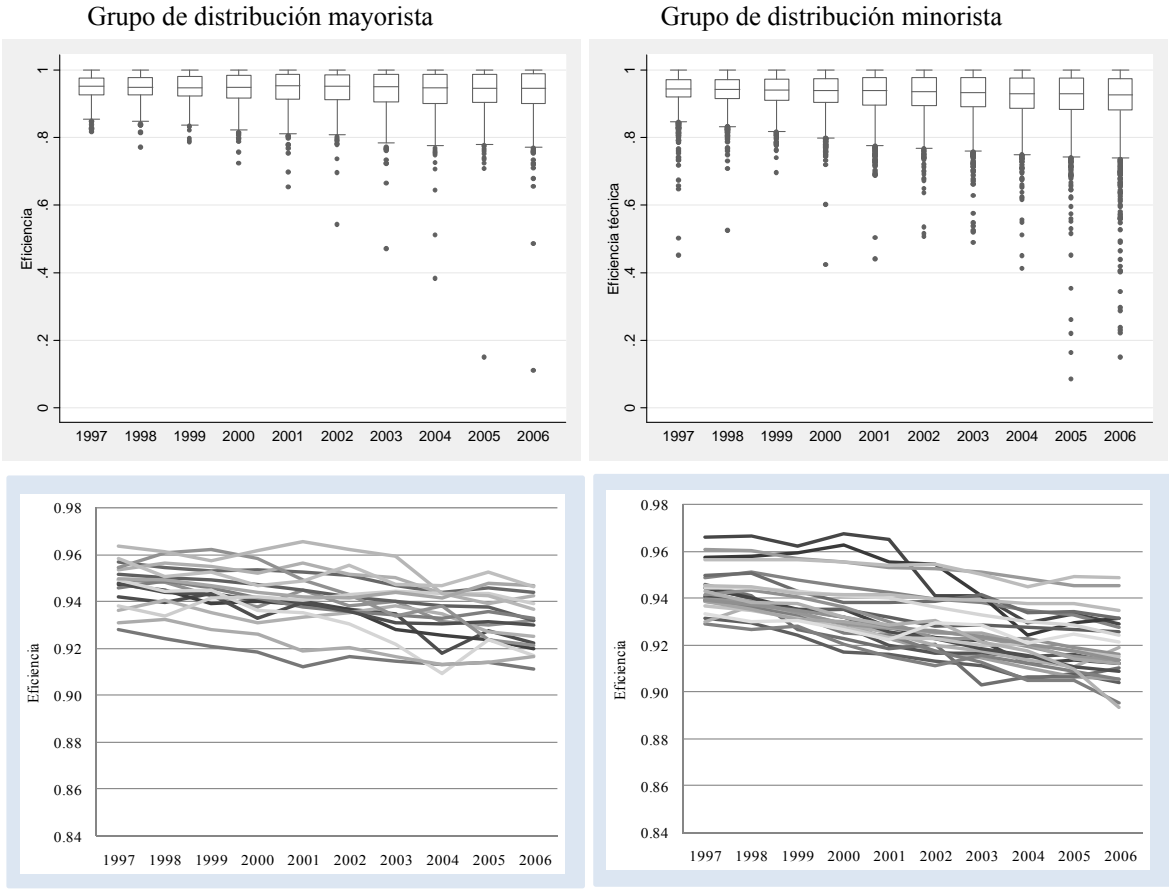


Figura 2. Evolución de la eficiencia por años y sectores



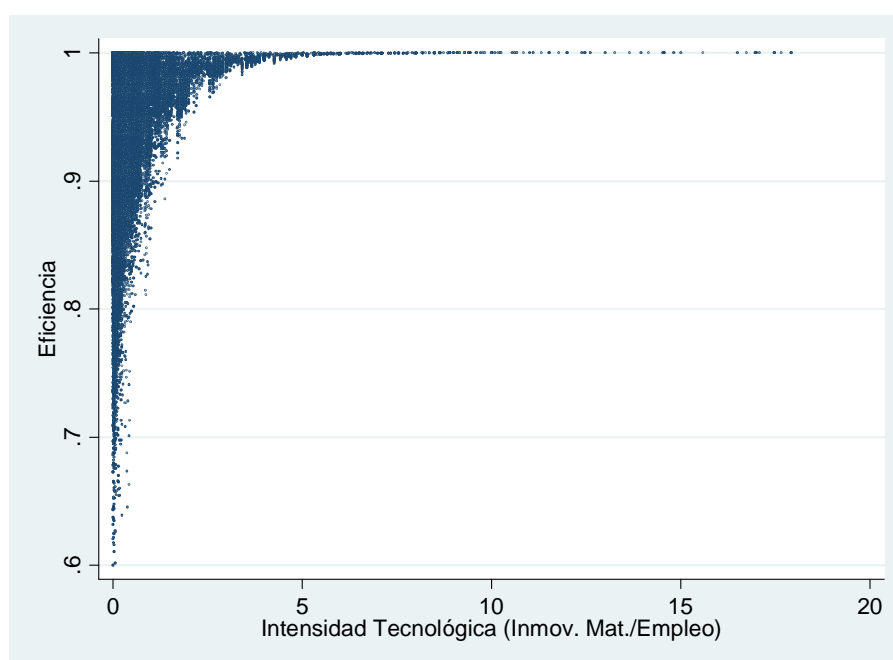
En la Tabla 4, se muestra el *ranking* de los sectores de la eficiencia media del período analizado por grupos. Los sectores de mayores niveles de eficiencia son 5224 y 5232, con un 95,3% del grupo minorista, y 5170, con un 95,1% del grupo mayorista. Así mismo, los de menores niveles de eficiencia serían 5231, con un 91,6%, y el 5115, con un 93,4% de los grupos minoristas y mayoristas, respectivamente.

Tabla 4. Eficiencia media por sectores y grupos de la distribución comercial

Sector	Media	Desv. est.	Sector	Media	Desv. est.
5224	0.953	0.046	5170	0.951	0.057
5232	0.953	0.049	5165	0.945	0.050
5210	0.951	0.047	5164	0.956	0.048
5220	0.947	0.043	5154	0.941	0.040
5211	0.941	0.051	5153	0.922	0.057
5274	0.940	0.057	5147	0.931	0.075
5221	0.940	0.052	5146	0.944	0.111
5244	0.936	0.050	5145	0.937	0.049
5233	0.931	0.054	5143	0.939	0.044
5243	0.929	0.060	5142	0.950	0.035
5248	0.927	0.058	5139	0.943	0.047
5272	0.927	0.072	5138	0.934	0.059
5227	0.927	0.056	5134	0.917	0.047
5245	0.926	0.051	5132	0.934	0.047
5247	0.926	0.056	5130	0.950	0.041
5263	0.925	0.081	5117	0.940	0.043
5246	0.925	0.055	5115	0.934	0.047
5242	0.925	0.058			
5223	0.924	0.054			
5240	0.923	0.064			
5222	0.922	0.045			
5225	0.920	0.051			
5241	0.919	0.058			
5231	0.917	0.045			
5212	0.916	0.057			

En relación con los factores explicativos de la ineficiencia, el parámetro de la variable que captura la integración vertical (IV) tiene signo negativo y estadísticamente significativo, indicando que mayores niveles de integración vertical en el canal de la distribución disminuye la ineficiencia. La influencia de la intensidad de capital tecnológico sobre la ineficiencia tiene “forma de U”, ya que los parámetros lineal y cuadrático son significativos negativo y positivo, respectivamente. Analizando la zona relevante de la curva, el 90% de las observaciones se encuentra en la zona decreciente (parte izquierda del mínimo). Al objeto de visualizar este efecto, la Figura 3 muestra el gráfico de dispersión considerando la eficiencia y el nivel de intensidad tecnológica.

Figura 3. Gráfico de dispersión de la eficiencia y la intensidad tecnológica



El coeficiente de la variable “gastos de personal” es estadísticamente significativo y negativo; por tanto, mayores niveles salariales disminuyen la ineficiencia. La variable “edad” no ha resultado ser significativa. Finalmente, existen diferencias estadísticamente significativas según la comunidad autónoma donde opera la empresa.

5. CONCLUSIONES

Este trabajo plantea el análisis de la influencia que los recursos y capacidades de las empresas del sector de la distribución en España tienen para explicar la eficiencia productiva como medida de desempeño en el período 1997-2006. Asimismo, se ha prestado especial atención al sector de actividad y localización de la empresa como factores de control del entorno. Para abordar este estudio, se ha implementado la línea seguida por Lieberman y Dhawa (2005), basada en la función de producción estocástica (FPE) propuesta por Battese y Coelli (1995). Con esta metodología ha sido posible trazar una frontera de referencia (*best-practice*) e identificar a partir de las empresas que la componen el comportamiento y evolución del conjunto de empresas integrantes según grupos de la distribución y sectores pertenecientes a cada grupo.

Los principales resultados alcanzados revelan que los recursos disponibles por las empresas del sector de la distribución son explicativos de los niveles de eficiencia productiva en términos de *performance* alcanzados por estas. En particular, las diferencias de eficiencia se relacionan con mayores niveles de integración vertical y, por lo tanto, con un mayor poder de

mercado y de negociación. En este sentido, mayores economías de escala, como las encontradas en las empresas analizadas junto a mayores economías de alcance debido a la coordinación de funciones de distribución, suponen recursos relevantes para mejorar la posición competitiva a la vez que implican barreras de entrada para los competidores potenciales. La mayor dotación de recursos materiales en términos de intensidad de capital y humanos medidos a través de una mayor retribución salarial contribuye a mayores niveles de eficiencia productiva. En el primer caso, la relación es curvilínea, siendo la zona relevante la que establece una relación causal positiva. La incorporación de mayores niveles de intensidad tecnológica en términos de sistemas de *scanner*, intercambio electrónico de datos (EDI), entre otros, favorece la mejor prestación del servicio y mejoras organizativas que aumentan la eficiencia productiva.

Mayores niveles de retribución se asocian con mejor cualificación del personal empleado. Además, la localización de la empresa según la comunidad autónoma donde está localizada es un factor a considerar como explicativo de las diferencias de eficiencia. Este resultado es el esperado, ya que existe una importante influencia de la regulación del comercio sobre la eficiencia de las empresas. Finalmente, existen diferencias significativas en los niveles de eficiencia intrasectorial.

A pesar de la amplitud sectorial analizada y el nivel de desagregación a cuatro dígitos llevado a cabo, la imposibilidad de identificar el formato comercial en el caso del sector minorista impone ciertas restricciones al análisis realizado. La utilización de variables monetarias en lugar de físicas es otro de los inconvenientes a considerar. Por el momento, estas restricciones siguen siendo una asignatura pendiente cuando se aborda el análisis del sector de la distribución comercial. El criterio de selección muestral se ha basado en el panel completo, lo que podría introducir algún tipo de sesgo a los resultados obtenidos. Futuras líneas de extensión de este trabajo podrían ir encaminadas a determinar la influencia de los recursos y capacidades sobre el desempeño de las empresas, a partir de variables de carácter más cualitativo, como los estilos de dirección o las prácticas de recursos humanos.

AGRADECIMIENTOS

El autor agradece los comentarios y sugerencias realizadas por el editor y los evaluadores anónimos, que han contribuido a mejorar este trabajo. Cualquier error en el mismo es responsabilidad exclusiva del autor.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aalto-Setälä, V. (2000) “Economies of scale in grocery retailing in Finland”, *Journal of Retailing and Consumer Services*, nº 7, pp. 207–213.
- Aalto-Setälä, V. (2002) “The effect of concentration and market power on food: evidence from Finland”, *Journal of Retailing*, nº 78, pp. 207–213.
- Aigner, D.C.; Lovell, K.; Schmidt, P. (1977) “Formulation and estimation of stochastic frontier production function models”, *Journal of Econometrics*, nº 6, pp. 21–37.

- Baker, W.E.; Sinkula, J.M. (2009) "The Complementary Effects of Market Orientation and Entrepreneurial Orientation on Profitability in Small Businesses", *Journal of Small Business Management*, 47 (4), pp. 443–464.
- Barney, J.B. (1986) "Strategic factor markets: Expectations, luck and business strategy", *Management Science*, vol. 32, pp. 1231–1241.
- Barney, J.B. (1991) "Firm resources and sustained competitive advantage", *Journal of Management*, n° 17, pp. 99–120.
- Barros, C.P.; Alves, C.A. (2003) "Hypermarket retail efficiency in Portugal", *International Journal of Retail and Distribution Management*, n° 31, pp. 549–560.
- Barros, C.P.; Alves, C.A. (2004) "An empirical analysis of productivity in a Portuguese retail chain using Malmquist Index", *Journal of Retailing and Consumer Services*, n° 11, pp. 269–278.
- Barros, C.P.; Alves, C.A. (2005) "Efficiency in hypermarket retailing: A stochastic frontier model", *International Journal of Retail and Consumer Research*, n° 15, pp. 171–189.
- Battese, G.E.; Coelli, T. (1995) "A model of technical inefficiency effects in stochastic frontier production functions for panel data", *Empirical Economics*, n° 20, pp. 325–332.
- Conant, J.S.; Smart, D.T.; Solano Méndez, R. (1993) "Generic retailing type, distinctive marketing competencies, and competitive advantage", *Journal of Retailing*, vol. 69, n° 3, pp. 254–279.
- Cotterill, R. (1986) "Market power in the retail food industry: evidence from Vermont", *Review of Economics Statistics*, n° 68, pp. 379–386.
- Dierickx, I.; Cool, K. (1989) "Asset stock accumulation and sustainability of competitive advantage", *Management Science*, vol. 35, n° 12, pp. 1504–1511.
- Donthu, N.; Yoo, B. (1998) "Retail productivity assessment using data envelopment analysis", *Journal of Retailing*, vol. 74, n° 1, pp. 89–105.
- Giannakas, K.; Tran, K.; Tzouvelekas, V. (2003) "On the Choice of Functional Form in Stochastic Frontier Modeling", *Empirical Economics*, n° 28, pp. 75–100.
- Hall, R. (1992) "The strategic analysis of intangible Resources", *Strategic Management Journal*, vol. 13, pp. 135–144.
- Hoopes, D.G.; Madsen, T.L.; Walker, G. (2003) "Why is there a resource-based view? Toward a theory of competitive heterogeneity", *Strategic Management Journal*, n° 24, pp. 889–902.
- Hult, G.T.M.; Ketchen, J.R.; Slater, S.F. (2005) "Market Orientation and Performance: an integration of disparate approaches", *Strategic Management Journal*, 26, pp. 1173–1181.
- Lees, R.; Worthington, S. (1989) "Achieving above-average profitability in retailing", *International Journal of Retailing*, vol. 4, n° 2, pp. 17–34.
- Lieberman, M.; Dhawan, R. (2005) "Assessing the resource base of Japanese and U.S. auto producers: A stochastic frontier production function approach", *Management Science*, n° 7, pp. 1060–1075.
- Lusch, R.F.; Moon, S.Y. (1984) "An exploratory analysis of the correlates of labor productivity in retailing", *Journal of Retailing*, vol. 60, n° 3, pp. 37–61.
- Mahoney, J.T.; Pandian, J.R. (1992) "The resource-based view within the conversation of strategic management", *Strategic Management Journal*, n° 13, pp. 363–380.
- Meeusen, W.J.; Van der Broeck, J. (1977) "Efficient estimation from Cobb-Douglas productions functions with composed error", *International Economics Review*, n° 18, pp. 435–444.
- Merino, F.; Salas, V. (1995) "Empresa extranjera y manufacturera española: Efectos directos e indirectos", *Revista de Economía Aplicada*, n° 9, pp. 105–131.
- Penrose, E.G. (1959) "The Theory of the Growth of the Firm", Wiley, New York.

- Peteraf, M.A. (1993) “The cornerstones of competitive advantage: A resource-based view”, *Strategic Management Journal*, nº 14, pp. 179–191.
- Priem, R.L.; Butler, J.E. (2001) “Is the resource-based view a useful perspective for strategic management research?”, *Academy Management Review*, nº 26, pp. 22–40.
- Sellers, R.; Mas, F. (2009) “Determinantes de la eficiencia en el canal de la distribución: análisis en agencia de viajes”, *Revista Española de Investigación de Marketing ESIC*, vol. 13, nº 1, pp. 97–115.
- Thomas, R.R.; Barr, R.S.; Cron, W.L.; Slocum Jr., J.W. (1998) “A process for evaluating retail store efficiency: A restricted DEA approach”, *International Journal of Research in Marketing*, 15 (5), pp. 487–503.
- Wernerfelt, B. (1984) “A resource-based view of the firm”, *Strategic Management Journal*, nº 5, pp. 171–180.
- Zellner, A.; Kmenta, J.; Dréze, J. (1966) “Specification and estimation of Cobb-Douglas production function models”, *Econometrica*, nº 34, pp. 784–795.

ANEXO I

Tablas A1 y A2. Análisis descriptivos 1997-2006

Tabla A1. Sectores minoristas			Tabla A2. Sectores mayoristas		
Descripción	Sector	nº obs.	Descripción	Sector	nº obs.
CMr. en establecimientos no especializados	5210	140	IC. de muebles, artículos para el hogar y ferretería	5115	230
CMr. predominio de alimentos, estab. no espec.	5211	3780	IC. de productos alimenticios, bebidas y tabaco	5117	140
CMr. otros produc. en establec., no espec.	5212	870	CM. de productos alimenticios, bebidas y tabaco	5130	600
CMr. alimentos, bebidas y tabaco, est. espec.	5220	160	CM. de carne y productos cárnicos	5132	250
CMr. de frutas y verduras	5221	240	CM. de bebidas	5134	140
CMr. de carne y productos cárnicos	5222	1210	CM. de pescados y mariscos y otros productos	5138	220
CMr. de pescados y mariscos	5223	460	CM. no especializado, de productos alimenticios	5139	790
CMr. de pan y productos de panadería, etc.	5224	1090	CM. de prendas de vestir y calzado	5142	290
CMr. de bebidas	5225	170	CM. de aparatos electrodomésticos y radio y TV	5143	150
CMr. en establec. especializ. en alimentación	5227	1490	CM. de perfumería y productos de belleza	5145	170
CMr. de productos farmacéuticos	5231	250	CM. de productos farmacéuticos	5146	210
CMr. de artículos médicos y ortopédicos	5232	1050	CM. de otros bienes de consumo a los alimenticios	5147	400
CMr. de cosméticos y artículos de tocador	5233	700	CM. de madera, materiales de construcción	5153	350
CMr. de artículos nuevos en establec. espec.	5240	320	CM. de ferretería, fontanería y calefacción	5154	220
CMr. de textiles	5241	1180	CM. de máquinas y equipo de oficina	5164	320
CMr. de prendas de vestir	5242	4700	CM. de otra maquinaria para la industria	5165	470
CMr. de calzado y artículos de cuero	5243	1310	Otro comercio al por mayor	5170	200
CMr. de muebles; aparatos de iluminación	5244	6370	Notas: IC = intermediario de comercio; CM = comercio al por mayor.		
CMr. de electrodomésticos, aparatos de radio	5245	4160			
CMr. de ferretería, pinturas y vidrio	5246	4410			
CMr. de libros, periódicos y papelería	5247	1570			
Otro comercio al por menor establec. espec.	5248	10930			
Otro comercio al por menor no realizado, est.	5263	640			
Reparación de aparatos domésticos eléctricos	5272	450			
Otra reparación	5274	2080			

Nota: CMr = comercio al por menor.