

# LA RENTABILIDAD DE LAS EMPRESAS ESPAÑOLAS, EFECTOS INTERSECTORIALES. TEORÍA Y APLICACIÓN.

CATALINA BOLANCÉ LOSILLA

Departamento de Econometría, Estadística y Economía Española

E-mail: bolance@riscd2.eco.ub.es

## Resumen

El objetivo básico del trabajo es el análisis de los efectos que algunas características diferenciadoras de los sectores industriales tienen sobre la rentabilidad empresarial. El estudio parte de la existencia de una relación lineal entre el cociente **beneficios/ventas**, asociado a cada una de las empresas, con la concentración sectorial, la evolución de la demanda del sector y de la empresa, la cuota de mercado de cada empresa y las barreras de entrada asociadas al sector. Además, como principal innovación, se incluye el efecto del **tamaño de la empresa**, con el fin de realizar una diferenciación de los efectos de las distintas variables incluidas como explicativas en el modelo, sobre la rentabilidad de las empresas de distinto tamaño. El análisis se realiza con una muestra de 426 empresas, clasificadas en 32 sectores, los cuales, salvo alguna agregación, coinciden con los de la Encuesta Industrial. Se dispone de información a niveles de agregación sectorial e individual de las empresas para los años 1990 y 1991. El método de estimación utilizado es la técnica estándar asociada a la disponibilidad de paneles de datos, que es la más adecuado cuando se tiene información de corte transversal y temporal simultáneamente y cuando existen efectos individuales constantes en el tiempo que, en nuestro caso, pueden asociarse a cada una de las empresas.

## 1. Introducción.

La mayor o menor rentabilidad de una empresa, además de depender de factores internos de la misma, en gran medida también depende de su entorno competitivo. Es decir, el efecto de la industria o sector<sup>1</sup> en el que opera la empresa explica mucho sobre su nivel de rentabilidad. Por ello, existen un gran número de trabajos cuyo objetivo es medir los efectos de las diferencias intersectoriales o interindustriales sobre los beneficios de las empresas, como medida de rentabilidad empresarial, pertenecientes a los distintos sectores, bajo el supuesto de situación de oligopolio en las industrias. De un modo general, lo que se plantea, a través de una relación como la expresada en [1], es que tales beneficios ( $\pi$ ) están relacionados con el nivel de concentración sectorial, las barreras de entrada, la evolución de la demanda del sector, la cuota de mercado de la empresa y otros factores que caracterizan a la misma, respecto a los cuales hay que señalar que se trata, en general, de factores no observables.

$$p = f(\text{Concentración}, \text{Evolución de demanda}, \text{Barreras de entrada}, \text{Cuota}, \text{Otros}) \quad [1]$$

Bain (1951) fue el que planteó la relación existente entre el beneficio y la **concentración** sectorial, afirmando que mayores niveles de **concentración** favorecen la colusión entre los ofertantes o vendedores, lo que conduce a mayores niveles de precios y, por tanto, beneficios más elevados para todas las empresas del sector. Demsetz (1974) plantea que el origen de la relación existente entre **concentración** y beneficios no está en la colusión entre los vendedores, sino en las diferencias de eficiencia, que se derivan en ventajas de costes, que se traducen a su vez en mayores niveles de producción, **cuotas de mercado** más elevadas y, finalmente, en mayores beneficios. La hipótesis de Bain se conoce como *hipótesis de colusión* o acuerdo entre vendedores y la planteada por Demsetz como *hipótesis de eficiencia*. Schmalensee (1987) plantea la situación donde ambas hipótesis pueden darse de forma simultánea, no teniendo éstas por que ser excluyentes sino complementarias, de modo que mayores **cuotas de mercado** se expliquen por una mayor eficiencia y, a su vez, generen mayores niveles de **concentración** en la industria, facilitando así un comportamiento colusivo y mayores beneficios. Ante todo esto, bajo la *hipótesis de colusión* los distintos autores esperan una relación positiva entre beneficios y **concentración** y no significativa entre beneficios y **cuotas de mercado**; bajo la *hipótesis de eficiencia* la relación esperada es positiva entre beneficios y **cuotas de mercado** y no significativa, e incluso negativa<sup>2</sup>, entre beneficios y **concentración**; si se cumplen ambas hipótesis, la relación esperada entre beneficios con concentración y con participación de mercados es positiva y significativa en ambos casos.

La **evolución de la demanda** en la industria, a corto plazo, puede tener un efecto tanto positivo como negativo sobre la rentabilidad empresarial. Ello dependerá de la capacidad de respuesta de las empresas ante fluctuaciones de la demanda. Si los ofertantes son capaces de ajustar su capacidad productiva a las necesidades de los demandantes la relación será positiva, en caso contrario existirá una relación negativa. A largo plazo tal relación ha de ser positiva, dado que las empresas que no hayan podido ajustar su capacidad productiva a las necesidades de la demanda tendrán que salirse de la industria.

Las **barreras de entrada** a la industria actúan como un muro protector de las empresas que ya operan en ella y, por tanto, les facilitan la obtención de mayores beneficios. Bain distingue entre tres tipos de barreras, la primera relacionada con la ventaja absoluta de costes, la segunda con la ventaja de

---

<sup>1</sup> Aquí se considerará la industria equivalente al sector al que se asigna la empresa y por tanto, los dos conceptos se utilizan indistintamente.

<sup>2</sup> Ravenscraft (1983) obtiene en sus estimaciones, con empresas estadounidenses en el año 1975, una relación negativa entre beneficios y **concentración**, al incluir la variable **cuota de mercado** en el modelo.

diferenciación de producto y la tercera con las economías de escala. La diferenciación de producto se asocia a la intensidad de la inversión en publicidad. La ventaja absoluta de costes, en parte, está ligada a las economías de escala, dado que estas últimas son un factor determinante de la primera. Por tanto, ambas se asocian a indicadores de tamaños de escala eficientes y de eficiencia de los factores productivos.

Lo que en la expresión [1] fueron denominados **otros**, se corresponden con algunos factores que caracterizan a la empresa, los cuales, a corto o medio plazo, suelen considerarse constantes en el tiempo, como su elasticidad precio de la demanda o diversas estrategias, además de otras características específicas de la firma.

Teniendo en cuenta lo establecido anteriormente, aquí se intenta, mediante la estimación de un modelo de regresión lineal múltiple, obtener una relación análoga a la que aparece en [1]. Las estimaciones se realizan mediante la técnica econométrica estándar del panel, siendo ésta la más adecuada, dada la presencia de factores no observables y constantes en el tiempo, asociados a cada una de las empresas. Nuestra principal innovación es incluir un factor que no se había tenido en cuenta en otras aplicaciones con empresas pertenecientes a la industria española, el **tamaño de la empresa**, dado que puede estar relacionado con un efecto sectorial y con algunos aspectos de comportamiento interno de la empresa no cuantificables. A continuación, en el segundo epígrafe, se describen algunas de las aplicaciones que en este campo se han realizado utilizando datos de las industrias españolas. El tercer epígrafe se dedica a la descripción de la muestra y las variables utilizadas en el análisis empírico, que se presenta en el cuarto epígrafe. Se concluye, en el quinto epígrafe, con una serie de conclusiones.

## 2. El caso español.

En España se han realizado, por diversos autores, algunas aplicaciones empíricas, cuya intención es el análisis de los efectos de las características de la industria o sector sobre la rentabilidad de sus empresas. En la mayoría de estos trabajos, si existe información para varios años, se utiliza la técnica econométrica de estimación de panel para obtener los resultados, dado que es la más apropiada, al existir en las especificaciones efectos individuales no observables asociados a las empresas.

Los primeros trabajos sobre los que se tiene referencia son los de Jaumandreu y Mato (1986 y 1987), que utilizan datos procedentes de la Encuesta Industrial para el período 1978-1982, agregados a nivel sectorial. Analizan, en primer lugar (1986), el efecto de la concentración sobre el margen bruto medio, medido como beneficio bruto partido entre ventas, y obtienen una relación positiva y significativa entre ambas variables; su segundo trabajo (1987) incluyen en el modelo el efecto de la diferenciación de producto, medido por la inversión en publicidad, sobre el margen, obteniendo de nuevo una relación positiva entre margen y concentración. Con respecto a la inversión en publicidad, la relación es positiva con la variable en niveles e invariante en el tiempo, sin embargo, es negativa con las tasas de variación de la misma. Por tanto, observan el efecto positivo de las barreras de entrada por la diferenciación de producto sobre la rentabilidad empresarial y un efecto negativo debido al coste de la publicidad.

Mazón (1993), con un planteamiento teórico más formal, en base a los análisis de Cowling y Waterson (1976) y de Schmalensee (1987), se centra en el contraste de las hipótesis de colusión y eficiencia. Para ello utiliza los datos de empresas contenidos en la Central de Balances del Banco de España, complementados con datos de la Encuesta Industrial, para el período 1983-1989. La autora obtiene que ambas hipótesis se aceptan, por tanto, en base a la idea de Schmalensee (1987), éstas no son excluyentes sino complementarias.

Fariñas y Huergo (1993) y Huergo (1994), con datos de la Encuesta sobre Estrategias

Empresariales del año 1990 y de nuevo en base a los análisis de Cowling y Waterson (1976) y de Schmalensee (1987), se centran en el contraste de las hipótesis de colusión y eficiencia. Los primeros obtienen que la única hipótesis aceptable es la de eficiencia. En el segundo trabajo se realiza el estudio por separado para cada uno de los 50 sectores considerados, aceptando en la mayoría de ellos la hipótesis de colusión, aunque los resultados en 49 de los casos también son coherentes con el cumplimiento de ambas hipótesis simultáneamente.

Por último, Gracia (1995), plantea un modelo más general donde, además de los factores mencionados anteriormente, se incluyen los relacionados con la negociación salarial y con la financiación exterior de la empresa. Las estimaciones las realiza con datos de la Central de Balances del Banco de España, complementados con los de la Encuesta Industrial y los del Anuario de Estadísticas Laborales, para el período 1983-1990. Como resultado más relevante, en la vía de los que se habían obtenido hasta ahora, aparece el importante efecto positivo de la cuota de mercados sobre el margen bruto de explotación.

### 3. La muestra y las variables.

La elaboración de la base de datos es un aspecto muy importante, tanto en este trabajo como en otros de la misma naturaleza, dado el laborioso proceso que es necesario seguir en la selección de las empresas que componen la muestra y en la construcción de las distintas variables utilizadas en el estudio. En este caso, como fuente de información individual de las empresas, se ha utilizado el anuario 'Las 2500 Mayores Empresas Españolas' que publica Fomento de la Producción, donde, a partir del año 1989, aparecen datos individuales correspondientes a las mayores empresas españolas según sus ventas. De la Encuesta Industrial se ha obtenido la información agregada por sectores, necesaria para realizar este estudio. Por último, los datos correspondientes a inversión publicitaria se han obtenido de la revista *IPMARK*, que cada año publica esta información para las 200 empresas con mayores gastos publicitarios.

La muestra se compone de 520 empresas de carácter privado, de las que únicamente se ha podido obtener información completa para los años 1990 y 1991. Tras seleccionar aquellas con beneficios positivos, quedan un total de 426 empresas repartidas en 32 sectores<sup>3</sup>, los cuales en la mayoría de los casos, a excepción de algunas agregaciones, se corresponden con los de la Encuesta Industrial. Ante esto, se observa que pueden haber problemas de representatividad, tanto a nivel de las empresas que componen la muestra, como a nivel de la distribución de éstas entre los sectores considerados. En el Cuadro 1 del anexo aparecen los sectores y el número de empresas que componen cada uno de ellos. Las variables utilizadas en el análisis aparecen citadas en el Cuadro 2. A continuación se realiza la descripción de lo que representa cada una de ellas y de como han sido calculadas.

Desde un punto de vista teórico, tradicionalmente, para alcanzar una expresión análoga a la dada en [1], bajo la hipótesis de rendimientos constantes a escala, los trabajos parten del análisis del precio-coste marginal o índice de Lerner,

$$mpcm_{ij} = \frac{p_j q_{ij} - Cmg_{ij} q_{ij}}{p_j q_{ij}} \quad [2]$$

siendo  $p_j$  el precio de los productos en el sector  $j$  o precio de mercado;  $q_{ij}$  la cantidad producida por la empresa  $i$  y  $Cmg_{ij}$  el coste marginal de la empresa. En tales circunstancias, de rendimientos constantes a

---

<sup>3</sup> Hay que tener en cuenta que existen empresas que operan en más de un sector de los definidos aquí. En tales casos se ha asignado la empresa al sector de donde obtiene mayores ingresos por ventas.

escala, **mpcm<sub>ij</sub>** coincide con el margen precio coste medio. Pero si se relaja este supuesto el margen precio coste medio,

$$MPCM_{ij} = \frac{P_j q_{ij} - CTM_{ij} q_{ij}}{P_j q_{ij}} \quad [3]$$

sigue siendo válido para analizar los efectos de las explicativas incluídas en el modelo, siempre y cuando el efecto de las economías de escala quede recogido por tales explicativas<sup>4</sup>. Por tanto, la medida de rentabilidad de las empresas queda definida como:

$$Rent_{ij} = \frac{Beneficios_{ij}}{Ventas_{ij}} \quad [4]$$

El índice de **concentración** sectorial o industrial varía según el comportamiento oligopolista que se suponga en el mercado, normalmente cada modelo incluye un índice que es preferible<sup>5</sup>. En nuestro caso, se utiliza la variable *C4<sub>j</sub>* como medida de **concentración** sectorial, que se calcula dividiendo la producción de las 4 primeras empresas productoras del sector entre la producción total del mismo, siendo éste el indicador de **concentración** que se utiliza en la mayoría de los trabajos revisados. En este caso se aproxima como la suma de los ingresos por ventas de las 4 primeras empresas de la industria, dividido entre la producción de bienes y servicios para la venta en el sector.

La participación de la empresa i en el sector j se mide con la variable *S<sub>ij</sub>* definida como:

$$S_{ij} = \frac{Ingresosporventasdelaempresaidelsectorj}{Produccióndebienesyserviciosparalaventadelsectorj} \quad [5]$$

Esta variable pretende ser una aproximación del poder de mercado de la empresa o de la **cuota de mercado**. Ello supone establecer que el sector al que se ha asignado la empresa es equivalente al mercado o mercados en los que ésta participa, lo cual se aleja bastante de la realidad. En cada uno de los sectores podrían definirse varios mercados, los cuales, en algunos casos, pueden estar relacionados, pero en muchos otros son totalmente independientes. Sin embargo, al no disponer de la información necesaria para poder calcular las **cuotas de mercado** de cada una de las empresas de la muestra, se opta por calcular la variable *S<sub>ij</sub>*, que podría interpretarse como una medida del poder de ventas de una empresas y, en cierto sentido, bastante correlacionada con lo que sería la verdadera participación de mercado.

Para medir la intensidad de la inversión publicitaria en el sector j se calcula la variable *Publi<sub>j</sub>*, que es una media de los ratios entre publicidad y ventas de las empresas, pertenecientes al sector j, que aparecen en el *ranking* de las 200 primeras inversoras en publicidad. Si *m* es el numero de empresas del sector j entre estas 200:

$$Publi_j = \frac{\left( \sum_{i=1}^m \frac{Inversión\ publicitaria_{ij}}{Ingresospor\ ventas_{ij}} \right)}{m} \quad [6]$$

---

<sup>4</sup> Véase Fariñas y Huergo (1993).

<sup>5</sup> Por ejemplo, para un comportamiento de oligopolio de Cournot se recomienda la utilización del índice de Herfindahl y para un comportamiento de oligopolio en el que un grupo de empresas actúan como líderes frente a unos competidores, es preferible la utilización del índice Ck (siendo k las empresas líderes del mercado).

Además, se define una segunda variable  $Emppub_j$ , que simplemente equivale al número  $m$  de empresas del sector  $j$  que aparecen en el *ranking*, dividido entre el total de establecimientos en el sector. Esta variable se interpreta como un indicador de competencia publicitaria. Otros autores, los cuales disponían de información más completa sobre las características de las empresas (Bass, Cattin y Wittink, 1978) han medido la inversión publicitaria individual para cada empresa, no como medida a nivel sectorial sino mediante la media ponderada de los ratios publicidad-ventas de cada una de las categorías de productos que fabrica la empresa, el criterio de ponderación utilizado es el peso de las ventas de la categoría de producto correspondiente en el total de ventas de la empresa. Jaumandreu y Mato (1986 y 1987), entre otros, han utilizado el cociente inversión publicitaria entre ventas para cada una de las empresas. El cociente publicidad entre total de activos (Schmalensee R. 1987) es otra medida alternativa, la cual está altamente correlacionada con el de publicidad entre ventas<sup>6</sup>.

Como aproximación al tamaño de la planta mínima eficiente, indicador del aprovechamiento de las economías de escala, Philips (1976) propone el número medio de trabajadores por establecimiento, que se mide con la variable  $TM_j$ , o el valor medio del capital fijo ( $K_j$ ). Además como indicador de aprovechamiento de las economías de escala, en base a la propuesta de Fariñas y Huergo (1993), también se define la variable  $Efi_{ij}$  que es una medida de eficiencia productiva del trabajo en la empresa:

$$Efi_{ij} = \frac{\left( \frac{\text{Ingresos por ventas de la empresa del sector } j}{\text{Trabajadores en la empresa del sector } j} \right)}{\left( \frac{\text{Producción de bienes y servicios para la venta del sector } j}{\text{Ocupados en el sector } j} \right)} \quad [7]$$

$K_j$  es una variable que pretende medir la inversión media anual, por unidad producida, en bienes de capital fijo<sup>7</sup> en el sector  $j$ . Tal variable se calcula como:

$$K_j = \frac{\text{Formación bruta de capital fijo}_j}{\text{Producción de bienes y servicios para la venta}_j} \quad [8]$$

Esta puede interpretarse como una barrera de entrada al sector, en el sentido de que sectores con grandes niveles de formación de capital fijo, son aquellos donde existen grandes inversiones y por tanto una empresa que decida entrar a operar en el sector, si quiere competir, tendrá que realizar una inversión elevada. Aunque esta variable también puede interpretarse como un coste que tienen que soportar las empresas del sector, el cual a corto plazo reduce sus márgenes.

La variable  $DS_j$  es la evolución de demanda del sector, medida como la tasa de variación anual de la producción de bienes y servicios para la venta en el sector  $j$ . La variable  $DE_{ij}$  mide la evolución de la demanda de la empresa, medida como la tasa de variación de los ingresos por ventas de ésta. Se espera que ambas variables estén correlacionadas positivamente y tomen el mismo signo en la relación estimada.

#### 4. El modelo estimado.

El modelo que en principio se estima, mediante la técnica estándar de estimación de panel, es una

<sup>6</sup> Schmalensee R. 1987, encuentra que la correlación entre ambos cocientes es de 0.96

<sup>7</sup> Según la *Encuesta Industrial*, los bienes de capital fijo son aquellos que poseen una vida superior a un año.

regresión lineal entre la rentabilidad dada en la expresión [4] y el resto de variables definidas anteriormente. Los resultados de las estimaciones no fueron lo suficientemente significativos, considerando que ello puede ser resultado de una posible relación entre el efecto de las variables y factores que caracterizan a las empresas, como su tamaño o algún tipo de comportamiento interno, no recogido por las variables explicativas. En principio, se intenta incluir un efecto sectorial, el cual no puede ser introducido directamente en la estimación, mediante ficticias, dado que ello elimina el efecto del resto de variables referidas al entorno competitivo de las empresas. Por ello, se deciden estimar tres modelos para distintos tamaños de empresa, segmentando la muestra en tres grupos, relacionando este tamaño directamente con el número de trabajadores contratados por la firma. El primer grupo contienen a las empresas situadas en el primer cuartil de la variable que mide el número de trabajadores en la empresa (**Emp1**), el segundo con las empresas situadas en el segundo y tercer cuartil (**Emp2**) y el tercero las del cuarto (**Emp3**). Tras analizar la rentabilidad en cada uno de los tres grupos, se detecta que el hecho de pertenecer a un grupo u otro no implica mayor o menor rentabilidad empresarial, sino que ello influye en el efecto de las variables explicativas sobre ésta, es decir, no existe un efecto aditivo sino multiplicativo. Ésto se observa claramente en el Cuadro 3 del anexo, donde aparece la rentabilidad media para cada año según tamaño y los resultados del análisis de la varianza, válidos para el contraste de igualdad de medias, con los que se acepta la igualdad entre rentabilidades de los distintos grupos, tanto en 1990 como en 1991. Además se observa, en todo los casos, un leve descenso de la rentabilidad de las empresas entre 1990 y 1991.

Los resultados de las estimaciones de los modelos, correspondientes a cada uno de los grupos, aparecen en el Cuadro 4. Éstos son claramente diferentes según el tamaño de la empresa, siendo el primer resultado a señalar el del contraste de Hausman, con el cual únicamente se acepta el modelo de efectos aleatorios en el segundo grupo, con empresas de tamaño intermedio. Ello, podría ser debido a que las empresas intermedias son de muy diversa naturaleza y están representadas en el conjunto de sectores de la muestra, por el contrario las extremas son empresas de menor diversidad y representativas de unos sectores determinados: en su mayoría las más pequeñas están situadas en la industria de la alimentación, las más grandes, sin embargo, suelen estar situadas en sectores de bienes más duraderos.

Los resultados de las estimaciones de los parámetros<sup>8</sup> muestran un mayor efecto de las explicativas sobre la rentabilidad de las empresas de menor tamaño, donde casi todas las variables son significativas. Las variables relacionadas con la evolución de la demanda tienen un efecto contrario en las empresas extremas, en las más pequeñas sólo es significativa y con signo negativo  $DE_{ij}$  y en las más grandes lo es, al 10 % de significación, con signo positivo,  $DS_j$ . Ello hace pensar que en los años analizados (1990-1991) las empresas de menor tamaño han tenido problemas de adaptación a las necesidades de sus demandantes.

En general, no se detecta un comportamiento colusivo entre las empresas, se observa como la variable  $CA_j$  únicamente es suficientemente significativa, con signo positivo, en el grupo de empresas más pequeñas, lo cual puede estar recogiendo el comportamiento de unos determinados sectores a los que están ligadas las empresas de menor tamaño, las cuales pueden sacar partido de los pactos colusivos de otras empresas mayores en el sector. La variable  $S_{ij}$ , posee un signo negativo en los dos grupos extremos, en los cuales es significativa. Ésta tiene una correlación elevada con la concentración, además, como se advierte en el epígrafe anterior, posee muchos problemas de representatividad de la verdadera cuota de mercado, de modo que la interpretación del parámetro asociado a  $S_{ij}$  es dudosa. También, hay que considerar el hecho de que, en el período analizado (1990-1991), la industria empezaba a sufrir el efecto de una crisis, con un

---

<sup>8</sup> En el análisis de tales resultados no se realiza la interpretación de los valores que toman las estimaciones, únicamente se hace un valoración de la significación y del signo que toman los parámetros. Ello es debido a la naturaleza descriptiva de las variables utilizadas y, en parte, a la naturaleza de los modelos teóricos que respaldan este tipo de estimaciones, los cuales advierten un posible problema de endogeneidad en algunas de las variables.

descenso general de la rentabilidad de las empresas (ver Cuadro 3) y un empeoramiento de las expectativas, que maduró en 1992, con un descenso general del consumo en España.

El parámetro asociado al indicador de intensidad en la inversión publicitaria en la industria ( $Publi_j$ ), en general, no muestra que la publicidad haya ayudado a la mejora de la rentabilidad empresarial, el efecto de barrera de entrada por la diferenciación de producto ni tan sólo se detecta en las empresas de mayor tamaño. Ésta variable sólo es significativa al 10%, con signo negativo, en los dos primeros grupos de empresas. Este resultado podría justificarse por el modo en que la variable  $Publi_j$ , en la expresión [6], ha sido calculada, dado que suele haber una relación directa entre las mayores empresas inversoras en publicidad y las empresas de mayor tamaño, lo cual podría producir un efecto negativo sobre la rentabilidad de las más pequeñas. Por otro lado, con la variable  $Emppub_j$  se intenta dar un indicador de competitividad publicitaria, lo cual afecta muy negativamente a las empresas de menor tamaño en un sector.

Las variables que representan las ventajas de costes ligadas a las economías de escala y a la eficiencia de los factores productivos son:  $K_j$ ,  $TM_j$  y  $Efi_{ij}$ . La primera de ellas es significativa, con signo positivo, en el segundo grupo de empresas, el cual a su vez es el más representativo de todos los sectores utilizados en el análisis y donde esta  $K_j$  posee una mayor variabilidad<sup>9</sup>. La variable  $TM_j$  es significativa, con signo positivo, en los tres grupos considerados. Sin embargo,  $Efi_{ij}$  no es significativa en ninguno de los tres<sup>10</sup>. Los resultados indican que las barreras de entrada provocadas por las ventajas de costes, representan un muro protector para las empresas del sector, ayudando a la mejora en su rentabilidad.

Como complemento a los resultados que aparecen en el Cuadro 4, y dado el efecto significativo y positivo de la variable  $TM_j$  sobre las rentabilidades de las empresas en los tres grupos, se estima el modelo restringido, de modo que este parámetro sea igual para todas las empresas de la muestra. Los resultados de la estimación aparecen en el Cuadro 5. Con el contraste de Hausman se acepta el modelo de efectos fijos ante el de efectos aleatorios, el estadístico  $F_r$  para el contraste de igualdad de parámetros en el modelo restringido, favorece a esta última estimación. El resultado de los parámetros estimados es similar al obtenido en los que aparecen en el Cuadro 4. Únicamente, en el grupo de empresas más pequeñas, el parámetro asociado a la variable  $K_j$ , el cual antes no era significativo, ahora lo es y con signo negativo, lo cual tratándose de las empresas de menor tamaño puede aceptarse como válido. En el segundo grupo, las variables  $C4_j$  y  $Publi_j$ , las cuales anteriormente eran significativas al 10%, ahora no lo son, ante ello no hay que olvidar los problemas de eficiencia de las estimaciones intra-grupos.

## 5. Conclusiones.

Los resultados presentados en los Cuadros 4 y 5 son representativos del inicio de una crisis en la industria española, donde las empresas encuentran pocos factores a favor, que les ayuden en la mejora de sus rentabilidades.

El resultado más representativo de los obtenidos en las estimaciones aparece en el grupo de empresas de menor tamaño, donde se observa, en el período analizado, como son las que más perjudicadas

---

<sup>9</sup> La varianza de la variable  $K_j$  en este segundo grupo dobla, tanto en 1990 como 1991, a la varianza de los dos grupos extremos.

<sup>10</sup> Sorprendentemente, esta variable está negativamente correlacionada con la rentabilidad en los dos primeros grupos, para el caso de las empresas de mayor tamaño la correlación no es significativa. El inicio de la crisis, con el empeoramiento de las expectativas empresariales puede ser el causante de este resultado. Ante ello las empresas, con expectativas de restricciones de demanda, pueden actuar reduciendo su plantilla para incrementar el ratio **nº de trabajadores/ventas**, lo cual, en éste tipo de situaciones, no tiene porqué provocar una mejora de la rentabilidad.

se ven por su entorno competitivo. Este resultado no es sorprendente, dado que cuando aparecen problemas en las industrias, estas empresas son las que más desprotegidas se encuentran y las que menos medios poseen, estando a expensas de los movimientos de las más grandes. Además, este tipo de empresas suelen estar situadas en sectores con entornos competitivos muy duros, en los cuales los pequeños suelen ser los más sensibles a los efectos de las crisis. Por el contrario, las empresas de mayor tamaño parecen ser las que menos problemas sufren, teniendo menos dificultades de adaptación a las necesidades de la demanda.

En general, para todas las empresas de la muestra, parece ser que el único factor importante, entre los incluidos en el modelo, que favorece la rentabilidad empresarial, son las barreras de entradas provocadas por las ventajas de costes, ligadas a las economías de escala. Ello coloca en una situación de privilegio a las empresas que las disfrutan, dado que éstas tienen una mayor libertad de movimientos ante expectativas de restricciones de demanda.

## ANEXO.

*Cuadro 1*

### DISTRIBUCIÓN POR SECTORES DE LAS EMPRESAS QUE COMPONEN LA MUESTRA

Sectores Utilizados	Encuesta Industrial	Nº. de Empresas
1. Industrias cárnicas	48	32
2. Molinería	52	10
3. Pan, bollería, pastelería y galletas	53	10
4. Cacao, chocolate y confitería	55	8
5. Alimentos diversos	57	11
6. Conservas vegetales	50	12
7. Conservas de pescado	51	17
8. Azúcar	54	4
9. Productos lácteos	49	22
10. Aceites y Grasas	47	16
11. Licores y Vinos	59,60	17
12. Cervezas	62	9
13. Bebidas analcohólicas	63	12
14. Perfumería y detergente	28	16
15. Conf. en serie y géneros de punto	72,66	14
16. Preparación, hil., tej. y acab. tex.	65,67	10
17. Material eléctrico	39	43
18. Material electrónico	40	8
19. Juegos y juguetes	88	3
20. Automóvil y piezas sueltas	41	29
21. Editorial e imprenta	82	22
22. Productos farmacéuticos	27	34
23. Pinturas, barnices y tintas	24	9
24. Química de consumo	30	6
25. Industria de la madera	76,79	6
26. Pasta plera., papel y carton y transf.	80,81	13
27. Productos cerámicos	18	3
28. Transformación del caucho	83	3
29. Vidrio	17	6
30. Ins. de precisión, óptica y similares	46	4
31. Piel, zapatos y curtidos	69,70,71	2
32. Artículos metálicos	34	12

**Cuadro 2**  
**NOMBRE Y DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES UTILIZADAS EN EL ANÁLISIS**

Variable	Descripción
$Rent_{ij}$	Medida de rentabilidad para la empresa $i$ en el sector $j$ .
$Emp1_{ij}$	Ficticia que toma valor 1 para las empresas de menor tamaño.
$Emp2_{ij}$	Ficticia que toma valor 1 para las empresas de tamaño mediano.
$Emp3_{ij}$	Ficticia que toma valor 1 para las empresas de mayor tamaño.
$C4_j$	Medida de concentración del sector $j$ .
$S_{ij}$	Medida de la participación de la empresa $i$ en el sector $j$ .
$K_j$	Medida de inversión en bienes de capital fijo en el sector $j$ .
$Publi_j$	Medida de la intensidad de la publicidad en el sector $j$ .
$Emppub_j$	Medida de la intensidad de la publicidad en el sector $j$ .
$TM_j$	Medida de escala de la planta mínima eficiente en el sector $j$ .
$Efi_{ij}$	Medida de eficiencia de la productiva del trabajo en la empresa $i$ del sector $j$ .
$DS_j$	Tasa de crecimiento de la demanda del sector $j$ .
$DE_j$	Tasa de crecimiento de la demanda de la empresa $i$ en el sector $j$ .

Todas las variables, a excepción de las ficticias, expresadas en porcentajes.

**Cuadro 3**  
**RENTABILIDAD MEDIA POR GRUPOS DE TAMAÑO**

Año	Total	Emp1	Emp2	Emp3	F
1990	5.60 (426)	4.96 (107)	5.89 (215)	5.63 (104)	1.35
1991	5.00 (426)	4.42 (107)	5.39 (215)	4.78 (104)	1.85

Entre paréntesis el número de empresas en cada grupo.

**Cuadro 4**  
**RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES PARA CADA GRUPO SEGÚN TAMAÑO**  
**Variable dependiente  $Rent_{ij}$**

Explicativas	Emp1 Entre-Grupos	Emp2 Generalizada	Emp3 Entre-Grupos
$DS_j$	-0.031 (-1.001)	-0.003 (-0.165)	0.039 (1.437)**
$DE_{ij}$	-0.021* (-3.790)	-0.005 (-0.682)	0.008 (1.089)
$C4_j$	0.079* (1.829)	-0.016 (-1.291)**	0.022 (0.516)
$S_{ij}$	-0.735* (-1.937)	0.004 (0.048)	-0.202 (-1.585)*
$Publi_j$	-0.221** (-1.587)	-0.081 (-1.360)**	0.036 (0.216)
$Emppub_j$	-6.443* (-2.181)	0.072 (0.370)	0.506 (0.531)
$K_j$	-0.021 (-0.966)	0.026 (2.594)*	-0.009 (-0.481)
$TM_j$	0.243* (2.001)	0.023 (3.029)*	0.136 (1.971)*
$Efi_{ij}$	-0.001 (0.977)	0.001 (0.190)	-0.001 (-0.052)
N	107	215	104
R <sup>2</sup>	0.22	0.07	0.09
F	3.01*	1.81**	1.65**
Hausman	18.39*	10.54	16.00

<sup>11</sup> El estadístico de Bartlett, es válido para el contraste de la hipótesis de heteroscedasticidad cuando se dispone de un panel de datos. Éste, bajo la hipótesis nula de homoscedasticidad, se distribuye como una  $\chi^2_{n-1}$ , siendo  $n$  el número de individuos en la muestra. Aquí, en todos los casos se acepta la hipótesis nula.

<b>Bartlett<sup>11</sup></b>	0.09	0.04	0.07
------------------------------	------	------	------

Entre paréntesis el estadístico de la t.

\* Variables significativas al 5%. \*\* Variables significativas al 10%.

**Cuadro 5**  
**RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES RESTRINGIDAS PARA CADA GRUPO SEGÚN TAMAÑO**  
**Estimación Intra-Grupos**  
**Variable dependiente  $Rent_{ij}$**

Explicativas	Emp1	Emp2	Emp3
$DS_j$	-0.034 (-1.171)	-0.002 (-0.222)	0.013** (1.441)
$DE_{ij}$	-0.021* (-4.049)	-0.002 (-0.614)	0.003 (1.084)
$C4_j$	0.065* (1.736)	-0.001 (-0.017)	0.006 (0.455)
$S_{ij}$	-0.655* (-1.899)	-1.011 (-1.035)	-0.067** (-1.579)
$Publ_{ij}$	-0.199** (-1.557)	-0.051 (-1.164)	0.010 (0.185)
$Emppub_j$	-5.214* (-2.043)	0.414 (1.033)	0.132 (0.440)
$K_j$	-0.061 (-1.809)	0.011* (1.983)	-0.010 (-0.899)
$TM_j$	0.110* (2.573)	0.110* (2.573)	0.110* (2.573)
$Eft_{ij}$	-0.001 (-0.970)	0.001 (0.412)	0.001 (-0.007)
<b>N</b>	426		
<b>R<sup>2</sup></b>	0.13		
<b>F</b>	2.35*		
<b>F<sub>r</sub></b>	1.24		
<b>Hausman</b>	46.44*		
<b>Bartlett</b>	0.02		

Entre paréntesis el estadístico de la t.

\* Variables significativas al 5%. \*\* Variables significativas al 10%.

## BIBLIOGRAFÍA.

- Bain, J.J. (1951), *Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-1940*, The Quarterly Journal of Economics, V., 65, pp. 293-324.
- Baltagi, B.H. (1995), **Econometric Analysis of Panel Data**, Ed. John Wiley & Sons.
- Cowling, K. y M. Waterson (1976), *Price Cost Margins and Market Structure*, Economica, 49, pp. 267-274.
- Bass, F.M., P. Cattin y Dick R.W. (1978), *Firm Effects and Industry Effects in the Analysis of Market Structure and Profitability*, Journal of Marketing Research, 15, pp. 3-10.
- Demsetz, H. (1974), *Two Systems of Belief about Monopoly*, en H.J. Goldschmid, H.M. Mann y J.F. Weston (eds.), **Industrial Concentration: The New Learning**, Boston.
- Fariñas, J.C. y E. Huergo (1993), *Examen Empírico de las Hipótesis de Eficiencia y Colusión en la Industria Española*, Fundación Empresa Pública, Documento de Trabajo 9405.
- Fisher, S., K. Dornbusch y R. Schmalensee (1989), **Económica**, 2ª Edición, Ed. Mac Graw Hill.
- Gracia, E. (1995), *Estimación de una Ecuación para el Margen Precio-Coste con Datos de Panel*, Fundación Empresa Pública, Documento de Trabajo 9510.
- Hsiao, Ch. (1986), **Analysis of Panel Data**, Ed. Cambridge University Press, New York.
- Huergo, E. (1993), *Colusión y Eficiencia: Un Contraste a partir de Estimaciones Intra e Inter-Sectoriales*, Fundación Empresa Pública, Documento de Trabajo 9405.
- Jaumandreu, J. y G. Mato (1986), *Concentración y Márgenes Precio-Coste en la Industria Española 1978-1982*, Fundación Empresa Pública, Documento de Trabajo 8705.
- Jaumandreu, J. y G. Mato (1987), *Margins, Concentration and Advertising: A Panel Data Analysis*, Fundación Empresa Pública, Documento de Trabajo 8706.
- Mazón, C. (1993), *Regularidades Empíricas de las Empresas Españolas: ¿Existe Correlación*

*entre Beneficios y Participación?*, Banco de España, Documento de Trabajo 9306.

Philips, A. (1976), *A Critique of Empirical Studies of Relations Between Market Structure and Profitability*, The Journal of Industrial Economics, V, 24, pp. 241-249.

Ravescraft, D.J. (1983), *Structure-Profit Relationships at the Line of Bussines and Industry Level*, The Review of Economics and Statistics, 65, pp. 22-31.

Schmalensee, R. (1987), *Collusion versus Differential Efficiency: Testing Alternative Hypotheses*, The Journal of Industrial Economics, V, 35, pp. 399-425.