

# COLUSIÓN Y EFICIENCIA: UN CONTRASTE A PARTIR DE ESTIMACIONES INTRA E INTERSECTORIALES\*

*ELENA HUERGO*

*Fundación Empresa Pública  
Universidad Complutense de Madrid*

Las hipótesis de colusión y eficiencia han sido argumentos habituales para explicar la correlación positiva que tiende a observarse entre medidas de beneficios y concentración con datos de carácter interindustrial. Siguiendo a Schmalensee (1987), en este trabajo se desarrollan predicciones contrastables de ambas hipótesis mediante el uso combinado de estimaciones intra e intersectoriales. El énfasis se pone en establecer las implicaciones de relajar el supuesto de rendimientos constantes a escala en un contexto de inobservabilidad del margen precio-coste marginal, teniendo en cuenta que una de las hipótesis a contrastar es precisamente la de eficiencia. El contraste, referido a un conjunto de empresas manufactureras españolas de la ESEE entre 1990 y 1993, proporciona evidencia a favor de una interpretación mixta en la que ambas hipótesis son consistentes con los datos, lo que remite a la dificultad de distinguir, en el marco del paradigma clásico, entre la parte de los beneficios extraordinarios correspondiente a rentas de monopolio y la asociada a ventajas de eficiencia.

*Palabras clave:* colusión, eficiencia, margen precio-coste.

**L**a correlación positiva entre indicadores de concentración y de resultados que tiende a observarse con datos de carácter interindustrial, ha dado pie a un amplio debate que se inserta en el denominado paradigma clásico “Estructura-Conducta-Resultados” (ECR) y ha producido numerosos trabajos empíricos orientados a contrastar las hipótesis de colusión y eficiencia como explicaciones alternativas de dicha correlación. La primera de estas explicaciones está asociada con la obra de Bain (1956), quien propone que la mayor concentra-

---

(\*) Quiero agradecer especialmente los comentarios de José Carlos Fariñas y del resto de miembros del Programa de Investigaciones Económicas de la Fundación Empresa Pública. Asimismo, este trabajo se ha beneficiado de las sugerencias de Cristina Mazón, Consuelo Pazó, de los asistentes al XX Simposio de Análisis Económico de Barcelona y las X Jornadas de Economía Industrial de Madrid y de los comentarios de dos evaluadores anónimos. Cualquier error que pudiera subsistir es de mi exclusiva responsabilidad.

ción de vendedores facilita su colusión, que conduce a precios y beneficios más elevados. Demsetz (1974) contraargumenta señalando que la concentración del mercado es consecuencia de la superior eficiencia de algunas empresas. Estas empresas, que expanden su producción para reducir costes unitarios, obtendrían rentas económicas o Ricardianas. En este caso, la correlación entre medidas de beneficios y niveles de concentración sectoriales estaría ocasionada por la interrelación entre las elevadas cuotas de mercado de las empresas más eficientes y la concentración.

Entre los trabajos que han contrastado empíricamente las hipótesis hay diferencias metodológicas que pueden resumirse distinguiendo dos enfoques principales. El primer enfoque se remonta al artículo pionero de Shepherd (1972) y los posteriores de Ravenscraft (1983), Smirlock *et al.* (1984) y (1986), Shepherd (1986), Kwoka y Ravenscraft (1986) o Bourlakis (1992). Se trata de trabajos que tienen como denominador común la incorporación de la cuota de mercado y la concentración en ecuaciones de rentabilidad empresarial. Si la hipótesis de colusión es correcta, el comportamiento de las empresas será una función de la concentración y ésta afectará positivamente a sus beneficios. Además la cuota no influirá sobre la rentabilidad cuando el reparto de las rentas de monopolio no refleje diferencias de eficiencia. Por el contrario, si la interpretación válida es la de eficiencia, la cuota de participación empresarial captará las ventajas de costes de las empresas eficientes y afectará positivamente a sus mayores niveles de rentabilidad, mientras que la concentración no tendrá efectos sobre los resultados<sup>1</sup>.

El estudio de los efectos de la cuota y la concentración del mercado sobre la rentabilidad empresarial como contraste válido de las hipótesis de colusión y eficiencia ha sido cuestionado, entre otras razones, por limitar a la variable de concentración la medida del grado de rivalidad existente en el mercado y por el carácter unidireccional que el paradigma clásico atribuye a la relación entre estructura y comportamiento<sup>2</sup>. Por otra parte, comienza a cuestionarse la capacidad de las medidas contables de resultados para reflejar con exactitud el poder de mercado y a dudar de la eficacia de las aproximaciones desarrolladas en el marco del paradigma ECR para identificar qué parte de los beneficios extraordinarios (si es que existen) corresponde a rentas de monopolio y/o a ventajas de eficiencia. Todo ello ha propiciado un cambio en la orientación del trabajo empírico en Economía Industrial bautizado en Bresnahan (1989) como “Nueva Organización Industrial Empírica” (NOIE), que tiende a destacar la estimación de los parámetros de conducta de la empresa y la industria, respecto al análisis de la forma reducida de la relación entre estructura y resultados<sup>3</sup>.

---

(1) También en esta línea se encontraría el trabajo de Martin (1988), quien formula el contraste de las hipótesis examinando además de los efectos cuota y concentración, la correlación entre los márgenes y la productividad relativa de las empresas según su tamaño. Otros trabajos que utilizan variables alternativas a la cuota como *proxies* de la eficiencia son el de Berger (1995) y, con fuentes españolas, Fariñas y Huergo (1994) y Maudos (1996).

(2) Véanse Schmalensee (1987) y (1989) y Salinger (1990), para un detalle más amplio de estas cuestiones.

(3) Geroski (1988), Bresnahan (1989) y, más recientemente, Hyde y Perloff (1995), resumen algunas de las alternativas que ofrece la NOIE para la identificación del poder de mercado. Huergo (1998) contiene una aplicación en esta línea para la industria española.

El segundo enfoque, que es en parte una respuesta a las críticas anteriores, fue iniciado por Clarke, Davies y Waterson (1984) y desarrollado por Schmalensee (1987). Se trata de un procedimiento bietápico que establece predicciones contrastables de las hipótesis mediante el uso combinado de estimaciones intra e intersectoriales. El presente artículo se inscribe en este segundo enfoque y tiene como principal objetivo contrastar empíricamente las hipótesis de colusión y eficiencia con datos de la industria española. Además de proporcionar evidencia sobre el caso de España, el artículo contribuye a extender la metodología en que se inscribe con dos aportaciones. En primer lugar, desarrolla las predicciones de las hipótesis utilizando como indicador de resultados el margen precio-coste. En segundo lugar, el texto pone el énfasis en el análisis de las implicaciones derivadas de la existencia de rendimientos variables de escala cuando una de las hipótesis a contrastar es precisamente la explicación de la eficiencia. Los resultados obtenidos, tanto teóricos como empíricos, ponen de manifiesto que, en un contexto de inobservabilidad de los márgenes precio-coste marginal, los rendimientos de escala no constantes dificultan la distinción entre los beneficios extraordinarios correspondientes a rentas de monopolio y los asociados a ventajas de eficiencia.

El contenido del trabajo se estructura de la forma siguiente. En el primer apartado se establece el marco teórico y la metodología del contraste, teniendo en cuenta la inobservabilidad del margen precio-coste marginal, la no disponibilidad de información estadística sobre los costes de capital de las empresas y la posibilidad de que los rendimientos de escala sean variables. En el segundo apartado se recoge la evidencia obtenida al aplicar la metodología expuesta a un conjunto de empresas manufactureras de la Encuesta sobre Estrategias Empresariales (ESEE) durante el período 1990-1993. Finalmente, el último apartado resume las principales conclusiones.

## 1. MARCO TEÓRICO

Este apartado comienza con una breve descripción del enfoque bietápico que se sigue en este trabajo. La metodología parte de examinar las implicaciones de las hipótesis de eficiencia y colusión a partir de una expresión que relaciona una medida de resultados empresarial con un conjunto de variables características de las empresas y de los sectores en los que operan:

$$R_{ij} = R(\rho_j, S_{ij}, CR_j, \eta_j, \dots) \quad [1]$$

donde,  $R_{ij}$  = medida de resultados de la empresa  $i$ ;  $\rho_j$  = tasa competitiva de rendimiento sobre el capital invertido en el sector  $j$ ;  $S_{ij}$  = cuota de mercado de las ventas de la empresa  $i$  en el sector  $j$ ,  $= q_{ij}/Q_j$ ;  $CR_j$  = índice de concentración;  $\eta_j$  = elasticidad precio de la demanda,  $= -(dQ_j/dp_j) \cdot (p_j/Q_j)$ .

El objetivo de este examen no es estimar los coeficientes estructurales de la relación [1], sino identificar implicaciones empíricas de las hipótesis de colusión y eficiencia y contrastarlas. Para ello, en una *primera etapa* se realizarían regresiones mínimo-cuadráticas *para cada industria*, en las que se incluirían la cons-

tante y la cuota de mercado como únicas variables explicativas de la rentabilidad. Se trataría, por tanto, de obtener los coeficientes  $A_j$  y  $B_j$  correspondientes a la especificación:

$$R_{ij} = A_j + B_j S_{ij} + u_{ij} \quad [2]$$

Obviamente, el propósito de estas estimaciones no es la modelización de los resultados empresariales, dado que la especificación anterior omite otras variables explicativas relevantes, características de las empresas y de los sectores en los que operan, entre las que podría encontrarse la concentración. Precisamente el interés de estimar  $A_j$  y  $B_j$  reside en que estos coeficientes incorporarán el efecto de  $CR_j$ , cuando dicho efecto exista, sobre  $R_{ij}$ , y que el signo y magnitud de dicha influencia dependerá de la hipótesis que prevalezca. Así, el contraste se completaría con la realización en una *segunda fase* de regresiones *entre-industrias* de las series de coeficientes  $A_j$  y  $B_j$  obtenidos en la primera etapa sobre alguna variable de concentración industrial, lo que permitiría discriminar entre las distintas situaciones planteadas.

Las ventajas de la metodología resumida pueden sintetizarse en tres puntos. En primer lugar, la realización de estimaciones a dos niveles de agregación, intra e intersectorial, evita hacer supuestos excesivamente restrictivos sobre algunos parámetros del modelo, en particular sobre la existencia de comportamientos idénticos para empresas que operan en industrias diferentes. En segundo lugar, el objeto de esta aproximación no es la especificación completa de una ecuación de la rentabilidad empresarial, sino establecer predicciones contrastables de las hipótesis de colusión y eficiencia, de forma que los requerimientos de información son mínimos. En concreto, las variables imprescindibles para el análisis son la medida de resultados, la cuota de participación de las empresas en sus mercados y el grado de concentración de estos últimos, aunque la robustez de los resultados esté condicionada a la inclusión de otras variables de control. En tercer lugar, este enfoque relega el problema de la simultaneidad entre las variables implicadas a un segundo término, dado que, bajo cada hipótesis, se hace uso de la expresión *exacta* de la relación entre las mismas que establece el marco teórico.

A partir de aquí, se desarrollan las predicciones de las hipótesis en un escenario que tiene en cuenta que margen precio-coste marginal es inobservable y en su lugar se dispone de información del margen precio-coste variable medio. Este desarrollo es una extensión del procedimiento definido por Schmalensee (1987) para la tasa contable de rendimiento de los activos. Como principal rasgo distintivo frente al planteamiento de este autor, en el presente trabajo se relaja el supuesto de rendimientos constantes a escala. Schmalensee considera que las diferencias de eficiencia entre las empresas se producen fundamentalmente por innovaciones reductoras de costes, descartando como fuente alternativa de las ventajas de eficiencia el aprovechamiento por parte de las empresas de los rendimientos a escala para reducir sus costes unitarios. No obstante, siguiendo los argumentos de Demsetz (1974), las empresas que, por su gran dimensión, producen con costes unitarios menores, podrían obtener de forma continuada mayores beneficios que el resto si el mercado no crece lo bastante como para permitir la entrada de otras

empresas de igual tamaño. En este caso, el precio deberá ser lo suficientemente alto como para acomodar la parte de mercado abastecida por las empresas menos eficientes de tamaño inferior, lo que implica la consecución de resultados más elevados en las empresas grandes.

Por otra parte, aunque en mercados perfectamente competitivos, el equilibrio de largo plazo lleva implícito el posicionamiento de la empresa en el tamaño óptimo, esto no tiene porqué verificarse cuando existe algún grado de colusión. Así, empresas con tamaños inferiores al óptimo pueden subsistir en el largo plazo si tienen capacidad para fijar el precio del producto (precisamente este es uno de los argumentos más utilizados en favor de la regulación de los monopolios). Del mismo modo, las empresas podrían tender a sobredimensionarse si con ello ganan cuota y poder de mercado. En estos casos, la existencia de colusión lleva asociada ineficiencias en términos de economías de escala.

Por tanto, parece razonable contemplar ambas formas de obtener ventajas de eficiencia, vía innovaciones reductoras de costes y vía rendimientos de los factores, lo cual implica relajar el supuesto de rendimientos constantes a escala para todas las empresas<sup>4</sup>. Esta modificación no debería repercutir, en principio, sobre el contraste de las hipótesis si el margen precio-coste marginal (MPC) fuera observable. En este caso, independientemente de su origen, las diferencias de eficiencia estarían reflejadas en diferencias en las cuotas de mercado. No obstante, la inobservabilidad del coste marginal concede un papel extraordinario al supuesto de rendimientos a escala constantes, ya que afecta directamente a la exactitud con que los indicadores de resultados disponibles (que frecuentemente se apoyan en mediciones del coste medio) aproximan los márgenes precio-coste marginales. En concreto, cuando la medida de rentabilidad empresarial disponible es el margen precio-coste variable medio (MPCVM), se obtiene que:

$$\text{MPCVM}_{ij} = 1 + [\text{MPC}_{ij} - 1] E_{ij} \quad \text{D}_{ij} = 1 + [\text{MPC}_{ij} - 1] O_{ij} \quad [3]$$

donde,  $\text{CVM}_{ij}$  y  $\text{CTM}_{ij}$  son respectivamente los costes medios variables y totales,  $E_{ij} = \text{CTM}_{ij} / \text{Cmg}_{ij}$  es un indicador del tipo de rendimientos a escala que tomará un valor positivo y superior, igual o inferior a 1 si la empresa produce, respectivamente, en el tramo de rendimientos crecientes, constantes o decrecientes,  $O_{ij} = \text{CVM}_{ij} / \text{Cmg}_{ij} = \text{D}_{ij} E_{ij} > 0$ , puesto que  $0 < \text{D}_{ij} < 1$  y  $E_{ij} > 0$ . Esta expresión pone de manifiesto que, en un contexto de inobservabilidad de los márgenes precio-coste marginal, la existencia de costes fijos elevados y/o de rendimientos a escala no constantes puede afectar a las predicciones sobre los resultados de las empresas.

La aplicación de la metodología descrita al comienzo del apartado a este escenario resulta atractiva por la aparente simplicidad de su realización. En la primera etapa, se obtienen los estimadores mínimo-cuadráticos de  $A_j$  y  $B_j$  correspondientes a la especificación [2], siendo la variable de resultados el margen

(4) Desde una óptica teórica, Harris (1988) deriva implicaciones contrastables distinguiendo entre las situaciones de colusión simple, economías de escala y empresa líder en innovación. Clarke, Davies y Waterson (1984) establecen una distinción similar.

precio-coste variable medio ( $R_{ij} = MPCVM_{ij}$ )<sup>5</sup>. Para ello, en primer lugar se obtiene bajo cada hipótesis la expresión del índice de Lerner que se deriva de las condiciones de primer orden del problema de maximización de los beneficios de empresas que fijan las cantidades que lanzan al mercado, en un contexto de producción homogénea y número fijo de competidores. Una vez desarrollada la expresión teórica del margen precio-coste marginal, mediante la ecuación [3] se obtiene la expresión equivalente del margen precio-coste variable medio, que es la medida empíricamente disponible.

A continuación, se recogen los valores esperados para los coeficientes A y B según las hipótesis realizadas<sup>6</sup>. En este sentido, se formulan tres situaciones diferentes, que coinciden con las propuestas por Schmalensee (1987): la correspondiente a la hipótesis de eficiencia pura, según la cual las cuotas de las empresas captan las diferencias de eficiencia a largo plazo (y la concentración no afecta a los resultados); la hipótesis de colusión pura, que implica que las cuotas de mercado no están determinadas por diferencias de eficiencia, sino por el comportamiento colusivo de los vendedores; y una solución híbrida que se define como una combinación de las dos situaciones anteriores<sup>7</sup>.

I) En relación a la interpretación de la *colusión*, la existencia de un acuerdo entre las empresas del sector llevaría a sustituir el problema de optimización individual por el de maximización conjunta de beneficios, en cuyo caso, el índice de Lerner a nivel sectorial equivale al de monopolio,  $1/\eta_j$ . Llevada a su extremo, esta explicación implica que las diferencias de eficiencia no influyen en la determinación de las cuotas de mercado, que por tanto no deberían afectar a los márgenes de las empresas. En esta situación –denominada en adelante “colusión pura”–, cabría esperar los siguientes coeficientes:

$$E(\hat{A}_j) = (1 - O_j) + \frac{O_j}{\eta_j}; \quad E(\hat{B}_j) = 0 \quad [4]$$

(5) Las expresiones de los estimadores son:

$$\hat{A}_j = \frac{H_j \sum_{i=1}^{N_j} MPCVM_{ij} - \sum_{i=1}^{N_j} S_{ij} MPCVM_{ij}}{N_j H_j - 1}; \quad \hat{B}_j = \frac{- \sum_{i=1}^{N_j} MPCVM_{ij} + N_j \sum_{i=1}^{N_j} S_{ij} MPCVM_{ij}}{N_j H_j - 1}$$

donde  $N_j$  es el número de empresas del sector  $j$  y  $H_j$  es el índice Herfindahl de concentración.

(6) Para simplificar las expresiones se supone que, en cada industria, tienden a predominar en el largo plazo empresas con un tipo determinado de rendimientos ( $O_{ij} \rightarrow O_j$ ). Este supuesto no es excesivamente restrictivo con funciones de producción homotéticas, pues entonces el ratio entre costes variables y totales es independiente del volumen de producción. En cualquier caso, cabe pensar que, si existen diferencias de costes entre las empresas, pudiéndose clasificar en dos grupos, eficientes e ineficientes, en el largo plazo uno de los dos grupos tenderá a acaparar las ventas del mercado. Bajo la hipótesis de eficiencia pura, se supondrá que el grupo predominante es el eficiente.

(7) Nótese que el estudio de la correlación entre resultados y cuota que se realiza en este contexto prescinde del problema de la simultaneidad entre las variables implicadas, dado que, bajo cada hipótesis, se hace uso de la expresión *exacta* del margen precio-coste.

II) Por lo que se refiere a la explicación de la *eficiencia*, se espera que las ventajas de costes (independientemente de su origen) se traduzcan en mayores cuotas de participación de las empresas eficientes. Parece apropiado suponer que estas empresas, con grandes cuotas de mercado debido a su eficiencia, tienen en cuenta los efectos de sus acciones sobre los competidores, manteniendo un comportamiento no-cooperativo. Considerando que el modelo de Cournot describe el proceso de formación de precios en todos los mercados, ello implica un margen precio-coste marginal de la empresa  $MPC_{ij}=S_{ij}/\eta_j$ , que no depende de la concentración del mercado<sup>8</sup>. En esta situación, las predicciones para los coeficientes asociados al MPCVM serían:

$$E(\hat{A}_j) = (1 - O_j); \quad E(\hat{B}_j) = \frac{O_j}{\eta_j} \quad [5]$$

III) Finalmente, cabe plantear un *modelo híbrido* donde tengan lugar ambas explicaciones simultáneamente, de forma que el grado de rivalidad del mercado (representado en las expectativas de las empresas sobre la reacción de sus competidores) sea una función lineal de la cuota de mercado,  $\lambda_{ij} = \lambda_j + \gamma_j S_{ij}$ , con  $\lambda_j = f(CR_j)$  ( $f' > 0$ ) si la concentración favorece en algún grado la colusión entre los vendedores<sup>9</sup>. Con este modelo híbrido se pretende dejar cabida a situaciones alternativas a las "puras" que pueden resultar poco plausibles en la práctica. Por una parte, la interpretación de la colusión en términos extremos sólo es compatible en el largo plazo con la existencia de monopolio o de empresas con estructuras de costes idénticas, casos poco frecuentes en la realidad; por otra parte, si coexisten empresas con costes distintos, cabe esperar que el reparto de los beneficios conjuntos se haga de acuerdo a sus diferencias, en cuyo caso se observaría una asociación positiva entre cuota y rentabilidad ( $B_j$  positivo). Por lo que se refiere a la interpretación de la eficiencia, las ganancias de cuota derivadas de ventajas de costes pueden facilitar los comportamientos cooperativos en los mercados, que podrían suponer beneficios positivos incluso para las empresas ineficientes ( $A_j$  positivo). Estas situaciones estarían representadas en el modelo híbrido. En este caso los valores esperados para los coeficientes serían<sup>10</sup>:

$$E(\hat{A}_j) = (1 - O_j) - \frac{O_j \gamma_j H_j^2}{\eta_j}; \quad E(\hat{B}_j) = \frac{O_j (1 + \lambda_j)}{\eta_j} + \frac{O_j \gamma_j}{\eta_j} \frac{H_j (N_j^2 H_j^2 - 1)}{(N_j H_j - 1)} \quad [6]$$

(8) Sin embargo, para cada industria el índice de Lerner agregado es  $MPC_j = H_j/\eta_j$ . El modelo predice, por tanto, una correlación positiva entre concentración y rentabilidad en cortes transversales de industrias. Y, lo que es más importante, a ese nivel de agregación no se distingue del planteamiento alternativo de Bain.

(9) Schmalensee representa este caso híbrido mediante conjeturas del tipo siguiente:  $\lambda_{ij} = \delta_j + \gamma_j (S_{ij} - 1/N_j)$ . Dado que el propósito de esta metodología no es la obtención de coeficientes con carácter estructural, por simplicidad, en este trabajo se agrupan los componentes estrictamente sectoriales, es decir:  $\lambda_j = \delta_j - \gamma_j/N_j$ . Con esta modelización,  $MPC_{ij} = S_{ij}(1 + \lambda_j + \gamma_j S_{ij})/\eta_j$ .

(10) En estas expresiones, se está sustituyendo el valor esperado de  $\sum S_{ij}^3$  por  $N_j H_j^3$ , bajo el supuesto de que la distribución de las  $S_{ij}$  se puede aproximar adecuadamente por la lognormal.

El resumen de las predicciones sobre los signos de  $A_j$  y  $B_j$ , según las distintas hipótesis y con diferente tipo de rendimientos a escala para cada industria, se recoge en la columna correspondiente a la primera etapa del cuadro 1. Cabe señalar algunos rasgos que se infieren de dichas predicciones:

– Los rendimientos a escala no influyen en el signo del valor esperado de  $B_j$ . Recíprocamente, este signo no permite diferenciar el tipo de rendimientos con que operan las empresas.

– Todos los modelos analizados a excepción del de colusión pura y del modelo híbrido con  $\gamma_j < 0$ , predicen un valor de  $B_j$  significativamente mayor que cero.

– Si  $B_j$  es positivo, el signo de  $A_j$  no permite discriminar entre las hipótesis restantes. Obsérvese que los signos esperados bajo la hipótesis de eficiencia pura coinciden en ciertos casos con los del modelo híbrido. Es preciso, entonces, recurrir al estudio en una segunda etapa de las correlaciones de  $A_j$  y  $B_j$  con la concentración del mercado. En los casos puros, el signo de estas correlaciones es claro. Sin embargo, en el modelo híbrido existen tres variables previsiblemente asociadas con la concentración del mercado: el término conjetural  $\lambda_j$  (si la concentración favorece la colusión), el índice Herfindahl,  $H_j$ , y el número de empresas del sector,  $N_j$ . Dada la relación positiva entre la concentración y las dos primeras variables, y suponiendo una asociación no significativa de la concentración con  $N_j$ , los signos de las correlaciones de la segunda etapa son los que se reproducen en la columna correspondiente a la segunda etapa del cuadro 1<sup>11</sup>.

Nótese que la presencia de los rendimientos a escala no constantes complica la realización de predicciones, condicionando el signo de  $A_j$  en los casos de colusión pura y en situaciones híbridas en que se combina colusión y eficiencia. Esto es así porque, cuando el mercado está abastecido mayoritariamente por empresas con rendimientos crecientes ( $E_{ij} \rightarrow E_j > 1$ ), existe la posibilidad de que  $O_j$  tome valores superiores a 1 (para  $D_{ij}$  suficientemente grandes), lo que permite la aparición de valores negativos en el término constante.

A partir de estos resultados, el contraste de las hipótesis se produce mediante la comparación de los signos de los coeficientes obtenidos con las predicciones del cuadro 1.

## 2. RESULTADOS

Siguiendo la metodología planteada, en una primera etapa se han calculado, para cada sector de actividad, los estimadores mínimo-cuadráticos correspondientes a una especificación en la que figura el margen precio-coste variable

---

(11) Por lo que se refiere a  $N_j$ , si los sectores mostrasen igual distribución de las cuotas de ventas, mantendría una asociación en sentido inverso. No obstante, esta relación es cuestionable cuando, como es frecuente, las distribuciones sectoriales difieren. En cualquier caso, empíricamente la asociación negativa encontrada entre el número de empresas y las medidas habituales de concentración es muy débil. Para la muestra de empresas utilizada en este trabajo, el coeficiente de correlación de Pearson entre el número de empresas por sector y el índice de concentración disponible es de -0,25 y no alcanza la significatividad al 10%.

Cuadro 1: PREDICCIONES TEÓRICAS DE LOS SIGNOS DE A Y B.  
(Margen precio-coste variable medio)

Predicciones	1.ª Etapa: Signo de los Parámetros				2.ª Etapa: Correlaciones con la concentración	
	$E_j > 1$		$E_j \leq 1$		A	B
	A	B	A	B		
<b>HIPÓTESIS:</b>						
Colusión pura	?	0	+	0	0	0
Eficiencia pura ( $E_j=1$ )			+	+	0	0
Modelo híbrido						
$\gamma_j > 0$	?	+	?	+	-	+
$\gamma_j = 0$	?	+	+	+	0	+
$\gamma_j < 0$	?	?	+	?	+	?

medio como variable dependiente y una constante y la cuota de mercado de la empresa como variables explicativas. Adicionalmente, como forma de resumir los resultados de la primera etapa, se ha estimado la misma especificación suponiendo que los coeficientes sectoriales corresponden a un modelo de efectos aleatorios. El contraste se completa en la segunda etapa realizando la regresión de las series de coeficientes  $A_j$  y  $B_j$  estimados en la primera etapa sobre la medida de concentración. El procedimiento de estimación utilizado en esta segunda fase –mínimos cuadrados generalizados– tiene en cuenta que las series de coeficientes  $A_j$  y  $B_j$  son variables aleatorias que miden con error los verdaderos parámetros del modelo.

La fuente de información empleada para la construcción de las variables es la Encuesta sobre Estrategias Empresariales<sup>12</sup> (ESEE) correspondiente al período 1990-1993. Esta es una fuente especialmente adecuada para el contraste de las hipótesis de colusión y eficiencia, puesto que en la misma las empresas proporcionan información tanto de la cuota de sus ventas, como de las cuotas de las principales empresas competidoras en el mercado previamente definido. Esto permite calcular medidas de concentración que se corresponden con precisión al mercado en el que la empresa desarrolla su competencia, contrastando con las medidas habitualmente utilizadas que se refieren a sectores industriales en los que, frecuentemente, se incluyen varios mercados y/o se omiten referencias a la

(12) En Fariñas y Jaumandreu (1995) puede encontrarse una descripción detallada de las características de esta encuesta.

competencia internacional. En el Apéndice 1 se definen las variables utilizadas en el análisis y se describen los criterios de selección muestral.

Los resultados obtenidos en la primera etapa para 40 sectores industriales en los años 1990 a 1993 se resumen en el cuadro 2<sup>13</sup>. En todos los años se observa un coeficiente de la constante  $A_j$  positivo y significativo para casi la totalidad de los sectores. La comparación entre los valores medios anuales indica una disminución en su magnitud, que pasa de ser (en media) 16,3 en el año 1990 a 12,7 en 1993. Por lo que se refiere al coeficiente de la cuota, los estimadores  $B_j$  son positivos en porcentajes superiores al 50% en los dos primeros años de la muestra –60% en 1990 y 67% en 1991–, y porcentajes algo inferiores en los años siguientes –50% en 1992 y 42% en 1993–. Respecto a su significatividad, los estadísticos  $t$  señalan que la relación entre márgenes y cuota no existe en la mayoría de las industrias. Sin embargo, los contrastes de homogeneidad realizados no permiten aceptar la igualdad conjunta a cero de los coeficientes. Adicionalmente, en todos los años se rechaza la hipótesis nula de que los parámetros estimados sean iguales entre sectores (en 1990 y 1992 para niveles de significación del 1%, en 1991 para niveles del 2,5% y 1993 para niveles del 3,5%).

Una posible interpretación de la heterogeneidad detectada en los estimadores de las regresiones intrasectoriales es considerarla el resultado de un efecto aleatorio específico de cada sector que se añade a un efecto promedio para toda la industria. Este efecto promedio resumiría regularidades comunes al conjunto de sectores correspondientes a los resultados obtenidos en la primera etapa. En el Apéndice 2 puede encontrarse un breve resumen de este procedimiento de estimación. Siguiendo este planteamiento, el valor para el componente común que se estima en 1990 es positivo y significativamente distinto de cero tanto en el caso de la constante, como en el de la cuota (en este último, para un nivel de significación del 7%). En 1991 se mantiene la significatividad de ambos estimadores, pero cambia el signo del coeficiente de la cuota, que pasa a ser negativo. Este resultado se opone al crecimiento observado durante el año en el porcentaje de sectores con estimadores positivos para la cuota, y pone de manifiesto la gran disparidad existente entre sectores en la magnitud de los coeficientes. En los años siguientes la variabilidad sigue aumentando, no pudiéndose captar efectos comunes para el conjunto de la industria. Las ecuaciones proporcionan en estos casos estimaciones negativas de la varianza del coeficiente de la cuota, que reflejan valores elevados de los errores estándar correspondientes a los parámetros estimados en las regresiones intrasectoriales<sup>14</sup>.

Esta variabilidad en los estimadores de la cuota cuestiona los resultados de trabajos en los que se impone como restricción un coeficiente de esta variable

(13) Las series de coeficientes estimados en las regresiones intrasectoriales se recogen en el cuadro A.2 del Apéndice 4.

(14) En estos casos, la matriz de covarianzas  $\Gamma$  estimada no es definida positiva. No obstante, un procedimiento simple y válido asintóticamente [véase Greene (1993), pág. 477)] consiste en suprimir el segundo miembro de  $\hat{\Gamma}$ . Con esta modificación, los valores obtenidos para los efectos promedio de constante y cuota son 11,8 (0,2) y 0,07 (0,01) en el año 1992 y 12,4 (0,4) y 0,02 (0,04) en el año 1993 (entre paréntesis figura la desviación típica).

**Cuadro 2: RESUMEN DE ESTADÍSTICOS OBTENIDOS EN LAS REGRESIONES  
INTRASECTORIALES**

	Coeficientes									
	1990		1991		1992		1993		1991-1993	
	A	B	A	B	A	B	A	B	A	B
Regresiones sectoriales:										
Media simple										
de los coeficientes	16,3	0,02	14,3	0,02	12,8	0,02	12,7	0,04	13,3	0,03
Desviación típica	5,6	0,24	5,4	0,18	3,3	0,15	3,7	0,22	3,6	0,12
Nº valores > 0	40	24	40	27	40	20	40	17	40	23
Desv. est. corregida (*) <sup>1</sup>	3,4	0,12	4,3	0,07	-	-	-	-	3,0	0,08
Contrastes de homogeneidad:										
Coeficientes = 0, $\chi^2$ (39)	628	61,3	956	100	780	139	684	69	2559	262
Coef. iguales, $\chi^2$ (39)	109	60,7	109	58	74	93	56	59	213	159
Modelo efectos aleatorios:										
Coeficientes	15,1	0,043	13,9	-0,093	(*) <sup>2</sup>	(*) <sup>2</sup>	(*) <sup>2</sup>	(*) <sup>2</sup>	13,2	0,030
Desviación típica	0,8	0,029	0,8	0,022	(*) <sup>2</sup>	(*) <sup>2</sup>	(*) <sup>2</sup>	(*) <sup>2</sup>	0,6	0,018

(\*)<sup>1</sup> Se calcula como:

$$SDC = \left[ \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J (\hat{\beta}_j - \bar{\beta})' (\hat{\beta}_j - \bar{\beta}) - \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \hat{\sigma}_j^2 \right]^{1/2}$$

donde  $\hat{\sigma}_j$  son los errores estándar de los  $\hat{\beta}_j$ .

(\*)<sup>2</sup> Los elevados errores estándar de los coeficientes sectoriales generan una  $\Gamma$  estimada no definida positiva.

idéntico para todos los sectores. Ejemplos de este tipo de aproximaciones son los estudios de Ravenscraft (1983), que recoge un efecto estadísticamente positivo de la participación en el mercado sobre la rentabilidad, Bourlakis (1992), que obtiene un coeficiente de signo contrario, o Mazón (1993,a), que en su trabajo para la industria española encuentra una fuerte correlación positiva entre cuota y niveles de beneficios. Por otra parte, cabe señalar que estas diferencias observadas en los efectos de la cuota entre sectores son consistentes con los resultados de otros trabajos que abordan estudios intra-industriales y, en particular, con el realizado por Mazón (1993,b), quien presenta estimaciones de ecuaciones de rentabilidad para un conjunto de sectores manufactureros españoles, obteniendo una correlación positiva entre rentabilidad y cuota en el 36,4% de los casos analizados y una asociación negativa en el 18,2%.

La imposibilidad de captar efectos promedio en los dos últimos años de la muestra puede deberse al reducido número de observaciones de que se dispone en

algunos sectores<sup>15</sup>. Como alternativa que puede corregir este problema, cabe plantearse la posibilidad de utilizar conjuntamente la información de los distintos cortes transversales en las estimaciones sectoriales. Para ello se precisa que las características de los mercados y el comportamiento de las empresas sean similares en los años considerados. Suponer que esto se cumple durante todo el período analizado puede resultar excesivamente restrictivo, pues en el año 1990 finaliza una etapa de expansión y se inicia un cambio en el ciclo; no obstante, los tres años siguientes coinciden en formar parte del comienzo y profundización de una etapa recesiva y, en este sentido, puede esperarse que las diferencias en las condiciones del entorno económico sean menores. Por esta razón, se han repetido las estimaciones sectoriales utilizando un *pool* de datos que comprende los tres últimos años de la muestra. Previamente, se ha contrastado la homogeneidad temporal mediante tests de cambio estructural, sin que pueda rechazarse la hipótesis nula de igualdad de coeficientes en el período 1991-1993<sup>16</sup>. Al utilizar la información en forma de *pool* de datos para los años 1991-1993, los coeficientes promedio estimados para cuota y constante son positivos y significativos (al 10% de significación para la cuota).

Una vez obtenidos los resultados correspondientes a la primera etapa, se procede con la segunda etapa, efectuando la regresión de los coeficientes  $A_j$  y  $B_j$  estimados sobre la medida de la concentración sectorial. La utilización de los estimadores obtenidos en la primera etapa como variables dependientes de dichas regresiones, ocasiona un problema econométrico añadido al ser las series de coeficientes estimados variables aleatorias que miden con error los verdaderos parámetros del modelo. Si las varianzas de dichos coeficientes son muy diferentes entre sí, pueden dar lugar a pérdidas de eficiencia cuando las correlaciones con la concentración se estiman con un procedimiento mínimo-cuadrático. Para corregir este problema, los resultados de la segunda etapa se obtienen por mínimos cuadrados generalizados siguiendo un procedimiento que se expone en el Apéndice 3.

Los resultados obtenidos en la segunda etapa se resumen en el cuadro 3. Se presentan los coeficientes asociados a la concentración en tres tipos distintos de regresiones. Los de la columna (1) sólo incluyen como variable explicativa la concentración sectorial. La columna (2) añade a esta última otras variables de control. Finalmente, la columna (3) corresponde a un modelo de efectos individuales.

En cuanto a los resultados de la columna (1), la interpretación que puede darse a los coeficientes del año 1990 es que la variación intersectorial de los pará-

---

(15) Véase cuadro A.1 del Apéndice 4.

(16) Al no disponerse de resultados del modelo de coeficientes aleatorios en los años 1992 y 1993, los contrastes se establecen bajo una especificación que permite efectos cuota diferentes entre industrias, corrigiendo por la posible heterocedasticidad sectorial. Los valores obtenidos para los estadísticos (que se distribuyen como una  $F_{(k,T,q)}$ , siendo  $k$  y  $q$  respectivamente número de parámetros del modelo restringido y sin restringir y  $T$  el número de observaciones del modelo restringido) son de 1,75 (41,3645) y 1,27 (41,2787), permitiendo aceptar la hipótesis nula de igualdad entre los años 1991, 1992 y 1993, y la de desigualdad de éstos frente al año 1990.

Cuadro 3: RESULTADOS DE LAS REGRESIONES INTERINDUSTRIAS (MCG)

Variable dependiente:	(1) Sin variables de control		(2) Con variables de control		(3) Con efectos individuales			
	$\hat{A}$	$\hat{B}$	$\hat{A}$	$\hat{B}$	$\hat{A}$	$\hat{B}$	$\hat{A}$	$\hat{B}$
Coefficiente de la concentración: <sup>(1)</sup>								
AÑO 1990:	0,14 (1,5)	0,0003 (0,1)	0,11 (1,2)	-0,001 (0,3)	0,14 (1,7)	0,008 (2,6)	0,15 (1,8)	0,008 (2,3)
AÑO 1991:	-0,15 (1,7)	0,009 (2,5)	-0,28 (2,5)	0,009 (2,6)	0,01 (0,1)	0,010 (3,2)		
AÑO 1992:	-0,02 (0,2)	0,007 (2,1)	-0,07 (0,7)	0,004 (0,7)	-0,04 (0,5)	0,010 (2,7)		
AÑO 1993:	-0,05 (0,7)	0,005 (1,5)	-0,08 (1,1)	0,007 (2,0)	-0,04 (0,5)	0,008 (2,6)		
AÑOS 1991-1993: <sup>(2)</sup>	-0,09 (1,1)	0,006 (2,4)	-0,11 (2,1)	0,006 (3,1)			-0,09 (0,1)	0,010 (2,4)

(1) Los coeficientes de las columnas (1) y (2) pertenecen a estimaciones diferentes por cortes transversales, mientras que los coeficientes de la columna (3) corresponden a una única estimación en la que la concentración se introduce interaccionada con variables ficticias temporales.

(2) Las estimaciones de las columnas (1) y (2) utilizan información del período 1991-1993.

(\*) Entre paréntesis figuran los estadísticos  $|t|$ .

metros  $A_j$  y  $B_j$  no está relacionada con la concentración, que es la variable clave de las distintas hipótesis. Por lo que se refiere a los años siguientes, se obtiene en todos los casos un coeficiente negativo asociado a la constante, aunque sólo estadísticamente distinto de cero en el año 1991. El coeficiente de la cuota es positivo y significativo en los tres años, siendo además muy similar su magnitud. Esta similitud parece apoyar la hipótesis de homogeneidad en los resultados que se obtienen para el período agregado 1991-1993 en la segunda etapa. Los estimadores calculados aparecen en la última línea del cuadro 3 y confirman una magnitud de los coeficientes no significativamente distinta de cero para la constante y positiva para la cuota.

En relación a los resultados anteriores cabe señalar que la aplicación de la metodología elegida lleva implícitos los requisitos de disponibilidad de información para el conjunto de empresas en cada sector e identificación correcta del mercado real en que se compute, requisitos de cumplimiento siempre limitado para la información que proviene de encuestas. Además, las predicciones de  $A_j$  y

$B_j$  incluyen la influencia de numerosas variables sectoriales ( $\gamma_j, N_j, \eta_j, O_j$ ), que pueden diferir sustancialmente entre industrias. Todo ello puede alterar los resultados obtenidos en la segunda etapa de la aplicación y producir relaciones estadísticamente débiles. Por estas razones, se ha incorporado en las estimaciones de la segunda etapa un grupo de variables de control, que tratan de captar la influencia sobre los valores esperados de  $A_j$  y  $B_j$  de aquellos elementos que aparecen en sus expresiones y que son distintos a la concentración. Las variables de control seleccionadas son los gastos en publicidad y los gastos en I+D sobre ventas, en ambos casos como medidas de barreras a la entrada y de diferenciación del producto, y la intensidad de capital, por su relación con la variable  $O_j$ . Los resultados asociados a esta especificación se han recogido en la columna (2) del cuadro 3. Los coeficientes corresponden sólo a la variable de concentración, siendo estadísticamente nulos para la cuota y la constante en el año 1990 y positivos para la cuota en años posteriores<sup>17</sup>.

La especificación anterior no incluye, como es obvio, todas las posibles variables de control explicativas de la rentabilidad empresarial y esto podría seguir sesgando las correlaciones con la concentración. Por esta razón, se ha probado una tercera especificación que utiliza toda la información del período conjuntamente y tiene en cuenta el efecto de las variables omitidas a través de la inclusión de efectos individuales de sector. Además, para poder recuperar coeficientes de la concentración distintos según el año considerado, en esta especificación la medida de concentración se introduce en interacción con variables ficticias temporales. Los resultados, que se reproducen en la columna (3) del cuadro 3, tienden a confirmar las regularidades observadas para los años 1991 a 1993. Sin embargo, en el año 1990 la asociación que se obtiene entre el efecto cuota estimado  $B_j$  y la concentración es ahora significativamente positiva y similar a la de años posteriores.

La confrontación de los resultados correspondientes a las tres especificaciones que se presentan en el cuadro 3 permite examinar la robustez de las correlaciones de la segunda etapa ante la omisión de otras variables explicativas de los márgenes empresariales. Los coeficientes de la columna (2) no presentan diferencias sustanciales respecto a los de la columna (1), si bien se observa una ligera disminución en los errores estándar al introducir las variables de control. Ello se debe a que las variables de control seleccionadas no son estadísticamente significativas en la mayoría de casos. Cuando se utiliza como alternativa la inclusión de efectos individuales —columna (3)—, se obtienen relaciones estadísticamente más fuertes. Estos últimos resultados parecen, por tanto, los más adecuados para el contraste de las hipótesis en términos de las predicciones del cuadro 1.

De la comparación entre los resultados obtenidos y las predicciones teóricas cabe destacar que todos los modelos, exceptuando el de colusión pura y la solución híbrida con  $\gamma_j < 0$ , predicen valores positivos de  $B$  en todas las industrias. En este sentido, los resultados obtenidos para el año 1990 no permiten aceptar la igualdad a cero de todos los  $B$  estimados, si bien el efecto promedio calculado no

(17) Para simplificar la información del cuadro 3, en el cuadro A.3 del Apéndice 4 se detallan los resultados de la especificación completa.

alcanza a ser estadísticamente positivo. Si se añaden a las consideraciones anteriores los resultados obtenidos en la segunda etapa, no puede descartarse la hipótesis nula de que en 1990 los datos de margen, cuotas y concentración apoyan la interpretación híbrida con  $\gamma_i < 0$ .

Por lo que se refiere al año 1991, el valor promedio negativo obtenido para el coeficiente de la cuota sólo sería compatible con la solución híbrida cuyos  $\gamma_j < 0$ , pero esta hipótesis requeriría una correlación positiva del coeficiente de la constante con la concentración que no aparece en los datos. Esta inconsistencia de los resultados con las predicciones podría estar reflejando, por una parte, el hecho de que 1991 es un año que corresponde al inicio de una etapa de recesión económica. Adicionalmente, podría estar recogiendo la existencia de diferencias intersectoriales importantes, lo que resulta coherente con la dificultad de medir efectos de la cuota comunes para toda la industria en los años sucesivos. La utilización de un *pool* de datos que abarca el período 1991 a 1993 posibilita obtener efectos promedio para constante y cuota. En ambos casos los coeficientes son positivos, lo que en principio es compatible con la hipótesis de eficiencia pura o cualquiera de los modelos híbridos. Los resultados de la segunda etapa permiten discriminar entre esas soluciones, apoyando la interpretación híbrida cuyo  $\gamma_j = 0$ .

La inestabilidad que se encuentra al comparar dos años consecutivos (1990 y 1991) cuestiona la realización de estudios sobre rentabilidad de sección cruzada, correspondientes a un único año, como forma de captar hechos estilizados característicos de empresas posicionadas en el equilibrio de largo plazo. Esta inestabilidad temporal coincide con la detectada por Schmalensee (1987), en cuyo trabajo difieren sustancialmente los resultados correspondientes a dos años que, según afirma, son cíclicamente comparables: 1963 y 1972. Sobre esta base, Schmalensee pone en duda la calidad de la evidencia procedente de estudios interindustriales que utilizan datos para un momento único del tiempo.

### 3. CONCLUSIONES

El contenido de este trabajo se sitúa en el marco del paradigma clásico ECR que diagnostica la existencia de poder de monopolio a partir del estudio de la relación entre medidas de resultados y características de la estructura de los mercados. Desde esta óptica, pretende contribuir al debate sobre el origen de la correlación positiva que suele observarse con datos de carácter interindustrial entre medidas de beneficios y de concentración. Para explicar esta regularidad empírica, se plantean dos tipos de argumentos: el comportamiento colusivo de los productores o las ventajas de costes de algunas empresas.

Desde un punto de vista teórico, el presente trabajo pone de manifiesto que en este contexto no es trivial establecer el supuesto de rendimientos a escala constantes, por dos razones: en primer lugar, porque resulta contradictorio imponer rendimientos constantes cuando precisamente la eficiencia es una de las hipótesis a contrastar; en segundo lugar, porque el cumplimiento de este supuesto afecta directamente a la capacidad con que las medidas de resultados disponibles reflejan el margen precio-coste marginal, que es la variable teórica en términos de la que se establece generalmente el contraste de las hipótesis.

Desde una óptica empírica, el contraste de estas explicaciones para la industria española corresponde a un conjunto de empresas manufactureras de la ESEE durante el período 1990-1993. La metodología utilizada evita imponer algunos supuestos excesivamente restrictivos sobre las características de empresas pertenecientes a distintos sectores, combinando la realización de estimaciones intra e intersectoriales. La aplicación proporciona evidencia a favor de cambios en el comportamiento de las empresas en años distintos, en concreto del año 1990 respecto de los restantes. Esta variabilidad temporal que se observa en los coeficientes correspondientes a años sucesivos cuestiona la utilización de información de corte transversal como forma de captar regularidades de largo plazo.

Además, los resultados obtenidos permiten profundizar en el estudio del efecto de la cuota sobre los márgenes, al poner de manifiesto la dificultad de captar efectos comunes para todos los sectores. Este hecho sugiere la disparidad que existe entre los mercados industriales en la forma en que las ventajas de eficiencia de algunas empresas y/o los acuerdos entre productores afectan a su rentabilidad.

Por último, cabe señalar que en el período considerado el contraste proporciona evidencia a favor de una interpretación mixta en la que ambas hipótesis son consistentes con los datos. Este resultado pone de manifiesto dos cuestiones: en primer lugar, que visiones extremas de las hipótesis de colusión y eficiencia son poco plausibles en la práctica. Tanto el ejercicio de poder de mercado, como la existencia de ventajas de eficiencia parecen ser en la muestra analizada fuentes simultáneas de resultados extraordinarios de las empresas. En segundo lugar, la evidencia obtenida apunta que, si bien las medidas de resultados disponibles captan ambos fenómenos, con el instrumental disponible en el marco del paradigma clásico es imposible cuantificar qué parte de esos resultados extraordinarios se asocia a cada uno de los factores.

#### APÉNDICE 1. DEFINICIÓN DE VARIABLES Y MUESTRA

A continuación se definen las variables utilizadas en el análisis y se describen los criterios de selección muestral.

*Margen precio-coste medio:* Corresponde al margen bruto de explotación, definido como el porcentaje que representa el excedente bruto de explotación –producción bruta menos consumos intermedios y costes de personal– sobre el valor de la producción bruta. El concepto de producción se obtiene como la suma de las ventas, la variación de existencias de ventas y otros ingresos de gestión corriente; los consumos intermedios comprenden las compras realizadas, detrída la variación de existencias de compras, y los servicios exteriores; los costes de personal incorporan los sueldos y salarios brutos, las cotizaciones sociales y otros gastos de personal<sup>18</sup>.

*Cuota de participación en el mercado:* Corresponde a la cuota de participación que representan las ventas de la empresa en el mercado principal en que

---

(18) Estos conceptos coinciden con los que, bajo la misma denominación, figuran en el Plan General de Contabilidad.

compite. La ESEE admite en la pregunta sobre la cuota de la empresa dos posibles estados: “cuota de mercado no significativa”, que se asocia por convención con una magnitud cero en esta variable, y “cuota significativa”, que se corresponde con el valor, mayor que cero, consignado por la empresa en el cuestionario.

*Índice de concentración del mercado:* Se obtiene como la suma de las ventas de los cuatro mayores competidores de la empresa en su mercado principal (CR4), y es, por tanto, una medida individual del nivel de concentración “percibida” por la empresa en su propio mercado. De las variables implicadas en este estudio de regularidades, el índice de concentración es el que presenta la tasa de respuesta más baja entre las empresas encuestadas en la ESEE. Por este motivo se han recuperado algunas empresas a las que se ha imputado un índice de concentración basado en información complementaria sobre sus mercados. El criterio aplicado ha consistido en asignar a dichas empresas el valor medio de la concentración de las empresas de su mismo sector de actividad CNAE a 3 dígitos que declaran, además, tener el mismo número de empresas competidoras en su mercado y, en tercer lugar, operan en mercados de idéntico ámbito geográfico. En aquellos casos en que se cumple la triple condición y hay ausencia de respuesta en el índice de concentración, se ha utilizado el valor medio definido por las empresas de iguales características.

La medida de concentración “industrial” requerida para la segunda etapa de la aplicación empírica se ha obtenido como el valor medio en cada sector de los índices individuales ponderados por la cuota de participación de las empresas. Se está suponiendo que las empresas con mayor cuota tienen una información más precisa de lo que ocurre en el mercado y estiman, por tanto, con mayor precisión la cuota de sus competidores. En cualquier caso, la utilización de medidas alternativas como la media simple, la mediana, el valor medio al cuadrado o la suma de las cuotas al cuadrado, no ha modificado de forma sustancial los resultados obtenidos en la segunda etapa.

*Gastos en publicidad sobre ventas:* Se define como el porcentaje que representan los gastos de publicidad, propaganda y relaciones públicas sobre el total de las ventas.

*Gastos en I+D sobre ventas:* Se obtiene como el porcentaje que representan los gastos totales en I+D sobre el volumen de ventas.

*Intensidad de capital:* Se define como la *ratio* entre el stock de capital real y el total de las ventas. La serie de *stock* de capital a coste de reposición se calcula siguiendo a Martín Marcos y Suárez (1997).

Las medidas sectoriales requeridas para la segunda etapa correspondientes a las tres últimas variables definidas se obtienen como media simple en cada sector de los valores individuales.

En cuanto a la muestra utilizada, la ESEE dispone de muestras de empresas encuestadas de 2188, 2059, 1977 y 1869 empresas en los años 1990, 1991, 1992 y 1993 respectivamente. No obstante, las muestras finalmente elegidas alcanzan a 826, 1086, 982 y 833 empresas en los cuatro años señalados, habiéndose utilizado los siguientes criterios de eliminación de las empresas restantes: a) aquellas para las que no están disponibles las variables precisas para la aplicación, por no haber

respondido a las preguntas asociadas con dichas variables, b) las que presentan márgenes inferiores a cero y que entorpecen el contraste de las hipótesis<sup>19</sup> y c) las pertenecientes a sectores que han sido eliminados de la estimación<sup>20</sup>. Se han seleccionado los sectores de la clasificación CNAE 3-dígitos para los que se disponía de información en cada año para al menos 5 empresas. Con esta muestra y clasificación sectorial se obtiene una correlación positiva entre margen y concentración<sup>21</sup>, confirmando la regularidad empírica que motiva este tipo de trabajos.

## APÉNDICE 2

Una forma de interpretar las diferencias en los coeficientes obtenidos de las regresiones intrasectoriales es considerarlas el resultado de un efecto aleatorio específico de cada sector que se añade a un efecto promedio idéntico para toda la industria. Con esta especificación es posible desarrollar consideraciones de tipo general para la industria a partir de la estimación del efecto promedio mencionado, lo que se realiza siguiendo el proceso que se expone a continuación.

Supóngase que la ecuación en forma matricial que recoge la relación entre el margen y las variables explicativas para cada sector es:

$$\text{MPCVM}_j = X_j \beta_j + u_j$$

donde  $\text{MPCVM}_j$  es un vector de dimensiones  $(N_j \times 1)$ ,  $X_j = (I_j, S_j)$  es una matriz de dimensión  $(N_j \times 2)$  que agrupa las dos variables explicativas del modelo (constante y cuota),  $\beta_j = (A_j \ B_j)'$  el vector de coeficientes a estimar y  $u_j$  una perturbación aleatoria no autocorrelacionada, con  $E(u_j) = 0$  y varianza  $\sigma^2(u_j)$ .

Si se verifica que  $\beta_j = \beta + \varepsilon_j$ , donde  $\beta$  es un efecto común para toda la industria (igual  $\forall j$ ) y  $\varepsilon_j$  un efecto aleatorio específico del sector con  $E(\varepsilon_j) = 0$ ,  $E(\varepsilon_j \varepsilon_j') = \Gamma$ , entonces el modelo resultante sería:

$$\text{MPCVM}_j = X_j \beta + (u_j + X_j \varepsilon_j) = X_j \beta + v_j$$

donde  $E(v_j) = 0$  y, suponiendo que las perturbaciones aleatorias no están correlacionadas entre sí,

$$E(v_j \ v_j') = \sigma^2(u_j) I_j + X_j \Gamma X_j' = \Pi_j$$

El cálculo eficiente de  $\beta$  requiere una estimación consistente de  $\Pi_j$  que tenga en cuenta este tipo concreto de heterocedasticidad sectorial. Para ello, como propone Swamy (1971), a partir de regresiones mínimo-cuadráticas intrasectoriales se obtienen los componentes inobservables de  $\Pi_j$  como:

(19) *A priori*, estas empresas no cubren ni siquiera los costes variables, por lo que es difícilmente argumentable que estén maximizando beneficios, por lo que no estarían representadas en el conjunto de predicciones. En cualquier caso, cuando se incluye este grupo de empresas para la aplicación empírica, los resultados apenas se modifican.

(20) La lista de sectores utilizados y el número de empresas por sector se recoge en el Cuadro A.1 del Apéndice 4.

(21) Los coeficientes de regresión correspondientes son de 0,22 para el año 1990 y 0,14 para 1993, con unos estadísticos t de 2,2 y 2,1 respectivamente.

$$\hat{\sigma}^2(u_j) = \hat{u}_j' \hat{u}_j / (N_j - k)$$

$$\hat{\Gamma} = \frac{1}{J-1} \sum_{j=1}^J (\hat{\beta}_j - \bar{\beta}) (\hat{\beta}_j - \bar{\beta})' - \frac{1}{J} \sum_{j=1}^J \hat{\sigma}^2(u_j) (X_j' X_j)^{-1}$$

$$\bar{\beta} = \sum_{j=1}^J \hat{\beta}_j / J$$

donde  $\hat{\beta}_j$  y  $\hat{u}_j$  son los vectores estimados de coeficientes y errores correspondientes a las regresiones sectoriales.

Finalmente, el efecto promedio se obtiene aplicando para la industria en su conjunto mínimos cuadrados generalizados a la ecuación anterior, utilizando las matrices  $\Pi_j$  estimadas para ponderar las observaciones correspondientes a cada sector.

### APÉNDICE 3

A continuación se expone el método de estimación utilizado en la segunda etapa, correspondiente al caso específico en que la variable dependiente es la serie de coeficientes estimados para la constante (un procedimiento idéntico se deriva para el coeficiente de la cuota).

Sea  $\mu_j$  el error de medida asociado a esta variable, de forma que:

$$\hat{A}_j = A_j + \mu_j \tag{A.1}$$

Si la relación entre el verdadero valor,  $A_j$ , y la medida de concentración,  $CR_j$ , viene dada por:

$$A_j = \alpha_0 + \alpha_1 CR_j + \xi_j \tag{A.2}$$

donde  $\xi_j$  es una perturbación aleatoria homocedástica con media cero, varianza  $\sigma_{\xi}^2$  e independiente de  $\mu_j$ , entonces la ecuación a estimar sería:

$$\hat{A}_j = \alpha_0 + \alpha_1 CR_j + (\xi_j + \mu_j) = \alpha_0 + \alpha_1 CR_j + \zeta_j \tag{A.3}$$

cuyo término de error es  $\zeta_j = \xi_j + \mu_j$ , con  $E(\zeta_j) = 0$  y  $\sigma^2(\zeta_j) = \sigma^2(\mu_j) + \sigma_{\xi}^2$ .

En esta situación, la estimación de [A.3] por mínimos cuadrados ordinarios resultará ineficiente si el error de medida  $\mu_j$  es heterocedástico, pues entonces  $\sigma^2(\zeta_j) \neq \sigma^2(\zeta_s)$  para algún  $j \neq s$ . Para conseguir eficiencia, en este trabajo se utiliza el método de mínimos cuadrados generalizados, que precisa de un estimador consistente de  $\sigma^2(\zeta_j)$ . De los dos componentes de esta varianza,  $\sigma^2(\mu_j)$  se considera conocido pues, aunque  $\mu_j$  es inobservable, puede suponerse con media cero y desviación igual al error estándar de  $\hat{A}_j$ . Para estimar el otro componente,  $\sigma_{\xi}^2$  se aplica en primer lugar mínimos cuadrados ordinarios a [A.3] una vez transformadas las variables multiplicándolas por  $1/\sigma(\mu_j)$ . A partir de aquí se obtiene  $\hat{\sigma}^2(\xi) = SR/J$ , donde SR es la suma de los residuos al cuadrado de dicha estimación. El proceso se completa repitiendo la estimación de [A.3], ponderando por  $\hat{\sigma}(\zeta_j) = [\hat{\sigma}^2(\xi) + \hat{\sigma}^2(\mu_j)]^{1/2}$ .

APÉNDICE 4. INFORMACIÓN ESTADÍSTICA COMPLEMENTARIA

Cuadro A.1: CORRESPONDENCIA ENTRE LA DEFINICIÓN SECTORIAL UTILIZADA Y LA CLASIFICACIÓN CNAE 3-DÍGITOS, Y NÚMERO DE EMPRESAS POR SECTOR

Sectores definidos	CNAE 3-Dígitos	N.º empresas			
		1990	1991	1992	1993
1	221	13	15	15	10
2	241	16	16	14	8
3	243	17	22	19	12
4	247	12	22	16	20
5	251	11	14	12	7
6	253	24	27	28	24
7	254	34	43	38	30
8	255	15	25	22	17
9	314	17	33	30	25
10	316	59	67	58	52
11	319	8	14	15	14
12	324	9	12	10	10
13	325	21	22	17	13
14	329	25	30	29	21
15	342	18	29	28	20
16	345	15	13	13	12
17	346	18	20	18	18
18	347	22	31	16	19
19	363	32	45	43	36
20	413	28	33	40	34
21	414	12	11	11	10
22	415	14	20	19	17
23	419	49	70	65	50
24	423	15	9	13	11
25	427	9	9	10	7
26	428	14	17	14	13
27	435	15	23	20	14
28	439	9	9	10	7
29	442	8	11	6	7
30	451	20	33	24	29
31	453	40	73	62	56
32	455	9	12	13	13
33	463	14	19	16	14
34	468	35	52	43	41
35	473	28	24	23	16
36	474	50	51	58	49
37	475	11	15	15	14
38	481	9	14	11	10
39	482	43	71	59	43
40	491	8	10	9	10

Cuadro A.2: COEFICIENTES A Y B ESTIMADOS POR SECTORES

SEC.	1990		1991		1992		1993	
	A	B	A	B	A	B	A	B
1	<i>22,04</i>	-0,30	4,93	0,27	5,60	0,29	<i>7,81</i>	0,18
2	<i>32,95</i>	0,03	<i>34,91</i>	-0,47	<i>17,94</i>	0,08	<i>20,01</i>	-0,23
3	<i>17,93</i>	-0,03	<i>18,52</i>	-0,05	<i>15,73</i>	-0,15	<i>10,84</i>	0,05
4	<i>23,82</i>	-0,13	<i>18,82</i>	0,21	<i>14,51</i>	-0,04	<i>15,90</i>	-0,06
5	<i>14,97</i>	0,02	<i>10,56</i>	0,01	<i>15,01</i>	-0,27	<i>10,33</i>	-0,18
6	<i>15,99</i>	-0,01	<i>10,84</i>	0,02	<i>12,16</i>	0,01	<i>10,82</i>	0,07
7	<i>13,30</i>	0,07	<i>13,01</i>	0,16	<i>12,33</i>	0,05	<i>13,80</i>	0,04
8	<i>8,46</i>	0,15	<i>13,90</i>	0,00	<i>13,40</i>	-0,02	<i>14,58</i>	-0,27
9	<i>11,71</i>	0,50	<i>13,71</i>	0,12	<i>15,18</i>	-0,04	<i>16,01</i>	-0,15
10	<i>16,64</i>	0,06	<i>13,32</i>	0,01	<i>14,02</i>	-0,08	<i>12,39</i>	-0,08
11	<i>12,09</i>	0,46	<i>22,82</i>	-0,32	<i>18,73</i>	0,18	<i>19,68</i>	-0,26
12	<i>9,07</i>	0,06	6,16	0,12	<i>12,02</i>	-0,11	<i>12,51</i>	0,01
13	<i>24,41</i>	-0,22	<i>18,65</i>	-0,16	<i>15,98</i>	-0,12	<i>17,83</i>	-0,05
14	<i>11,95</i>	0,08	<i>12,87</i>	-0,06	<i>11,20</i>	-0,01	<i>11,61</i>	-0,08
15	<i>12,51</i>	0,24	<i>10,66</i>	0,06	<i>11,71</i>	0,01	<i>12,48</i>	-0,04
16	<i>14,32</i>	-0,12	<i>13,43</i>	-0,20	<i>12,36</i>	-0,15	<i>15,65</i>	-0,18
17	<i>17,49</i>	0,13	<i>16,70</i>	0,05	6,63	0,18	<i>11,07</i>	0,09
18	<i>14,03</i>	0,08	<i>13,51</i>	0,14	<i>10,32</i>	-0,03	<i>12,07</i>	-0,02
19	<i>16,78</i>	-0,01	<i>11,95</i>	0,04	<i>11,31</i>	0,07	<i>10,73</i>	0,05
20	<i>10,06</i>	0,02	8,79	0,18	4,95	0,19	7,30	0,21
21	11,13	0,18	<i>12,28</i>	0,09	<i>11,97</i>	0,01	12,60	-0,02
22	<i>19,68</i>	0,22	<i>13,01</i>	0,03	9,07	0,16	<i>12,33</i>	0,29
23	<i>15,29</i>	0,10	<i>13,98</i>	0,07	<i>13,81</i>	0,06	<i>12,80</i>	0,10
24	<i>16,09</i>	0,02	<i>15,90</i>	-0,11	<i>19,49</i>	-0,14	<i>20,97</i>	-0,14
25	<i>24,69</i>	0,15	<i>23,25</i>	0,10	14,63	0,39	15,23	0,33
26	<i>10,22</i>	0,15	3,75	0,28	8,34	0,23	8,07	0,14
27	<i>9,73</i>	-0,13	<i>15,21</i>	-0,16	<i>11,76</i>	-0,02	<i>9,48</i>	-0,03
28	<i>13,98</i>	-0,11	8,67	0,09	<i>11,23</i>	0,11	-0,02	0,39
29	13,80	0,54	<i>12,10</i>	0,15	9,12	-0,30	<i>10,42</i>	0,88
30	<i>11,51</i>	0,30	<i>12,55</i>	0,01	<i>11,09</i>	0,03	<i>11,51</i>	-0,00
31	<i>14,09</i>	-0,13	<i>12,98</i>	0,17	<i>12,88</i>	0,05	<i>12,92</i>	-0,01
32	<i>16,82</i>	-0,21	<i>22,39</i>	-0,49	<i>13,27</i>	-0,06	<i>11,97</i>	0,35
33	<i>25,14</i>	-0,47	<i>12,46</i>	0,28	<i>20,05</i>	-0,12	<i>14,87</i>	0,40
34	<i>15,05</i>	-0,12	<i>15,81</i>	-0,24	<i>12,69</i>	-0,10	<i>10,19</i>	-0,06
35	<i>12,95</i>	0,19	<i>12,94</i>	0,10	<i>14,56</i>	-0,05	<i>12,09</i>	-0,12
36	<i>15,07</i>	0,06	<i>17,44</i>	-0,10	<i>15,22</i>	-0,05	<i>15,97</i>	-0,01
37	<i>19,75</i>	0,20	<i>12,19</i>	0,32	<i>12,36</i>	0,29	11,76	0,24
38	<i>32,07</i>	-0,84	<i>19,15</i>	-0,09	<i>14,01</i>	-0,06	<i>14,74</i>	-0,12
39	<i>16,60</i>	-0,10	<i>13,64</i>	0,07	<i>13,01</i>	0,02	<i>13,41</i>	-0,04
40	<i>17,30</i>	-0,17	<i>12,97</i>	-0,11	<i>14,02</i>	0,42	<i>16,19</i>	-0,03

Nota: En cursiva cuando estadísticos t significativos al 90%.

Cuadro A.3.: RESULTADOS COMPLETOS DE LAS ESTIMACIONES INTERINDUSTRIAS (MCG) INCLUYENDO VARIABLES DE CONTROL.  
(Correspondencia con columna (2) del cuadro 3)

	2ª ETAPA. Variable dependiente:									
	$\hat{A}$					$\hat{B}$				
	1990	1991	1992	1993	91-93	1990	1991	1992	1993	91-93
C	9,07 (4,4)	10,80 (7,2)	11,25 (6,7)	11,79 (10,3)	12,31 (14,5)	0,021 (0,2)	-0,023 (0,4)	-0,078 (1,2)	-0,019 (0,4)	-0,034 (1,0)
CR	0,11 (1,2)	-0,28 (2,5)	-0,07 (0,7)	-0,08 (1,1)	-0,11 (2,1)	-0,001 (0,3)	0,009 (2,6)	0,004 (0,7)	0,007 (2,0)	0,006 (3,1)
IDV	-0,55 (0,7)	-0,60 (1,1)	-0,11 (0,1)	-0,12 (0,2)	-0,22 (0,5)	-0,001 (0,03)	-0,007 (0,2)	-0,018 (0,6)	-0,030 (1,2)	-0,017 (1,1)
GPV	-0,75 (1,9)	0,15 (0,5)	0,14 (0,4)	0,66 (2,0)	0,31 (1,5)	0,019 (1,2)	0,008 (0,6)	0,009 (0,7)	-0,009 (0,6)	0,005 (0,7)
KV	20,52 (3,3)	19,57 (4,1)	6,11 (1,2)	1,74 (0,8)	4,08 (2,1)	-0,009 (0,03)	-0,224 (1,1)	0,224 (1,2)	-0,028 (0,3)	-0,019 (0,2)

Definición de variables: C=constante, CR=índice de concentración, IDV=gastos en I+D sobre ventas, GPV=gastos en publicidad sobre ventas y KV=intensidad de capital.

Estadísticos  $|t|$  entre paréntesis.



## REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bain, J. (1951): "Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-40", *Quarterly Journal of Economics*, 65, págs. 293-334.
- Berger, A.N. (1995): "The Profit-Relationship in Banking - Tests of Market-Power and Efficient-Structure Hypotheses", *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(2), págs. 405-431.
- Bourlakis, C.A. (1992): "Measuring Market Power and Efficiency at the Greek Firm Level", NBER.
- Bresnahan, T.F. (1989): "Empirical Studies of Industries With Market Power", en R. y R. D. Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, vol. II, cap. 17, págs. 1011-1058.
- Clarke, R., Davies, S. W. y Waterson, M. (1984): "The Profitability-Concentration Relation: Market Power or Efficiency?", *Journal of Industrial Economics*, 32(4), págs. 435-450.
- Demsetz, H. (1974): "Two Systems of Belief About Monopoly", en Goldschmid, H. et al., *Industrial Concentration: The New Learning*.
- Fariñas, J.C. y Huergo, E. (1994): "Examen Empírico de las Hipótesis de Eficiencia y Colusión para en la Industria Española", *DT. 9405, PIE, Fundación Empresa Pública*.
- Fariñas, J.C. y Jaumandreu, J. (1995): "La Encuesta Sobre Estrategias Empresariales: Características y Usos", *DT. 9507, P.I.E, Fundación Empresa Pública*.
- Geroski, P.A. (1988): "In Pursuit of Monopoly Power: Recent Quantitative Work in Industrial Economics", *Journal of Applied Econometrics*, vol. 3, págs. 107-123.
- Greene, W.H. (1993): *Econometric Analysis*, Prentice Hall.
- Harris, F. (1988): "Testable Competing Hypothesis from Structure-Performance Theory: Efficient Structure versus Market Structure", *Journal of Industrial Economics*, 36, págs. 267-280.
- Huergo, E. (1998): "Identificación del Poder de Mercado: Estimaciones para la Industria Española", *Investigaciones Económicas*, XXII(1), págs. 69-91.
- Hyde, C.E. y Perloff, J.M. (1995): "Can Market Power Be Estimated?", *Review of Industrial Organization*, 10, págs. 465-485.
- Kwoka, J.E. y Ravenscraft, D.J. (1986): "Cooperation v. Rivalry: Price-Cost Margins by Line of Business", *Economica*, págs. 351-363.
- Martin, S. (1993): *Advanced Industrial Economics*.
- Martín Marcos, A. y Suárez, C. (1997): "El Stock de Capital para las Empresas de la Encuesta sobre Estrategias Empresariales", *D.I. 13, serie: construcción de variables, PIE, Fundación Empresa Pública*.
- Maudos, J. (1996): "Market Structure and Performance in Spanish Banking Using a Direct Measure of Efficiency", *WP-EC 96-12, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas*.
- Mazón, C. (1993,a): "Regularidades empíricas de las empresas industriales españolas: ¿Existe correlación entre beneficios y participación?", en J. J. Dolado, C. Martín y L. Rodríguez Romero (eds.), *La Industria y el Comportamiento de las Empresas Españolas*, cap. 2, Alianza Economía, págs. 49-75.
- Mazón, C. (1993,b): "Is Profitability Related to Market Share? an Intra-Industry Study in Spanish Manufacturing", *DT. 9327, Servicio de Estudios, Banco de España*.
- Ravenscraft, D. (1983): "Structure-Profit Relationships at the Line of Business and Industry Level", *Review of Economics and Statistics*, 65 (Febrero), págs. 22-31.

- Salinger, M. (1990): "The Concentration-Margins Relationship Reconsidered", *Brookings Papers: Microeconomics*.
- Schmalensee, R. (1987): "Collusion versus Differential Efficiency: Testing Alternative Hypothesis", *Journal of Industrial Economics*, Vol. XXXV (Junio), págs. 399-425.
- Schmalensee, R. (1989): "Inter-Industry Studies of Structure and Performance", en Schmalensee y Willig (eds.), *Handbook of Industrial Organization*, North-Holland.
- Shepherd, W.G. (1972): "The Elements of Market Structure", *Review of Economics and Statistics*, 54, págs. 25-37.
- Shepherd, W.G. (1986): "Tobin's q and the Structure-performance Relationship: Comment", *American Economic Review*, vol. 76, págs. 1207-1210.
- Smirlock, M.T., Gilligan, T., y Marshall, W. (1984): "Tobin's q and the Structure-performance Relationship", *American Economic Review*, vol. 74, págs. 1051-1060.
- Smirlock, M.T., Gilligan, T., y Marshall, W. (1986): "Tobin's q and the Structure-performance Relationship: Reply", *American Economic Review*, vol. 76, págs. 1211-1213.
- Swamy, P. (1971): *Statistical Inference in Random Coefficient Regression Models*, Springer-Verlag, New York.

*Fecha de recepción del original: mayo, 1997*

*Versión final: octubre, 1998*

#### ABSTRACT

Collusion and efficiency hypotheses have been usual explanations given for the positive correlation between profits and concentration at the industry level. In this study, and following Schmalensee (1987), we develop testable predictions of these hypotheses. The paper focuses on the implications of relaxing the assumption of constant returns to scale, given that the observable profitability measure is the margin between price and average variable cost. The results obtained for a sample of manufacturing firms over the period 1990-1993 provide support for an interpretation where both hypotheses are consistent with the data. This evidence illustrates the difficulty of distinguishing between monopoly and Ricardian rents under the traditional "structure-conduct-performance" paradigm.

*Keywords:* collusion, efficiency, price-cost margin.