

Rentabilidad, poder de mercado y eficiencia en la distribución comercial minorista¹

Ricardo Sellers Rubio • Francisco José Más Ruiz¹

Universidad de Alicante

RECIBIDO: 10 de noviembre de 2006

ACEPTADO: 14 de abril de 2008

Resumen: El objetivo de este trabajo consiste en analizar la relación existente entre la estructura del mercado y la rentabilidad en el sector español de distribución comercial minorista. Como novedad, este trabajo utiliza una medida directa de eficiencia que permite contrastar distintas hipótesis alternativas explicativas de la rentabilidad minorista en el marco genérico de las teorías de poder de mercado y eficiencia. Los resultados de la aplicación empírica sobre una muestra de 42 cadenas de supermercados entre 2000 y 2002 permiten concluir que la situación competitiva que mejor caracteriza a este sector es la de poder de mercado relativo, de forma que la cuota de mercado ejerce una influencia positiva sobre la rentabilidad.

Palabras clave: Eficiencia / Poder de mercado / Distribución comercial.

Profitability, Market Power and Efficiency in Retailing

Abstract: The objective of this article is to analyze the relationship between market structure and performance in the Spanish retail commercial distribution sector. As a new contribution, this paper analyses a direct measure of efficiency which allows us to test various explanatory hypotheses around retail performance in the generic framework of the theories of market power and efficiency. The results of the empirical application on a sample of 42 supermarket chains between 2000 and 2002 show that the competitive situation that best characterizes this sector is that of the relative market power, in such a way that.

Key Words: Efficiency / Market power / Retailing.

INTRODUCCIÓN

La literatura de Economía Industrial ha defendido, básicamente, dos teorías alternativas (poder de mercado y eficiencia) con respecto a la relación existente entre la concentración del mercado y la rentabilidad. En virtud de la hipótesis más tradicional de colusión, también llamada de poder de mercado, los mercados más concentrados favorecen los acuerdos colusivos entre empresas y, por tanto, permiten a las mismas alcanzar beneficios extraordinarios. Por su parte, según la hipótesis de estructura eficiente (Demsetz, 1973), las empresas más eficientes disfrutan de menores costes de producción y, por tanto, pueden alcanzar mayores beneficios. Además, esta teoría asume que las empresas más eficientes ganan cuota de mercado, lo que provoca una mayor concentración de los mercados.

A nivel empírico, la literatura contrasta estas hipótesis alternativas explicando la rentabilidad a través de la concentración y de la cuota de mercado (por ejemplo, Smirlock, 1985), lo que supone asumir que la cuota de mercado es una proxy de la eficiencia. Sin embargo, autores como Akhavein *et al.* (1997), Timme y Yang (1991), Berger (1995) y Maudos (1998, 2001), entre otros, consideran que esta aproximación de

la eficiencia a través de la cuota de mercado resulta inadecuada, dada la baja correlación detectada entre ambas. La principal implicación de ello es la necesidad de identificar por separado cada efecto (poder de mercado y eficiencia) a través del control de la eficiencia con una medida directa, ya que la relación causal anterior podría confundir los impactos del poder de mercado y de la eficiencia. Este planteamiento permitiría comprobar si la relación entre estructura de mercado y resultados queda explicada por la eficiencia o, por el contrario, persiste cuando se considera el efecto de la eficiencia sobre los resultados. En el ámbito específico de la distribución comercial minorista, una corriente de investigación se ha centrado en el análisis de la posible relación entre el creciente poder de mercado de los minoristas (en gran medida derivado de la concentración) y sus resultados económicos, pero los resultados empíricos no la sustentan (por ejemplo, Messinger y Narasimham, 1995; Ailwadi, 2001). En este sentido, nuestro trabajo aporta como novedad la contrastación de las hipótesis alternativas explicativas de la rentabilidad minorista en el marco genérico de las teorías de poder de mercado y eficiencia, utilizando una medida directa de la eficiencia de las empresas minoristas.

En suma, el objetivo de este trabajo se centra en la estimación del efecto que la eficiencia y la estructura del mercado tienen sobre los resultados empresariales, lo que permite evaluar la situación competitiva existente en el sector de distribución comercial minorista español. Para ello se aplica en primer lugar una frontera de naturaleza estocástica que permite estimar la eficiencia de las empresas minoristas. En segundo lugar, se aplican diversos análisis de regresión para examinar la influencia que la eficiencia (previamente estimada) y la estructura del mercado (cuota de mercado y concentración) tienen sobre diferentes indicadores de los resultados de la empresa. La aplicación empírica se efectúa sobre datos de panel relativos a una muestra de 42 cadenas de supermercados que operan en España entre 2000 y 2002.

Una vez delimitados los objetivos propuestos, este trabajo se ha estructurado en los siguientes apartados. En el segundo se proponen y argumentan diversas hipótesis relacionadas con la situación competitiva presente en el sector de distribución comercial minorista. El tercer apartado presenta la metodología propuesta así como la muestra y variables utilizadas. El cuarto apartado presenta y discute los resultados obtenidos, finalizando con un último apartado que sintetiza las principales conclusiones del trabajo.

INFLUENCIA DE LA CONCENTRACIÓN, LA CUOTA DE MERCADO Y LA EFICIENCIA SOBRE LOS RESULTADOS EMPRESARIALES: HIPÓTESIS DE PODER DE MERCADO VS. EFICIENCIA

Tal y como se ha indicado en el apartado anterior, la literatura de Economía Industrial ha considerado, básicamente, las dos siguientes teorías alternativas con respecto a la relación existente entre concentración del mercado y la rentabilidad. Por un lado, la hipótesis tradicional de poder de mercado (Bain, 1951) propone que una elevada concentración de mercado permite a las empresas alcanzar mayores beneficios, fijando unos precios que son menos favorables para los consumidores. Las empresas que operan en mercados concentrados y poco competitivos pueden adoptar comportamientos colusivos, en el senti-

do de que pueden cargar precios mayores por sus productos. De hecho, en un mercado constituido por un número reducido de empresas, resulta más sencillo el reconocimiento de la interdependencia entre las mismas y de las ventajas de coordinar sus acciones. En consecuencia, las empresas tienen incentivos para cooperar en lugar de competir ya que, si son capaces de coordinar sus acciones y no existen entrantes potenciales en el mercado, podrán comportarse como monopolistas y maximizar los beneficios conjuntos de la industria. A nivel empírico, una relación positiva entre rentabilidad y concentración del mercado permitiría contrastar de forma positiva esta hipótesis.

Por otro lado, la hipótesis de estructura eficiente (Demsetz, 1973; Peltzman, 1977) propone que las empresas más eficientes, con una mejor organización y gestión de sus recursos, tienen menores costes y son más rentables, lo que les permite aumentar su cuota de mercado y, en última instancia, favorecer una mayor concentración del mercado. Bajo esta hipótesis, la elevada concentración y cuota de mercado vendrían asociadas a precios más favorables para los consumidores si algunos ahorros de la eficiencia son transmitidos al consumidor (posiblemente, como parte del proceso de alcanzar cuotas de mercado dominantes), y la mayor eficiencia de las empresas en mercados más concentrados y con mayores cuotas de mercado también producirá mayores beneficios. Esta línea de pensamiento, originaria en la Escuela de Chicago, mantiene que la eficiencia explica tanto los resultados como la concentración y cuota de mercado por lo que, a nivel empírico, una asociación positiva entre rentabilidad y concentración reflejaría una relación espuria, ya que es debida a la mayor eficiencia de las empresas grandes y no al ejercicio del poder de monopolio en la industria.

Ahora bien, la contrastación entre ambas hipótesis se ha efectuado normalmente siguiendo la propuesta de Weiss (1974), que trata de explicar la rentabilidad utilizando como variables independientes en la misma regresión a la concentración y la cuota de mercado (Gual y Vives, 1990). Los estudios realizados detectan, en sectores como la banca, que la cuota de mercado (pero no la concentración) se relaciona positiva-

mente con los resultados cuando ambos, cuota de mercado y concentración, son incluidos en la regresión de los resultados (por ejemplo, Smirlock *et al.*, 1984; Smirlock, 1985). Sin embargo, existe desacuerdo acerca de si la cuota de mercado representa la eficiencia de la empresa (no incluida en el modelo) o el ejercicio del poder de mercado para productos diferenciados (por ejemplo, Rhoades, 1985; Shepherd, 1986, Akhavein *et al.*, 1997).

Ante esta situación a la que se llega en la literatura teórica y empírica, autores como Timme y Yang (1991), Berger (1995) y Berger y Hannan (1997) coinciden en que se puede deducir como principal implicación la necesidad de identificar por separado cada efecto (poder de mercado y eficiencia) a través del control de la eficiencia. En esta línea, Berger (1995) y Berger y Hannan (1997) añaden medidas directas de eficiencia al modelo y detectan, en la banca, que la concentración y la cuota de mercado tienen un reducido impacto sobre los resultados empresariales tras el control de la eficiencia. Además, Berger (1995) y otros trabajos más recientes (por ejemplo, Maudos, 1998, 2001) tratan de distinguir dichos efectos, asumiendo diferentes hipótesis alternativas que no han sido contrastadas en el ámbito de la distribución comercial minorista. Estas hipótesis son definidas a continuación siguiendo un enfoque secuencial, en el que las cuestiones básicas iniciales son si la estructura de mercado está relacionada con los resultados (hipótesis 1 de “poder de mercado puro”) y si la eficiencia está relacionada con los resultados (hipótesis 2 de “estructura eficiente pura”); y definiendo seguidamente lo que sucedería cuando ambos tipos de variables intervienen conjuntamente en la explicación de los resultados (hipótesis 3 de “estructura eficiente modificada”; hipótesis 4 de “poder de mercado relativo”; e hipótesis 5 híbrida de “poder de mercado-eficiencia”).

En primer lugar, la hipótesis de “poder de mercado puro” (Bain, 1951) supone que el principal determinante de los resultados empresariales es la concentración del mercado, de forma que cuanto mayor es la concentración mayores son los resultados empresariales. En este sentido, se propone que:

- *H₁: El principal determinante de los resultados de la cadena de supermercados es la concentración del mercado.*

En segundo lugar, la hipótesis de “estructura eficiente pura” (Demsetz, 1973) asume que las empresas más eficientes soportan menores costes y, por tanto, obtienen mayores beneficios, de forma que ganan cuota de mercado, aumentando así la concentración. Dado que la eficiencia es la que conduce a una mayor cuota de mercado y concentración, la hipótesis de “estructura eficiente pura” asume que la concentración no debería mostrar una relación significativa con los resultados empresariales. En consecuencia, se propone:

- *H₂: El principal determinante de los resultados de la cadena de supermercados es la eficiencia.*

En tercer lugar, la hipótesis de “estructura eficiente modificada” (Shepherd, 1986) asume que las variaciones en los resultados de las empresas son explicadas, fundamentalmente, por las diferencias en la eficiencia y, residualmente, por la cuota de mercado, consecuencia de factores como la diferenciación, la calidad de los productos ofrecidos y el poder de mercado (las empresas de mayor tamaño pueden ofrecer una mayor gama de productos de mayor calidad y a un precio superior, lo que conduce a obtener mayores beneficios). En este sentido, al igual que en la hipótesis de eficiencia pura, la hipótesis de estructura eficiente modificada afirma que la concentración no afecta de forma directa a los resultados empresariales, ya que la concentración es explicada por la mayor eficiencia de las empresas, lo que en última instancia conduce a mayores cuotas de mercado. Con otras palabras, la concentración no debería afectar a los resultados empresariales una vez que se ha controlado el efecto directo de la eficiencia y el efecto residual de la cuota de mercado en la estimación. En virtud de ello, se propone:

- *H₃: Los principales determinantes de los resultados de la cadena de supermercados son la cuota de mercado y la eficiencia.*

En cuarto lugar, la hipótesis de “poder de mercado relativo” (Maudos, 1998) supone, a diferencia de la hipótesis de poder de mercado puro, que las ventajas derivadas de un mayor tamaño pueden existir independientemente de la concentración del mercado, por lo que las empresas con mayor cuota de mercado (consecuencia de un mayor tamaño) son las que tienen unos mejores resultados. Es decir:

- *H₄: El principal determinante de los resultados de la cadena de supermercados es la cuota de mercado.*

Finalmente, la hipótesis híbrida de “poder de mercado-eficiencia” (Schmalensee, 1987) establece que la eficiencia determina los resultados y que la concentración favorece la colusión, pero que la influencia de la cuota de mercado es residual. Es decir:

- *H₅: Los principales determinantes de los resultados de la cadena de supermercados son la concentración del mercado y la eficiencia.*

DISEÑO DE LA INVESTIGACIÓN

En este apartado se presenta la metodología aplicada para estimar la eficiencia, así como la influencia que la eficiencia y la estructura del mercado (concentración y cuota de mercado) tienen sobre los resultados. Adicionalmente, se describe el proceso de recogida de información, la muestra y las variables utilizadas.

METODOLOGÍA

La metodología propuesta para alcanzar los objetivos de este trabajo comprende, en primer lugar, la estimación de la eficiencia con la que operan las cadenas de supermercados del sector de distribución comercial minorista español entre 2000 y 2002 y, en segundo lugar, el análisis de la influencia de la eficiencia, la cuota de mercado y la concentración sobre los resultados de dichas cadenas de supermercados.

Para estimar la eficiencia se ha considerado un modelo, apoyado en una frontera paramétrica de naturaleza estocástica, que considera la exis-

tencia de determinados factores aleatorios fuera de control de las unidades de gestión (perturbaciones aleatorias, errores de medida, etc.), que pueden afectar a los resultados obtenidos por cada unidad; lo que implica dividir la desviación de la frontera eficiente en dos componentes: un primer componente que capta la ineficiencia relativa de las observaciones respecto de la frontera eficiente, y un segundo componente que refleja las desviaciones de la frontera producidas por los efectos externos aleatorios fuera de control de cada unidad o por los errores de medida en las observaciones. La frontera estocástica de producción se estima a partir de la siguiente ecuación (Battese y Coelli, 1995):

$$Y_i = f(X_i; \beta) e^{(v_i - u_i)} \quad (1)$$

donde Y_i es el output de la cadena i , $f(\cdot)$ representa la tecnología de producción, X_i es el vector de inputs de la cadena i , β es el vector de parámetros desconocidos a estimar, v_i refleja las desviaciones de la frontera consecuencia de factores aleatorios y fuera de control de la cadena, asumiendo una distribución *i.i.d.* $\sim \mathcal{N}(0, \sigma_v^2)$; mientras que u_i son variables aleatorias no negativas que recogen la desviación de la frontera generada por la ineficiencia, suponiendo que se distribuyen *i.i.d.* $\sim \mathcal{N}(\eta_i, \sigma_u^2)$, e independientemente de v_i . El valor de u_i se obtiene truncando en el valor cero la distribución normal con media η_i y varianza σ_u^2 .

Por definición, una cadena de supermercados será eficiente si, a partir de unos determinados recursos productivos –inputs–, es capaz de obtener la mayor cantidad posible de output utilizando la tecnología de producción disponible. De este modo, la medida de eficiencia de la cadena de supermercados i viene dada por el ratio entre el verdadero valor del output alcanzado por la cadena de supermercados y el máximo valor del output que la cadena podría haber alcanzado: $EF_i = \exp(-u_i)$, de modo que $0 \leq EF_i \leq 1$. La eficiencia es igual a 1 sólo si la cadena de supermercados es eficiente. En otro caso la cadena analizada es ineficiente, de forma que cuanto menor sea este índice, más ineficiente es la cadena evaluada. La estimación de $EF_i = \exp(-u_i)$ supone considerar el efecto de la ineficiencia, u_i ,

que es inobservable. Además, si el verdadero valor del vector de parámetros β en la función de producción (1) fuese observable, sólo la diferencia $\varepsilon_i = v_i - u_i$ podría ser estimada. De este modo, el mejor estimador de u_i se obtiene como la esperanza condicionada de u_i , a partir del valor observado $v_i - u_i$. En esta línea, Battese y Coelli (1988) señalan que el mejor estimador de $\exp(-u_i)$ se obtiene a través de la siguiente expresión:

$$E(\exp(-u_i) | \varepsilon_i) = \frac{1 - \Phi(\sigma_A + \gamma \varepsilon_i / \sigma_A)}{1 - \Phi(\gamma \varepsilon_i / \sigma_A)} \exp(\gamma \varepsilon_i + \sigma_A^2 / 2) \quad (2)$$

donde $\sigma_A = ((1 - \gamma) \sigma_u^2)^{1/2}$, $\varepsilon_i = \ln(Y_i) - X_i \beta$, $\Phi(\cdot)$ es la función de densidad de una variable con una distribución normal estándar y $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$; que permite contrastar la importancia relativa de los efectos de la ineficiencia respecto del error de especificación de la frontera, de forma que $0 \leq \gamma \leq 1$. Un valor de γ igual a cero significa que las desviaciones de la frontera se deben exclusivamente a los efectos del error de especificación, es decir, las desviaciones de la frontera se deben exclusivamente a errores aleatorios y factores fuera de control de la cadena. Sin embargo, si $\gamma > 0$ indicará la existencia de comportamientos ineficientes.

En segundo lugar, con la finalidad de analizar la situación competitiva que caracteriza el sector de distribución comercial, se analiza la influencia de la eficiencia estimada, de la cuota de mercado y de la concentración del mercado sobre los resultados de las cadenas de supermercados mediante un análisis de regresión:

$$Rdo_i = a_0 + a_1 CM_i + a_2 CR_i + a_3 EF_i + \varepsilon_i \quad (3)$$

donde, Rdo_i es el indicador de resultados de la cadena de supermercados i , CM_i es la cuota de mercado de la cadena i , CR_i es la concentración del mercado de la cadena i , y EF_i la eficiencia (previamente estimada) de la cadena i . a_0 , a_1 , a_2 , a_3 son los parámetros a estimar. La estimación de esta ecuación se realiza por máxima verosimilitud.

Los siguientes valores estimados de los parámetros a_1 , a_2 y a_3 , permiten aceptar/recha-

zar las cinco hipótesis alternativas propuestas:

- $-a_1=0, a_2>0$ y $a_3=0 \Rightarrow$ Hipótesis de “poder de mercado puro”, lo que implica aceptar la hipótesis 1 y rechazar las hipótesis 2, 3, 4 y 5
- $-a_1=0, a_2=0$ y $a_3>0 \Rightarrow$ Hipótesis de “eficiencia pura”, lo que implica aceptar la hipótesis 2 y rechazar las hipótesis 1, 3, 4 y 5.
- $-a_1>0, a_2=0$ y $a_3>0 \Rightarrow$ Hipótesis de “estructura eficiente modificada”, lo que implica aceptar la hipótesis 3 y rechazar las hipótesis 1, 2, 4 y 5.
- $-a_1>0, a_2=0$ y $a_3=0 \Rightarrow$ Hipótesis de “poder de mercado relativo”, lo que implica aceptar la hipótesis 4 y rechazar las hipótesis 1, 2, 3 y 5.
- $-a_1=0, a_2>0$ y $a_3>0 \Rightarrow$ Hipótesis híbrida de “poder de mercado-eficiencia”, lo que implica aceptar la hipótesis 5 y rechazar las hipótesis 1, 2, 3 y 4.

MUESTRA, DATOS Y VARIABLES

La selección de la muestra utilizada toma como punto de partida las cadenas de supermercados ubicadas en España contenidas en la base de datos ALIMARKET entre el año 2000 y el año 2002. Con la finalidad de garantizar la homogeneidad de las empresas analizadas (aspecto inherente al concepto de eficiencia) quedan excluidos, específicamente, los establecimientos de descuento, dado que tanto el surtido como los servicios prestados al consumidor difieren de los ofrecidos en un supermercado. De esta forma se trabaja con una muestra inicial de 166 supermercados. De esta muestra inicial se descartan algunas empresas debido a que no se dispone de información sobre alguna de las variables utilizadas. La información relativa a las variables utilizadas ha sido obtenida del Anuario de la Distribución (2000-2002), de la OCU (Organización de Consumidores y Usuarios) y de la base de datos SABI. Esta última contiene información contable sobre las empresas españolas que facturan más de 6 millones de euros o tienen más de 20 empleados. La muestra final está formada por 42 cadenas de supermercados que operan en España entre 2000 y 2002. A pesar del reducido número de empresas, éstas representan casi el 50% del total de ventas de supermercados

en 2002 y alrededor del 40% del número de establecimientos para el periodo 2000-2002 (ver cuadro 1). Además, el tamaño muestral es similar al utilizado en otros estudios que estiman la eficiencia. Por ejemplo, Donthu y Yoo (1998) analizan 24 unidades durante 3 años; Barros y Alves (2003, 2004) examinan 47 establecimientos para 1 y 2 años, respectivamente; mientras que Keh y Chu (2003) consideran 13 establecimientos durante 10 años.

Con relación a la selección de variables, para estimar la eficiencia se ha seleccionado un output que aísla el efecto de los precios que los distribuidores ofrecen en sus establecimientos. Esta forma de proceder permite estimar un concepto de eficiencia estrictamente técnico. Cabe recordar que la eficiencia técnica se centra básicamente en los procesos productivos y la organización de las actividades de la empresa, es decir, en las cantidades (outputs en unidades no monetarias como el número de clientes o el número de transacciones). Sin embargo, el sector de la distribución comercial viene caracterizado por la amplitud y profundidad de la gama de productos, lo que dificulta la obtención de información sobre outputs no monetarios. Para solventar este problema, se toma como punto de partida el output monetario "ingresos por ventas" (que se deflacta a través del deflactor implícito del PNB para que los datos del panel sean expresados en euros constantes de 2000), que considera toda la gama de productos ofrecidos por la cadena de supermercados. De este output monetario (que recoge el precio del output y las cantidades vendidas de output) se detrae, siguiendo a Ratchford y Brown (1985) y Ratchford y Stoops (1988) el componente de precios que cada entidad aplica en sus establecimientos. En cierta medida, el cociente entre los ingresos por ventas de la cadena de supermercados y el índice de precios de dicha cadena de supermercados permite eliminar el componente de precios de los ingresos por ven-

tas y aislar el componente cantidad, el cual representa un output no monetario al que denominamos "volumen de ventas". El índice de precios de la cadena de supermercados utilizado para el cálculo del cociente anterior, es el índice de precios elaborado para las diferentes cadenas de supermercados por la Organización de Consumidores y Usuarios (OCU) en 2000, 2001 y 2002. Para construir estos índices de precios, la OCU recoge información mediante observación durante la visita a diferentes establecimientos, ubicados en distintas ciudades, de cada una de las cadenas de supermercados. A partir de estos precios, la OCU elabora un índice para cada cadena de supermercados que varía entre 100 (cadena de supermercados con precios más bajos) y 143 (cadena de supermercados con precios más altos) en 2000, entre 100 y 139 en 2001, y entre 100 y 138 en 2002. Este índice ha sido previamente utilizado en España por Yagüe (1995) y Cruz-Roche et al. (2003) como un indicador válido del nivel de precios de las cadenas de supermercados.

En relación con los inputs, se han empleado los dos siguientes factores productivos controlables: i) El número de establecimientos (E) de la cadena de supermercados. Este input representa al factor capital y actúa como *proxy* de la cobertura que la cadena tiene en el mercado; ii) El número de trabajadores (T) de la cadena de supermercados, que es el input representativo del factor trabajo (Bucklin, 1978; Ingene, 1982; Pilling *et al.*, 1995; Yoo *et al.*, 1997; Thomas *et al.*, 1998).

Con la finalidad de contrastar las hipótesis alternativas propuestas a través del análisis de regresión, se han utilizado las siguientes variables. Como variable dependiente, y con la finalidad de garantizar la robustez de los resultados, se utilizan dos variables de resultados empresariales alternativas: La rentabilidad sobre inversiones (RI) y la rentabilidad sobre recursos propios (RRP).

Cuadro 1.- Representatividad de la muestra utilizada

Año	Nº establec. población*	Nº establec. muestra (% sobre total de población)	Ventas de establec. población (mill. euros)	Ventas muestra (mill. euros) (% sobre total de población)
2000	10.422	3.980 (38,18%)	26.886	10.058 (37,8%)
2001	11.249	4.195 (37,29%)	30.568	11.910 (38,8%)
2002	11.163	4.421 (39,60%)	34.410	16.510 (49%)

FUENTE: Alimarket.

La RI se calcula como el cociente entre los beneficios netos (después de impuestos) de la cadena de supermercados y sus inversiones (medidas a través del inmovilizado material). Mientras que la RRP se calcula como el cociente entre los beneficios netos de la cadena de supermercados y los fondos propios (capital más reservas).

Como variables independientes se utilizan: i) La cuota de mercado de la empresa (CM_i), obtenida a través del cociente entre los ingresos por ventas de la cadena de supermercados y los ingresos por ventas totales del sector de supermercados e hipermercados. La consideración de los ingresos por ventas totales del formato “hipermercados” en el cálculo de la cuota de mercado de una cadena de supermercados obedece a que una de las características del mercado español es la intensificación de la competencia intertipo entre los diferentes formatos comerciales (Giménez *et al.*, 2002; Carrasco, Muñoz y González, 1999); ii) Concentración del mercado (CR_i), medida a través del índice Herfindahl (Aalto-Setälä, 2002), y que actúa como *proxy* del poder de mercado de la empresa (Berger *et al.*, 1997). En línea con Maudos (1998), su cálculo implica estimar, para cada provincia, un índice de concentración como la suma de los cuadrados de las cuotas de mercado de cada una de las cadenas de supermercados que operan en la misma. Posteriormente, a cada cadena de supermercados se le asigna un índice de concentración equivalente a la media ponderada de dichos índices provinciales en función de la distribución geográfica de sus ingresos por ventas. Tal y como se ha indicado anteriormente, dada la fuerte competencia intertipo existente entre los formatos de supermercados e hipermercados, se ha utilizado como mercado relevante para el cálculo de la cuota de mercado provincial los ingresos por ventas de ambos tipos de establecimientos. El cálculo se ha realizado considerando las 500 mayores empre-

sas de distribución y, asumiendo una distribución provincial de los ingresos por ventas proporcional al número de establecimientos con que cada empresa cuenta en cada provincia (Maudos, 1998); iii) La eficiencia (EF_i) previamente estimada con el modelo de Battese y Coelli (1995). La estadística descriptiva de las variables utilizadas se ofrece en el cuadro 2.

RESULTADOS

Para hacer operativo el modelo (1) propuesto en la sección anterior se considera una función de producción del tipo Cobb-Douglas, por ser una de las más utilizadas en marketing (Ratchford, 2003):

$$\ln Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln E_{it} + \beta_2 \ln T_{it} + \beta_3 t + v_{it} - u_{it} \quad (4)$$

donde, Y_{it} representa el output (volumen de ventas = ingresos por ventas / índice de precios) de la cadena i en el año t , mientras que E_{it} y T_{it} representan, respectivamente, los inputs número de establecimientos y número de trabajadores de la cadena i en el año t . Por otro lado, la variable t refleja la tendencia temporal que permite desplazamientos de la frontera en el tiempo y que son interpretados como cambio técnico. v_{it} son variables i.i.d. $\sim N(0, \sigma_v^2)$, representando errores aleatorios; y u_{it} son variables aleatorias no negativas distribuidas i.i.d. $\sim N(\eta_i, \sigma_u^2)$ que recogen la (in)eficiencia.

Los resultados de la estimación de este modelo por máxima verosimilitud, se presentan en la primera columna del cuadro 3 (modelo A).

Se han contrastado diferentes hipótesis nulas relativas a los parámetros de la función de producción. El primer contraste considera la significación global del modelo A. El valor del test del ratio de verosimilitud ($\lambda=76,21$; valor crítico = 7,81), permite rechazar la hipótesis nula de

Cuadro 2.- Estadística descriptiva de las variables utilizadas

	Volumen ventas = Ingresos por ventas/ Índice precios	Establecim.	Trabajadores	RI (%)	RRP (%)	Cuota de mercado (CM)	Concent. del mercado (Con)
Media	2.593,8	99,9	2.419,1	10,297	6,452	0,012	0,002
Dev. Tip.	6.110,1	139,5	4.701,7	3,460	2,782	0,023	0,010
Max	46.204,8	681	31.694	15,371	11,904	0,141	0,071
Min	57,2	6	46	-5,349	-5,219	0,000	0,000

Cuadro 3. -Estimación de la eficiencia técnica y de sus factores determinantes

Variable	Parámetro	Modelo A	Modelo A*
		Coefficiente (Dev.Típ.)	Coefficiente (Dev.Típ.)
Constante	β_0	-0,547* (0,297)	-0,571* (0,355)
Establecimientos (<i>E</i>)	β_1	0,253** (0,044)	0,250** (0,039)
Trabajadores (<i>T</i>)	β_2	0,665** (0,067)	0,667** (0,065)
Tendencia temporal (<i>t</i>)	β_3	0,041 (0,039)	-
	γ	0,462 (0,421)	0,427 (0,381)
	σ^2	0,124 (0,060)	0,126 (0,056)
	$\log L$	-23,438	-24,497
	Efic. tec. media	0,861	0,858

donde $\sigma^2 = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$, $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$.
 **=Prob<0,01; *=Prob<0,05.

que todos los parámetros (excepto la constante) son cero ($H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$). Además, se rechaza la hipótesis nula de que γ sea cero ($H'_0: \gamma = 0$), lo que evidencia la importancia del efecto de la ineficiencia sobre el error de especificación y, por tanto, comportamientos ineficientes de las empresas. Sin embargo, en la especificación del modelo A, no es posible rechazar la hipótesis nula ($H''_0: \beta_3 = 0$) de que no hay cambio técnico. Este resultado puede obedecer a que la ventana temporal considerada (3 años) impide estimar adecuadamente el cambio técnico y obliga a considerar un modelo eliminando la variable que recoge la tendencia temporal (*t*). Los resultados de dicha estimación se presentan en la segunda columna del cuadro 3 (modelo A*). Con relación al modelo A* también se contrastan diferentes hipótesis relativas a las restricciones en los parámetros de la función de producción. El primer test permite rechazar que todos los parámetros (excepto la constante) son cero ($H_0: \beta_1 = \beta_2 = 0$). Además, también se rechaza la hipótesis nula de que γ sea cero ($H'_0: \gamma = 0$). Los parámetros estimados de la función de producción para el modelo preferido (A*) ofrecen los siguientes resultados (ver cuadro 3). Por un lado, las elasticidades de las variables número de establecimientos (*E*) y número de trabajadores (*T*) son 0,250 y 0,667, respectivamente, ambas significativas al 99% y con el signo esperado. Por otro lado, la eficiencia técnica media para la muestra analizada es de 0,858 (Desv. típ.= 0,144) durante el pe-

riodo 2000-2002, lo que indica que las empresas podrían haber alcanzado el mismo nivel de output utilizando un 14,2% menos de recursos. La eficiencia técnica media es de 0,843 (Desv. típ.= 0,167) en 2000, 0,832 (Desv. típ.= 0,156) en 2001 y 0,9 (Desv. típ.= 0,091) en 2002.

A continuación, y para analizar la situación competitiva que caracteriza el sector de distribución comercial minorista español (hipótesis alternativas 1 a 5) se estima el siguiente modelo de regresión (Maudos, 1998; Berger, 1995; Timme y Yang, 1991):

$$Rdo_{it} = a_0 + a_1 CM_{it} + a_2 Con_{it} + a_3 Eff_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

donde, Rdo_{it} es el indicador de resultados obtenido por la empresa *i* (RI y RRP) en el año *t*; CM_{it} es la cuota de mercado de la empresa *i* en el año *t*; Con_{it} es la concentración del mercado (índice Herfindahl) de la empresa *i* en el año *t*; y Eff_{it} es la eficiencia técnica de la empresa *i* en el año *t* (estimada previamente con el modelo A*); a_1 , a_2 y a_3 son los parámetros a estimar, mientras que ε_{it} recoge el término de error.

Las variables cuota de mercado y concentración se han centrado para minimizar los efectos de la multicolinealidad en la regresión conjunta. Los resultados de la estimación por MCO con información completa utilizando el *pool* de datos 2000-2002 se presentan en el cuadro 4.

Los contrastes de significación conjunta de los parámetros estimados muestran que se obtiene información significativa a un nivel inferior al

1% en todas las ecuaciones. Asimismo, los coeficientes de determinación (R^2 ajustado) se sitúan entre el 7,8% (ecuación 2) y el 43,9% (ecuación 7), evidenciando que las variables independientes consideradas globalmente tienen un mayor poder explicativo para la rentabilidad sobre recursos propios (RRP) como variable dependiente. En cualquier caso, la significatividad individual de los parámetros estimados muestra que, independientemente de la medida de rentabilidad utilizada, los resultados presentan gran robustez.

En particular, estos contrastes de significación individual permiten identificar los factores determinantes de los resultados empresariales y, de este modo, analizar la situación competitiva existente en el sector de supermercados en España entre 2000 y 2002. Así, en aquellas ecuaciones (1 y 5) que consideran únicamente la cuota de mercado –que podría actuar como *proxy* de la eficiencia de la empresa (Smirlock, 1985)–, el coeficiente que acompaña a esta variable resulta positivo y significativo, lo que a priori podría avalar la hipótesis de estructura eficiente. En las ecuaciones 2 y 6, que incluyen únicamente la concentración del mercado, el coeficiente de esta variable es positivo y significativo, lo que a priori podría apoyar la hipótesis de poder de mercado. Sin embargo, en las ecuaciones 3 y 7, que recogen ambas dimensiones de forma simultánea, el coeficiente de la concentración del mercado es negativo y no significativo². De acuerdo con la

propuesta de Smirlock (1985), estos resultados permiten rechazar la hipótesis de poder de mercado, ya que el coeficiente de la cuota de mercado (que actuaría como *proxy* de la eficiencia de la empresa) sigue siendo positivo y significativo a un nivel inferior al 1%, y ello es un indicador de que las empresas con mayor cuota de mercado obtienen mejores resultados. Adicionalmente, este resultado permitiría aceptar, en principio, la hipótesis de eficiencia, siempre y cuando se considere a la cuota de mercado una *proxy* adecuada de la eficiencia de la empresa (Smirlock, 1985).

En cualquier caso, cuando se incluye en las regresiones una medida directa de eficiencia (ecuaciones 4 y 8), resulta destacable que el coeficiente positivo de la variable cuota de mercado sigue resultando significativo, lo que en línea con Berger (1995) y Maudos (1998) sugiere que en las regresiones anteriores, en las que no se considera una medida directa de la eficiencia, la cuota de mercado no puede ser considerada como una *proxy* adecuada de la eficiencia. Con otras palabras, dado que se controla el efecto de la eficiencia en las regresiones, el signo positivo de la variable cuota de mercado indica la presencia de poder de mercado, al menos de forma limitada.

Consecuentemente, estos resultados (se acepta que $a_1 > 0$, $a_2 = 0$ y $a_3 = 0$) no permiten aceptar las hipótesis 1 (poder de mercado puro) ni 2 (eficiencia pura); pero tampoco la hipótesis 3 de estructura eficiente modificada, ni la hipótesis 5

Cuadro 4.- Factores consecuentes de la eficiencia técnica: hipótesis de eficiencia vs. poder de mercado

Var. dep.	Ec.	Constante	Cuota de mercado	Concentración el mercado	Eficiencia técnica	R ² ajust.	F
RI	1	10,302** (0,274)	68,521** (12,161)			0,197	31,744**
	2	10,302** (0,293)		101,070** (29,585)		0,078	11,670**
	3	10,302** (0,251)	212,314** (31,356)	-49,391 (71,196)		0,323	30,868**
	4	10,333** (1,575)	212,425** (31,993)	-49,547 (71,925)	-0,035 (1,1811)	0,317	20,411**
RRP	5	6,452** (0,209)	66,114** (9,305)			0,283	50,483**
	6	6,452** (0,232)		100,630** (23,375)		0,123	18,531**
	7	6,452** (0,185)	194,760** (23,112)	-12,589 (52,477)		0,439	50,002**
	8	6,747** (1,160)	195,839** (23,575)	-14,094 (53,001)	-0,343 (1,334)	0,435	33,103**
Errores estándar entre paréntesis. **=Prob<0,01; *=Prob<0,05.							

(híbrida poder de mercado-eficiencia). Alternativamente, los resultados obtenidos permiten apoyar la hipótesis 4, es decir, se evidencia que la situación que mejor refleja la estructura competitiva de la muestra de supermercados entre 2000 y 2002 es la de poder de mercado relativo, ya que el principal determinante de los resultados empresariales es la cuota de mercado. Ello implica que las potenciales ventajas asociadas al tamaño de la empresa existen incluso cuando la empresa no opera en mercados concentrados.

Este resultado avalaría los aumentos de tamaño experimentados en el sector minorista español en los últimos años, descritos por Rebollo (1999) y Cruz-Roche et al. (2003). Específicamente, para el caso particular de la distribución comercial minorista, Cruz-Roche (1999) señala que el aumento de tamaño permite mejorar la eficiencia en la realización de las funciones de distribución en la medida en que reduce los costes de realización de estas funciones. Además, los beneficios derivados de un mayor tamaño de las empresas se extienden a numerosas actividades entre las que cabe destacar las siguientes (Casares *et al.*, 2000): i) Realización de mejores compras y el establecimiento de contratos más ventajosos con los proveedores; ii) Realización de actividades de promoción; iii) Incremento del poder financiero para efectuar inversiones indispensables, especialmente en tecnología; iv) Imagen de marca, asegurando al cliente la calidad; y v) Mejora y modernización de la gestión económica y administrativa. En consecuencia, un mayor tamaño permite a la empresa mejorar su rentabilidad e incrementar su cuota de mercado, lo que en última afecta de forma positiva a sus resultados. De hecho, Cruz-Roche *et al.* (2003) señalan que el efecto de las economías de escala, medido por la dimensión de las empresas más grandes, indica que el tamaño permite levantar barreras a la entrada que protegen a las empresas instaladas de la competencia potencial. Además, el tamaño del distribuidor es uno de los principales factores que generan dependencia al proveedor y, por tanto, el poder del distribuidor (Aalto-Sëtala, 2002; Méndez y Yagüe, 1999). Es decir, los grandes distribuidores suponen una parte muy importante del volumen de ventas de los fabricantes, por lo que estos últimos no pueden prescindir de su relación con ellos, lo que resulta es-

pecialmente importante con respecto a los intermediarios con mayor cuota de mercado. De hecho, los minoristas encuentran las mejores oportunidades de incrementar su beneficio en la obtención de mayores ventajas que sus competidores en los precios de compra de sus productos a los fabricantes, pero también mediante la obtención de otros descuentos y el cobro de otros servicios. Para ello, es preciso que los minoristas alcancen un gran poder de mercado, es decir, una alta participación en los mercados minoristas en los que operan (Cruz-Roche *et al.*, 1999).

CONCLUSIONES

El objetivo de este trabajo se centra en analizar la relación existente entre la estructura de mercado y la rentabilidad en el sector de distribución comercial minorista español con datos relativos a una muestra de cadenas de supermercados que operan en España entre 2000 y 2002. La utilización de una medida directa de eficiencia ha permitido analizar la situación competitiva presente en el subsector de supermercados español. La metodología utilizada se apoya en la estimación de una frontera paramétrica de naturaleza estocástica que permite estimar la eficiencia (Battese y Coelli, 1995) y en la estimación de diversos análisis de regresión.

El análisis empírico sobre datos de panel relativos a una muestra de 42 empresas entre 2000 y 2002 evidencia niveles de eficiencia elevados. Además, los resultados obtenidos indican que el principal determinante de la rentabilidad para la muestra de empresas analizadas es la cuota de mercado, lo que avala que la situación competitiva que caracteriza al sub-sector de supermercados es la de poder de mercado relativo.

En cuanto a las implicaciones de gestión del trabajo cabe destacar las dos siguientes: En primer lugar, el resultado de poder de mercado relativo es valioso para la implantación de estrategias en la práctica por parte de los intermediarios. En particular, pone de manifiesto la importancia de la cuota de mercado como factor clave para mejorar la rentabilidad, pero también supone que las potenciales ventajas asociadas al tamaño de la empresa existen incluso cuando ésta no opera en mercados concentrados. En este sen-

tido, el tamaño de las empresas con mayor cuota de mercado parece proporcionar una útil estructura de referencia en el análisis de la competencia de cara a detectar posibles ventajas competitivas. Además, con el objeto de evaluar el impacto de un cambio estratégico, los directivos deberían conocer el efecto último de sus acciones estratégicas. A ello puede contribuir la aplicación de modelos de conducta estratégica óptima, una vez detectado el tipo de interacción competitiva existente entre las cadenas de supermercados en España (poder de mercado relativo). En segundo lugar, este trabajo tiene implicaciones sobre las decisiones de política económica a adoptar por parte de las autoridades públicas. Así, la cuota de mercado se convierte en la variable a controlar por las autoridades públicas, en la medida en que cuotas de mercado dominantes podrían ir asociadas a comportamientos colusivos por parte de las empresas implicadas, lo que podría ir en detrimento del bienestar de los consumidores.

Con relación a las limitaciones del trabajo, que exigen hacer una lectura prudente de los resultados obtenidos, cabe destacar las siguientes: En primer lugar, la muestra objeto de análisis comprende un único formato comercial, por lo que las conclusiones del trabajo se deben considerar sólo al nivel de la muestra utilizada. Segundo, la muestra se restringe a las cadenas de mayor tamaño, lo que limita el rango de variación de las variables de estructura de mercado utilizadas. En esta línea, el efecto del poder de mercado sobre la rentabilidad para las cadenas de supermercados más pequeñas podría ser elevado, dado que tienden a estar localizadas en mercados locales más concentrados, aspecto que no queda recogido en nuestro estudio. En tercer lugar, recordar que para garantizar la homogeneidad de la muestra de empresas utilizadas en la estimación de la eficiencia este trabajo sólo ha considerado las cadenas de supermercados y ha excluido, específicamente, a las cadenas de descuento. Sin embargo, la frontera entre el descuento y el supermercado es imprecisa. Además, el concepto de supermercado aborda un espectro muy amplio de minoristas, pudiendo haber mayores diferencias en cuanto al surtido y servicios prestados entre dos cadenas calificadas como “de supermercados” que entre una cadena “de su-

permercados” y una “de descuento”. En cuarto y último lugar, señalar que la imposibilidad de incluir otros factores de la estructura competitiva tanto vertical como horizontal, y que podrían afectar a la rentabilidad de las empresas minoristas, supone partir de un modelo con una especificación limitada. Esto es, si bien el objetivo del trabajo se centra en analizar los determinantes de la rentabilidad en términos de la estructura del mercado y de la eficiencia, podrían existir problemas derivados de la omisión de otras variables relevantes que también pudieran afectar a la rentabilidad.

Finalmente, dadas las importantes implicaciones que el aumento del tamaño y la concentración del mercado tienen sobre el sector, se propone como futura línea de investigación la distinción entre las fórmulas de realización del proceso de concentración empresarial, crecimiento interno (apertura de nuevos establecimientos) y crecimiento externo (compra o fusiones con otras empresas), en tanto que la mayor utilización de las fusiones y compras de empresas ha de suponer una mayor tendencia a la concentración que el crecimiento interno. Es decir, el crecimiento externo de las empresas puede originar la aceleración del proceso de concentración y sus posibles consecuencias sobre el grado y forma de competencia, a la vez que posibilitará la consecución de mejoras de eficiencia del sistema de distribución. Por el contrario, si el crecimiento interno se utiliza para la creación de barreras de entrada, mediante la anticipación de demanda futura y la “acotación” (*pre-emption*) del mercado, se producirá un sobredimensionamiento de la oferta minorista y, consecuentemente, se incrementará el coste total de la actividad, con efectos negativos sobre la eficiencia del sistema de distribución. Por tanto, el análisis de la forma de ejecución de este proceso permitirá examinar sus repercusiones sobre el grado de eficiencia del sistema de distribución comercial.

NOTAS

1. Una versión previa de este trabajo se ha presentado en los *XVIII Encuentros de Profesores Universitarios de Marketing*, que tuvieron lugar en Almería del 20 al 22 de septiembre de 2006.

2. Con respecto a este resultado empírico, cabe destacar los tres aspectos siguientes: Primero, el valor del coeficiente de este parámetro (*Con*) suele ser altamente inestable cuando se modifican las variables incluidas en las regresiones, y puede dejar de ser significativo e incluso cambiar de signo. Como es habitual en este tipo de regresiones, la inestabilidad de los parámetros puede obedecer a la existencia de problemas de multicolinealidad (Gual y Vives, 1991). No obstante, aunque la correlación entre estas variables es elevada (0,863), la ausencia de este tipo de estudios en distribución comercial impide comparar la magnitud de dichas correlaciones con otros trabajos. En cualquier caso, la correlación entre *CM* y *Con* es menor que la obtenida en otros estudios de banca como el de Gual y Vives (1991) en el que se obtienen resultados similares. Segundo, la ausencia de trabajos de este tipo en distribución comercial impide conocer si el resultado obtenido del coeficiente negativo y no significativo de la concentración del mercado es similar u opuesto a los obtenidos por otros estudios. Tercero, dado que no se efectúa una estimación completa de un modelo estructural, sino que este trabajo se apoya únicamente en la relación entre variables endógenas del mismo, incluso el resultado $a_1 > 0$ y $a_2 = 0$ podría ser compatible con un comportamiento colusivo por parte de las empresas en el caso de que la colusión tuviera lugar, por ejemplo, junto con una división proporcional de los beneficios generados, o con una distribución que favoreciese a las empresas más grandes.

BIBLIOGRAFÍA

- AALTO-SETÄLÄ, V. (2002): "The Effect of Concentration and Market Power on Food Prices: Evidence from Finland", *Journal of Retailing*, vol. 78, núm. 3, pp. 207-216
- AILAWADI, K.L. (2001): "The Retail Power-Performance Conundrum: What Have we Learned?", *Journal of Retailing*, vol. 77, pp. 299-318.
- AKHAVEIN, J.D.; BERGER, A.N.; HUMPHREY, D.B. (1997): "The Effects of Banks Megamergers on Efficiency and Prices: Evidence from the Profit Function", *Review of Industrial Organization*, vol. 12, pp. 95-139.
- BAIN, J.S. (1951): "Relation of Profit Rate to Industry Concentration", *Quarterly Journal of Economics*, vol. 65, pp. 293-324.
- BARROS, C.P.; ALVES, C. (2003): "Hypermarket Retail Store Efficiency in Portugal", *International Journal of Retail & Distribution Management*, vol. 31, núm. 11, pp. 549-560.
- BARROS, C.P.; ALVES, C. (2004): "An Empirical Analysis of Productivity Growth in a Portuguese Retail Chain Using Malmquist Productivity Index", *Journal of Retailing and Consumer Services*, vol. 11, núm. 5, pp. 269-278.
- BATTESE, G.E.; COELLI, T.J. (1995): "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data", *Empirical Economics*, vol. 20, pp. 325-332.
- BERGER, A.N. (1995): "The Profit-Relationship in Banking – Tests of Market Power and Efficient Structure Hypotheses", *Journal of Money Credit and Banking*, vol. 27, núm. 2, pp. 405-431.
- BERGER, A.N.; HANNAN, T.H. (1997): "Using Measures of Firm Efficiency to Distinguish among Alternative Explanations of the Structure-Performance Relationship", *Managerial Finance*, vol. 23, pp. 6-31.
- BERGER, A.N.; LEUSNER, J.H.; MINGO, J.J. (1997): "The Efficiency of Bank Branches", *Journal of Monetary Economics*, vol. 40, pp. 141-162.
- BUCKLIN, L.P. (1978): *Productivity in Marketing*. Chicago: A.M.A.
- CARRASCO, D.; MUÑOZ, P.; GONZÁLEZ, O. (1999): "Interacción competitiva de las fórmulas comerciales. Fidelidad al formato comercial de los consumidores", *Distribución y Consumo*, vol. 9, núm. 47, pp. 52-66.
- CASARES, J.; MARTÍN, V.J.; ARANDA, E. (2000): "Vértigo en la distribución comercial: concentración, competencia, empleo y relaciones con proveedores", *Distribución y Consumo*, núm. 49, pp. 5-25.
- CRUZ-ROCHE, I. (1999): *Los canales de distribución de productos de gran consumo. Concentración y competencia*. Madrid: Pirámide.
- CRUZ-ROCHE, I.; YAGÜE, M.J.; REBOLLO, A.; OUBIÑA, J. (1999): "Concentración y competencia en la distribución minorista en España", *Información Comercial Española*, núm. 779, pp. 9-36.
- CRUZ-ROCHE, I.; REBOLLO, A.; YAGÜE, M.J. (2003): "Concentración y competencia en los canales de distribución alimenticios", *Papeles de Economía Española*, núm. 96, pp. 112-133.
- DEMSETZ, H. (1973): "Industry Structure, Market Rivalry and Public Policy", *Journal of Law and Economics*, vol. 16, pp. 1-9.
- DONTHU, N.; YOO, B. (1998): "Retail Productivity Assessment Using Data Envelopment Analysis", *Journal of Retailing*, vol. 74, núm. 1, pp. 89-105.
- GIMÉNEZ, M.L.; PÉREZ, J.A.; SÁNCHEZ, M. (2002): "Intensificación de la competencia intertipo entre supermercados e hipermercados", *Distribución y Consumo*, núm. 64, pp. 5-17.

- GUAL, J.; VIVES, X. (1991): *Ensayos sobre el sector bancario español*. Madrid: Fedea.
- INGENE, C.A. (1982): "Labor Productivity in Retailing", *Journal of Marketing*, vol. 46, núm. 4, pp. 75-90.
- KEH, H.T.; CHU, S. (2003): "Retail Productivity and Scale Economies at the Firm Level: A DEA Approach", *Omega*, vol. 31, pp. 75-82.
- MAUDOS, J. (1998): "Market Structure and Performance in Spanish Banking Using a Direct Measure of Efficiency", *Applied Financial Economics*, vol. 8, pp. 191-200.
- MAUDOS, J. (2001) "Rentabilidad, estructura de mercado y eficiencia en la banca", *Revista de Economía Aplicada*, vol. 25, pp. 193-207.
- MÉNDEZ, J.L.; YAGÜE, M.J. (1999): "El efecto de la estructura competitiva del sector minorista en los resultados de los sectores productivos de alimentación en España (1989-1994)", *Revista Española de Investigación en Marketing ESIC*, vol. 3, núm. 1, pp. 105-130.
- MESSINGER, P.R.; NARASIMHAN, C. (1995): "Has Power Shifted in the Grocery Channel?", *Marketing Science*, vol. 14, núm.2, pp. 189-223.
- PELTZMAN, S. (1977): "The Gains and Losses from Industrial Concentration", *Journal of Law and Economics*, vol. 20, pp. 229-263.
- PILLING, B.K.; HENSON, S.W.; YOO, B. (1995): "Competition among Franchises, Company-Owned Units and Independent Operations: A Population Ecology Application", *Journal of Marketing Channels*, vol. 4, núm. 1, pp. 177-195.
- RATCHFORD, B.T. (2003): "Has the Productivity of Retail Food Stores Really Declined?", *Journal of Retailing*, Vol. 79, pp. 171-182.
- RATCHFORD, B.T.; BROWN, J. (1995): "A Study of Productivity Changes in Food Retailing", *Management Science*, vol. 4, núm. 4, pp.292-311.
- RATCHFORD, B.T.; STOOPS, G.T. (1988): "A Model and Measurement Approach for studying Retail Productivity", *Journal of Retailing*, vol. 64, núm. 3, pp. 241-263.
- REBOLLO, A. (1999): "Concentración en el sector de distribución comercial en España", *Distribución y Consumo*, núm. 47, pp. 29-43.
- RHOADES, S.A. (1985): "Market Share as a Source of Market Power: Implications and Some Evidences", *Journal of Economics and Business*, vol. 37, pp. 343-363.
- SCHMALENSSEE, R. (1987): "Collusion Versus Differential Efficiency: Testing Alternative Hypothesis", *The Journal of Industrial Economics*, vol. 35, pp. 399-425.
- SHEPHERD, W.G. (1986): "Tobin's q and the Structure-Performance Relationship: Reply", *American Economic Review*, vol. 76, pp. 1205-1210.
- SMIRLOCK, M.; GILLIGAN, T.; MARSHALL, W. (1984): "Tobin's q and the Structure-Performance Relationship", *American Economic Review*, vol. 74, pp. 1050-1060.
- SMIRLOCK, M. (1985): "Evidence of the (Non)Relationship between Concentration and Profitability in Banking", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 17, pp. 69-83.
- 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*, vol. 15, núm. 5, pp. 487-503.
- TIMME, S.G.; YANG, W.K. (1991): "On the Use of a Direct Measure of Efficiency in Testing Structure-Performance Relationships", *Working Paper*, Georgia State University.
- WEISS, L.W. (1974): "The Concentration-Profits Relationship and Antitrust", en H.J. Goldschmid, H.M. Mann y J.F. Weston [ed.]: *Industrial concentration: The New Learning*, pp. 184-233. Boston: Little, Brown.
- YAGÜE, M.J. (1995): "Relación entre concentración y precios en el comercio minorista", *Información Comercial Española*, núm. 739, pp. 59-70.
- YOO, B.; DONTU, N.; PILLING, B.K. (1997): "Channel Efficiency: Franchise Versus Non-Franchise Systems", *Journal of Marketing Channels*, vol. 6, núm. 3/4, pp. 1-15.