

BANCO DE ESPAÑA

REGULARIDADES EMPÍRICAS DE LAS EMPRESAS
INDUSTRIALES ESPAÑOLAS: ¿EXISTE CORRELACIÓN
ENTRE BENEFICIOS Y PARTICIPACIÓN?

Cristina Mazón

SERVICIO DE ESTUDIOS
Documento de Trabajo nº 9308

REGULARIDADES EMPÍRICAS DE LAS EMPRESAS INDUSTRIALES ESPAÑOLAS: ¿EXISTE CORRELACIÓN ENTRE BENEFICIOS Y PARTICIPACIÓN? (*)

Cristina Mazón (**)

(*) Este Documento es una reelaboración del documento de trabajo 9204, *Márgenes de beneficio, eficiencia y poder de mercado en las empresas españolas*. A sugerencia de dos evaluadores anónimos, se ha cambiado la muestra utilizada y la presentación del trabajo.

(**) Deseo agradecer a Olímpia Bover su ayuda en las estimaciones con datos de panel. Los comentarios de J. J. Dolado, M. Ortega, V. Salas, J. Vallés y de dos evaluadores anónimos me han sido de gran utilidad. Por último, agradezco a la Central de Balances del Banco de España y a L. Villanueva su ayuda en la obtención de los datos, y a A. Ricardo el manejo de algunas series.

El Banco de España al publicar esta serie pretende facilitar la difusión de estudios de interés que contribuyan al mejor conocimiento de la economía española.

Los análisis, opiniones y conclusiones de estas investigaciones representan las ideas de los autores, con las que no necesariamente coincide el Banco de España.

ISBN: 84-7793-223-9

Depósito legal: M-14788-1993

Imprenta del Banco de España

1. INTRODUCCIÓN

Los estudios empíricos con datos interindustriales son clásicos en la literatura de economía industrial. A partir del trabajo de Bain (1951) y dentro del paradigma estructura-conducta-resultados, se realizó un gran número de investigaciones con datos de sección cruzada que trataban de obtener conclusiones sobre los determinantes de la conducta y resultados de la industria. No obstante, tal como señala Schmalensee (1989), en la década de los ochenta surgieron numerosas críticas que pusieron en duda los resultados de este tipo de estudios. Las críticas cuestionaban la posibilidad de obtener estimaciones consistentes de relaciones de largo plazo con datos de sección cruzada, además de señalar los problemas de endogenidad que se plantean y la dificultad de encontrar variables que sean instrumentos válidos. En efecto, dada la complejidad de la conducta de mercado y de sus determinantes, es difícil utilizar la teoría de formación de precios para excluir alguna variable de una ecuación estructural. Ante estas críticas, los estudios interindustriales dejaron de estar de moda y el interés se centró en estudios empíricos de industrias concretas con poder de mercado.

Sin embargo, la creciente disponibilidad de paneles con datos de empresas en diferentes países está haciendo resurgir el interés por los estudios interindustriales. Los datos de panel tienen dos ventajas para este tipo de estimaciones sobre los de sección cruzada. En primer lugar, permiten solucionar más fácilmente los problemas de endogenidad antes mencionados, ya que, al disponer de datos para diferentes períodos, los retardos de las variables incluidas en la regresión pueden actuar como instrumentos válidos si la industria se encuentra en equilibrio a largo plazo. En segundo lugar, la estimación en primeras diferencias evita los sesgos ocasionados por la presencia de efectos fijos no observables. Por supuesto, sigue sin resolverse la dirección de la causalidad entre las variables y se plantean dudas sobre la validez de los instrumentos utilizados, pero, como señala Schmalensee (1989), el interés de este tipo de estudios está en que pueden señalar regularidades empíricas que guíen el trabajo teórico y el análisis de industrias particulares.

En el caso de la economía española, son escasos los trabajos empíricos incluso dentro del paradigma estructura-conducta-resultados, dada la escasez de fuentes estadísticas a nivel desagregado. La principal fuente estadística para el sector manufacturero ha sido hasta ahora la Encuesta Industrial, y el trabajo de Jaumandreu y Mato (1987) es un buen ejemplo de este tipo de literatura con datos españoles. La reciente disponibilidad de la Central de Balances del Banco de España (CBBE) abre la posibilidad de realizar estudios con información de empresa para la economía española.

En este trabajo, se utiliza un panel incompleto de 1.396 empresas españolas durante el período 1983-89, de la CBBE, así como información adicional de la Encuesta Industrial, para contrastar si se cumple para la economía española la siguiente regularidad empírica observada para la economía norteamericana:

"En muestras de empresas o sociedades norteamericanas que incluyen muchas industrias, la participación de mercado está fuertemente correlacionada con niveles de beneficio; el coeficiente de concentración es generalmente negativo o no significativo en regresiones que incluyen la participación de mercado" (Schmalensee (1989), pág. 984).

Esta regularidad empírica está basada en estudios que tratan de discriminar entre las hipótesis de colusión y eficiencia para explicar la correlación positiva observada entre beneficios y concentración en estudios con datos sectoriales. La explicación tradicional de esta correlación es la hipótesis de colusión defendida por Bain (1951): las industrias concentradas, es decir, aquellas en las que un número reducido de empresas acapara un alto porcentaje de las ventas, tienen mayor facilidad para realizar acuerdos colusivos efectivos que mantengan sus beneficios sobre el nivel competitivo, por lo que beneficios y concentración estarán correlacionados positivamente. Sin embargo, Demsetz (1974) propuso una explicación alternativa basada en la eficiencia: las empresas más eficientes obtienen una mayor participación en el mercado y mayores ventas, por lo que industrias concentradas tendrán altos niveles de beneficios. Hay que señalar que, mientras que la concentración es una variable sectorial, la participación es una variable

de empresa, por lo que la utilización de datos empresariales como los que se emplean en este trabajo es fundamental para el contraste de este tipo de hipótesis.

El resto del trabajo se estructura de la siguiente manera: en la sección 2, se presenta el modelo básico, del que se derivan las regularidades contrastables y las especificaciones empíricas; en la sección 3, se comenta la metodología econométrica; en la sección 4, se describen los datos utilizados; en la sección 5, se presentan los resultados de las estimaciones econométricas; por último, la sección 6 ofrece unas breves conclusiones.

2. MODELO TEÓRICO, REGULARIDADES CONTRASTABLES Y ESPECIFICACIONES EMPÍRICAS

Siguiendo a Cowling y Waterson (1976), el modelo inicial es un modelo clásico de comportamiento oligopolista. Se considera una industria formada por N empresas que compiten en la oferta de un bien homogéneo, cuya curva inversa de demanda viene expresada por $p(X)$, donde p es el precio y $X (= x_1 + x_2 + \dots + x_N)$ es el producto de la industria. Siguiendo a Schmalensee (1987), supongamos que la industria se encuentra en equilibrio a largo plazo, por lo que las empresas han alcanzado su escala mínima eficiente y se enfrentan a costes variables constantes a largo plazo, siendo c_i el coste unitario de la empresa i . El beneficio económico de la empresa i (π_i) viene dado por

$$\pi_i(x_i) = (p(X) - c_i) x_i \quad (1)$$

de manera que la condición de primer orden de maximización de beneficio para la empresa i puede escribirse como

$$p(X) - c_i = \frac{1}{\epsilon} (1 + \lambda_i) s_i p(X) \quad (2)$$

donde $\epsilon (= -p'(X)/X p'(X))$ es el valor absoluto de la elasticidad de demanda de la industria a la que pertenece la empresa i ; λ_i es el término de variaciones conjeturales, que expresa el cambio en el output conjunto

del resto de las empresas (X_{-i}) que espera la empresa i cuando varía su producto, es decir, $\partial X_{-i} / \partial x_i$; finalmente, s_i ($= x_i / X$) es la participación de la empresa i en el mercado.

Multiplicando la ecuación (2) por x_i , se obtiene una expresión del beneficio económico de la empresa en equilibrio. Siguiendo a Schmalensee (1987), si la empresa utiliza capital K_i y el rendimiento del capital es ρ , los beneficios contables en equilibrio, πc_i , que incluyen los costes del capital utilizado, se pueden expresar como

$$\pi c_i(x_i) = \rho K_i + \frac{1}{\epsilon} (1 + \lambda_i) s_i VP_i \quad (3)$$

donde VP_i es el valor de producción de la empresa i , definido como precio por cantidad producida, $(p(x)x_i)$.

Dividiendo ambos miembros de la ecuación por K_i , se obtiene una expresión de la rentabilidad, $Ren_i = \pi c_i(x_i)/K_i$,

$$Ren_i = \rho + \frac{1}{\epsilon} (1 + \lambda_i) s_i \frac{VP_i}{K_i} \quad (4)$$

La variable rentabilidad (Ren_i), beneficios contables por unidad de capital, es, según Salinger (1990), la variable relevante como medida de beneficios en estudios intersectoriales, puesto que el mercado tiende a igualar entre sectores el rendimiento por unidad de capital.

El principal problema que surge a la hora de aproximar la ecuación (4) es el de encontrar una expresión adecuada para λ_i , el término de variaciones conjeturales. Algunos de los modelos clásicos de mercado corresponden a valores concretos de λ_i ; por ejemplo, $\lambda_i = -1$ corresponde a competencia perfecta, en que la rentabilidad es igual al rendimiento del capital; y $\lambda_i = 0$, a comportamiento de Cournot, en que cada empresa espera que los cambios en sus decisiones de producción no afecten a las decisiones de sus rivales. Por otra parte, si la industria no se ajusta a ninguno de estos modelos, es posible plantear un modelo híbrido, siguiendo la nomenclatura de Schmalensee (1987), en que se

aproxime λ_i por variables relevantes, bien individuales o sectoriales. Concretamente, la aproximación que se utiliza es

$$\lambda_i = \lambda_j + \gamma (s_i - \frac{1}{N}) \quad (5)$$

donde γ es un parámetro constante, el subíndice i se refiere a empresa y el j a industria, y N es el número de empresas del sector. Esta expresión es similar a la de Schmalensee, que, al considerar una ecuación para una industria en un momento dado, considera λ_j igual a una constante λ . A partir de esta expresión, pueden realizarse distintos supuestos, tanto sobre λ_j como sobre γ . En este trabajo se consideran dos supuestos sobre λ_j :

1a) $\lambda_j = \lambda$ para todo j , es decir, las variaciones conjeturales no dependen de la industria a que pertenece la empresa.

2a) $\lambda_j = f(CR_j)$, es decir, las variaciones conjeturales de la empresa i dependen del nivel de concentración de la industria a que pertenece. Concretamente, se considera una función lineal,

$$\lambda_j = a + b CR_j \quad (6)$$

Siguiendo de nuevo a Schmalensee (1987), se consideran los siguientes supuestos sobre el valor del parámetro γ :

1b) $\gamma = 0$, es decir, las variaciones conjeturales no están correlacionadas con la participación de la empresa en la industria. Si, además, se cumple el supuesto 1a), el modelo que se ha de estimar es el mismo que con comportamiento de Cournot.

2b) $\gamma > 0$, es decir, las variaciones conjeturales y participación en el mercado están correlacionadas positivamente. Este supuesto apoya la hipótesis de Stigler (1964) de que las empresas pequeñas tienen menor riesgo de detección cuando se separan de los acuerdos de un cártel, y, por tanto, menores variaciones conjeturales.

3b) $\gamma < 0$, es decir, las variaciones conjeturales y participación en el mercado están correlacionadas negativamente. Este supuesto apoya la hipótesis de Clarke y Davies (1982) según la cual las empresas grandes piensan que sus rivales no reaccionan ante las variaciones en su comportamiento y, por tanto, tienen menores variaciones conjeturales.

Introduciendo las ecuaciones (5) y (6) en la ecuación (4), la ecuación resultante es

$$Ren_i = \rho + \frac{1}{\epsilon} (1 + a - \frac{\gamma}{N}) s_i \frac{VP_i}{K_i} + \frac{b}{\epsilon} s_i CR_j \frac{VP_j}{K_i} + \frac{\gamma}{\epsilon} s_i^2 \frac{VP_i}{K_i} \quad (7)$$

Esta ecuación representa la rentabilidad de la empresa i , perteneciente al sector j . A partir de esta ecuación, y suponiendo que la elasticidad de demanda ϵ es igual para todas las industrias de la muestra¹, es posible plantear la ecuación básica que se estima,

$$Ren_{it} = \alpha_i + \alpha_j + \alpha_t + \rho + \alpha_1 s_{it} \frac{VP_{it}}{K_{it}} + \alpha_2 s_{it} CR_{jt} \frac{VP_{it}}{K_{it}} + \alpha_3 s_{it}^2 \frac{VP_{it}}{K_{it}} + u_{it} \quad (8)$$

donde α_i es un efecto específico de empresa, que pretende recoger las variables individuales invariantes en el tiempo no incluidas en la regresión, cuya exclusión puede sesgar los coeficientes estimados; α_j es una variable ficticia industrial, que recoge todas las variables sectoriales que varían en el tiempo y que son usuales en este tipo de estudios, tales como gastos en publicidad, gastos en investigación y desarrollo, penetración de importaciones, etc.; α_t es un efecto específico temporal, que capta el efecto de variables macroeconómicas que afecten a todas las empresas por igual, como, por ejemplo, la introducción del IVA o la caída de los precios energéticos en 1986; ρ es el tipo de rendimiento del capital; $\alpha_1 = 1/\epsilon (1 + a - \gamma/N)$; $\alpha_2 = b/\epsilon$; $\alpha_3 = \gamma/\epsilon$; y u_{it} es el término de error, que cumple los supuestos habituales de ruido blanco. Esta ecuación

¹ Este supuesto es muy restrictivo; por otro lado, siguiendo a Salinger (1990), los coeficientes pueden interpretarse como valores medios para el total de las industrias.

corresponde al modelo en que λ_j es una función lineal de la concentración y γ es distinto de cero; también se estima esta ecuación suprimiendo algunas de las variables explicativas, para recoger los distintos supuestos sobre λ_j y γ .

Por último, y para poder comparar con resultados de otros trabajos, se estima la ecuación propuesta por Smirlock (1985). Smirlock propone regresar una medida de beneficios en participación de mercado, concentración y participación de mercado por concentración; es decir, se supone que $\alpha_3 = 0$, y se añade la variable concentración por rotación de capital en la ecuación (8), con lo que se obtiene

$$Ren_{it} = \alpha_i + \alpha_j + \alpha_t + \rho + \beta_1 S_{it} \frac{VP_{it}}{K_{it}} + \beta_2 S_{it} CR_{jt} \frac{VP_{it}}{K_{it}} + \beta_3 CR_{jt} \frac{VP_{it}}{K_{it}} + \epsilon_{it} \quad (9)$$

Smirlock basa en el signo de los coeficientes estimados el contraste de las hipótesis de eficiencia y colusión. Unos coeficientes estimados $\beta_1 > 0$ y $\beta_3 = 0$ apoyarían la hipótesis de eficiencia, mientras que, por el contrario, $\beta_1 = 0$ y $\beta_3 > 0$ apoyarían la hipótesis tradicional de colusión. Obviamente, estas no son las únicas combinaciones posibles de coeficientes estimados, y, como señala Smirlock, la combinación $\beta_1 > 0$, $\beta_3 > 0$, puede apoyar también la hipótesis de eficiencia. Smirlock explica que tanto β_1 como β_3 sean positivos, de la siguiente manera:

"Los defensores de la hipótesis tradicional interpretarán tales resultados como una demostración de que todas las empresas en sectores concentrados obtienen rentas de monopolio por su comportamiento colusivo, y que estos beneficios, como sugieren las teorías del comportamiento oligopolista, no se reparten uniformemente, sino que las empresas más grandes se llevan la mayor parte (es decir, las empresas grandes obtienen rentas por el poder de monopolio y no por su eficiencia). Los defensores de la hipótesis de eficiencia interpretarán los resultados como evidencia de que las empresas líderes son más eficientes que sus rivales y de que los mercados más concentrados facilitan la colusión, lo que tiene como resultado que se obtengan rentas de monopolio. Para interpretar adecuadamente los

resultados, hay que determinar si los efectos de la participación en el mercado en beneficios están relacionados con eficiencia o colusión. (...). Un test indirecto de las causas de la participación de mercado es emplear como regresor adicional un término interactivo de participación en el mercado y concentración. Si alta concentración se asocia con comportamiento colusivo que se caracteriza por participación en beneficios a favor de las empresas grandes, se observará un coeficiente positivo en el término de interacción. Si no hay colusión, $\beta_2 \leq 0$ (Smirlock (1985), pág. 74).

Por tanto, si $\beta_1 > 0$, $\beta_3 \geq 0$ y $\beta_2 \leq 0$, se apoyaría la hipótesis de eficiencia, mientras que, si $\beta_1 = 0$, $\beta_3 > 0$ y $\beta_2 > 0$, la hipótesis favorecida sería la de colusión.

Si bien a ninguno de los parámetros que se estimen a partir de las ecuaciones (8) y (9) puede dársele una interpretación estructural defendible, toda vez que se han formulado muchos supuestos ad hoc para llegar a las especificaciones propuestas, el interés de este tipo de regresiones está en que la correlación entre rentabilidad, participación y concentración es consistente con una amplia gama de modelos oligopolistas, por lo que aportará evidencia sobre si los mercados en cuestión son oligopolistas. Además, y como se ha señalado en la introducción, nos permitirá considerar si las regularidades empíricas observadas con datos de otros países se cumplen para la economía española. Concretamente, unos parámetros estimados α_1 y β_1 positivos y significativos señalarían que en el sector manufacturero español se cumple la regularidad empírica de que beneficios y participación están correlacionados positivamente, mientras que β_3 negativo o no significativo apoyaría la regularidad de que la concentración se relaciona negativamente o no se relaciona con beneficios en regresiones que incluyen la participación de mercado.

3. METODOLOGÍA ECONOMÉTRICA

Puesto que la ecuación que se estima se obtiene de las condiciones de primer orden de maximización de beneficios de una empresa, es una ecuación de equilibrio, por lo que las variables se determinan simultáneamente; por tanto, es necesario utilizar métodos de variables

instrumentales en la estimación, pues, aunque solo se pretende obtener la correlación entre las variables propuestas sin dar un contenido estructural a los coeficientes estimados, no se obtendrán estimadores consistentes si se estima la ecuación por mínimos cuadrados ordinarios.

El problema que se plantea es el de encontrar los instrumentos adecuados. Tal como señala Schmalensee (1989), la complejidad de la estructura de mercado y sus determinantes dificulta defender la exclusión de alguna variable de la ecuación estructural. Una posibilidad es utilizar como instrumentos las variables explicativas retardadas, pero solo serán válidos si la industria se encuentra en equilibrio a largo plazo. Los importantes cambios en la industria del período muestral que se utiliza, 1983-89, hacen difícil argumentar que la industria española se encuentre en equilibrio en largo plazo. Sin embargo, dada la amplitud de la muestra y la ausencia de un modelo de desequilibrio, puede argumentarse que las desviaciones del equilibrio son aleatorias, con lo que pueden utilizarse los contrastes habituales para confiar en la bondad de la estimación.

La estimación se realiza con el programa DPD de Arellano y Bond (1988), en primeras diferencias y por variables instrumentales, utilizando el método generalizado de momentos (GMM) que explota las restricciones de ortogonalidad entre variables. Los instrumentos que se utilizan son el valor de producción (VP_1), y la participación de la empresa en el mercado (s_1), a partir del segundo retardo; se opta por no utilizar como instrumento el nivel de capital de la empresa (K_1), puesto que, sin duda, la aproximación al capital en el primer año de la muestra tiene algún error, posiblemente a la baja. Tampoco se utiliza como instrumento la concentración (CR_j), dado que su inclusión como instrumento no altera de manera notable los resultados.

4. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

La fuente básica de datos es un panel incompleto de 1.396 empresas en el período 1983-89, de la Central de Balances del Banco de España e información adicional de la Encuesta Industrial. La selección de la muestra y la definición y fuente de las variables se explican con detalle en el apéndice. Las empresas de la muestra se distribuyen por sectores de

la Encuesta Industrial y de Contabilidad Nacional base 80, según aparece en el cuadro 1.

La cobertura de la muestra sobre el total de sectores con actividades industriales no energéticas de la Encuesta Industrial, para valor de producción sin incluir subvenciones, tiene una media del 21,1% entre los diferentes años de la muestra, según aparece en el cuadro 2.

Las variables que se introducen como determinantes de la rentabilidad (Ren_j) son la participación por rotación de capital ($s_j VP_j / K_j$), concentración por rotación de capital, ($CR_j VP_j / K_j$), y transformaciones de estas variables. (Fuentes, definición y construcción en el apéndice de datos). De otro modo, si se divide la ecuación (3) por valor de producción (VP_j), se obtiene una expresión del margen precio-coste marginal, donde las variables explicativas son la ratio de capital sobre valor de producción (K_j / VP_j), participación (s_j) y concentración (CR_j). Los cuadros 3-5 presentan un análisis descriptivo de los datos, en que se muestra la relación del margen precio-coste marginal con capital sobre valor de producción, participación y concentración. Con la información de los cuadros se pretende aportar evidencia sobre la relación del margen con cada una de las variables explicativas de las ecuaciones que se han propuesto en el apartado 2. Para la elaboración de estos cuadros, se dividen las 1.396 empresas de la muestra en tres grupos de tamaño similar, según la media interanual de la variable que se analiza. Dada esta clasificación, los cuadros presentan la media del margen para cada uno de los grupos y años, y la media y desviación estándar para la media de todos los años de cada grupo. Cada cuadro también incluye los estadísticos para el total de la muestra.

Los cuadros muestran la relación del margen con cada una de las variables por separado. Como aparece en el cuadro 3 y con referencia a medias para todos los años, el margen está directamente relacionado con el nivel de capital sobre valor de producción, es decir, el margen es mayor en empresas con mayor capital por unidad de ventas. Nótese que solo el grupo de empresas con capital sobre valor de producción más elevado tiene el margen superior a la media muestral. Este resultado es el esperado, puesto que el margen tal como se ha definido no incluye costes

fijos, y, por tanto las empresas con mayor capital por unidad de producción tendrán que soportar mayores costes por este concepto, lo que considerarán en el proceso de fijación de precios. El cuadro 4 indica que el margen está relacionado directamente con la participación de mercado, es decir, las empresas con mayor participación en el mercado tienen márgenes mayores, siendo el grupo de las empresas de mayor participación el que tiene el margen por encima de la media muestral. Por último, en el cuadro 5 se observa que las empresas pertenecientes a sectores más concentrados son las que acaparan mayores márgenes, siendo el grupo de empresas con mayor concentración el que tiene márgenes superiores a la media muestral. Es decir, hay una correlación positiva entre margen y concentración.

5. RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES ECONOMÉTRICAS

Los cuadros 6 y 7 presentan los resultados de las estimaciones de las ecuaciones (8) y (9) y sus variaciones. En el cuadro 6, se presentan los resultados sin incluir variables ficticias industriales, mientras que en el cuadro 7 se incluyen para recoger los efectos de las variables sectoriales introducidas tradicionalmente en este tipo de estudios. Conviene destacar que los resultados de los cuadros 6 y 7 son muy parecidos, en el sentido de que todas las variables mantienen su signo y su significatividad, lo que es una indicación de la solidez de los resultados. Las variables ficticias industriales son significativas conjuntamente en todos los modelos presentados, aunque su introducción en algunos modelos hace que los instrumentos no pasen el contraste de sobreidentificación de Sargan sobre validez de los instrumentos. Los resultados más destacados, resumidos en el cuadro 8, son:

- 1) El coeficiente estimado para la variable participación en el mercado por rotación de capital, $(s_{it}(VP/K)_{it})$, es positivo y significativo en todas las ecuaciones ensayadas. Es decir, la regularidad empírica señalada por Schmalensee es cierta para la muestra que se utiliza: la participación de mercado está fuertemente correlacionada con el nivel de beneficios. Este resultado señala el carácter oligopolista del sector manufacturero

español: las mayores empresas de cada sector tienen beneficios superiores a sus rivales más pequeños.

- 2) El coeficiente estimado para la variable participación por concentración por rotación de capital, $(s_{it} CR_{jt} (VP/K)_{it})$, es negativo en todas las ecuaciones y no significativo en la mayoría de ellas. Este resultado apoya la hipótesis de que las variaciones conjeturales no son función del nivel de concentración del sector al que pertenece la empresa.
- 3) El coeficiente estimado de la variable participación al cuadrado por rotación del capital, $(s_{it}^2 (VP/K)_{it})$, es negativo y significativo en todas las ecuaciones en que aparece. Es decir, los datos apoyan la hipótesis de Clarke y Davies (1982) de que las empresas grandes tienen menores variaciones conjeturales que sus rivales más pequeños.
- 4) El coeficiente estimado de la variable concentración por rotación del capital, $(CR_{jt} (VP/K)_{it})$, es positivo y significativo en todas las ecuaciones en que aparece, aun cuando se incluye la participación como variable explicativa. Por tanto, no se cumple la regularidad empírica señalada por Schmalensee de que la concentración generalmente no está correlacionada o lo está negativamente con niveles de beneficios. De acuerdo con el planteamiento de Smirlock, y conjuntamente con 2), este resultado apoya la hipótesis de eficiencia, en un modelo en que la eficiencia determina los beneficios, pero en el que la concentración facilita la colusión². La correlación positiva entre beneficios y concentración es compatible con el resultado de Jaumandreu y Mato (1987), que, utilizando datos de la Encuesta

² En la ecuación que propone Smirlock, las variables independientes no están multiplicadas por rotación de capital; el resultado de estimar una ecuación idéntica a la de Smirlock presenta unos coeficientes iguales en signo a los obtenidos, pero no significativos; la mayor heterogeneidad de la muestra utilizada (los datos de Smirlock son para el sector bancario) puede explicar la conveniencia de multiplicar las variables por rotación de capital.

Industrial para el período 1978-82, concluyen que la concentración tiene un efecto positivo en los márgenes.

- 5) A la vista de los resultados, y comparando los modelos a), b), c) y d), parece que el que mejor ajusta los datos es el b), pues todas las variables incluidas son significativas y minimiza el error estándar de la ecuación, al menos en la ecuación que no incluye variables ficticias industriales. Es decir, los datos apoyan un modelo en el que las variaciones conjeturales no son función de la concentración y las empresas grandes tienen menores variaciones conjeturales que sus rivales más pequeños.

6. CONCLUSIONES

En este trabajo, se evidencia que las empresas españolas tienen un comportamiento similar a las de otros países, pues algunas de las regularidades empíricas señaladas por Schmalensee (1989), tal como se resume a continuación, se cumplen para la muestra de 1.396 empresas de la Central de Balances del Banco de España que se utiliza en este trabajo. La medida de beneficios empleada es la rentabilidad sobre capital, que se define como valor de producción menos costes intermedios y laborales, dividido por capital.

En primer lugar, el análisis descriptivo de los datos evidencia la relación por separado del nivel de beneficios con cada una de las variables que intervienen en las estimaciones económicas. El análisis descriptivo apoya las predicciones de la teoría.

- El grupo de empresas con mayor participación en el mercado tiene unos beneficios superiores a la media.
- Las empresas pertenecientes a sectores más concentrados tienen unos beneficios superiores a la media.

En segundo lugar, las estimaciones económicas permiten obtener las siguientes conclusiones:

-La participación de mercado está fuertemente correlacionada con niveles de beneficios, en consonancia con lo que ocurre para muestras del sector manufacturero norteamericano.

-La concentración del mercado está correlacionada positivamente con niveles de beneficio, aun cuando se incluya participación como variable explicativa, al contrario de lo que se observa en la mayoría de los estudios empíricos con datos norteamericanos.

Como se ha señalado con anterioridad, las críticas clásicas a los estudios interindustriales cuestionan la posibilidad de obtener estimaciones consistentes de relaciones a largo plazo con datos de sección cruzada, y señalan los problemas de endogenidad de las variables y la dificultad para encontrar instrumentos válidos. La utilización de un panel de datos resuelve, en parte, estos problemas; sin embargo, en muchos casos, se utilizan especificaciones ad hoc, lo que permite interpretar los resultados únicamente como regularidades empíricas. A pesar de ello, y a fin de establecer comparaciones con otros trabajos, se ofrece a continuación una interpretación estructural de los coeficientes obtenidos. En estos términos, se puede concluir lo siguiente:

-Las estimaciones obtenidas apoyan la hipótesis de eficiencia para las empresas manufactureras españolas, en un modelo en que la concentración también tiene efectos positivos sobre beneficios. Es decir, las empresas líderes son más eficientes que sus rivales, y, al mismo tiempo, los mercados más concentrados facilitan la colusión.

-Los datos apoyan un modelo en que las variaciones conjeturales de las empresas no dependen del nivel de concentración del sector al que pertenecen, pero son menores para las empresas con mayor participación, en la línea de Clarke y Davies (1982).

Estos dos resultados señalan una posición dominante para las empresas con mayor participación, que podría verse reducida en el proceso de apertura del sector manufacturero español al europeo. La apertura puede tener como resultado una disminución del nivel de concentración de la industria española y una mayor capacidad de reacción

de los rivales (que incluirán empresas extranjeras) ante las variaciones en la producción de las grandes empresas, lo que puede hacer descender los beneficios de las mismas. Sin embargo, puesto que son razones de eficiencia las que explican la participación de las empresas en el mercado, este efecto puede verse frenado por la existencia de empresas eficientes que posiblemente mantengan rentas derivadas de sus ventajas en costes.

Para terminar, hay que señalar que la literatura sobre este tema señala que existe un comportamiento heterogéneo entre sectores manufactureros, por lo que los resultados agregados pueden estar dominados por industrias concretas. Un posible desarrollo de este trabajo consistiría en realizar estimaciones sectoriales de ecuaciones similares a las que aquí se plantean.

APÉNDICE: LOS DATOS

1. Definición y fuentes de las variables

Las variables que se utilizan en este trabajo proceden de la Central de Balances del Banco de España (CBBE) y de la Encuesta Industrial, elaborada por el Instituto Nacional de Estadística. A continuación, se describe cada una de ellas.

- REN = Rentabilidad

La rentabilidad se define como

$$Ren_1 = \frac{\text{Valor de producción}_1 - \text{Consumos intermedios}_1 - \text{Costes laborales}_1}{\text{Stock de capital}_1}$$

donde, en términos de las variables de la CBBE, de la cuenta de resultados:

Valor de producción = Ventas netas +
+ Otros ingresos accesorios +
+ Trabajos realizados por la empresa para su inmovilizado
- Gastos financieros y dif. valoración moneda extranjera³
+ Variación existencias productos terminados
- Impuestos abonados en ventas

Consumos intermedios = Compras netas + Transportes y fletes +
Variación existencias materias primas

Costes laborales = Gastos de personal

$K_1 = \text{Stock de capital}$ (cuya construcción se explica a continuación)

³Esta partida es un componente de los trabajos realizados por la empresa para su inmovilizado, y se refiere a los gastos financieros activados por esta vía y no al total de gastos financieros del ejercicio.

Fuente = CBBE.

- K_t = Stock de capital

El capital se calcula neto de amortizaciones y valorado a costes de reposición, siguiendo a Hernando y Vallés (1991), aunque con algunas modificaciones. Ellos se basan en Salinger y Summers (1983).

El valor de reposición del stock de capital, K_t , se define como

$$K_t = I_t + (P_t/P_{t-1}) K_{t-1}(1 - \delta)$$

donde - I_t = Inversión bruta en inmovilizado material t
= Inmovilizado material neto en t -
- Inmovilizado material neto en t-1 +
+ Dotación de amortizaciones inmovilizado material +
+ Variaciones inmovilizado material y amortizaciones por
operaciones de saneamiento y regulación

Fuente = CBBE.

- P_t = Deflactor implícito de la formación bruta de capital fijo

Fuente = Contabilidad Nacional (base 80)

- δ = Tasa depreciación lineal
= Inversa de la vida útil del conjunto de activos de cada
empresa, L^* , donde

$$L^* = \frac{1}{T} \left[\sum_{t=2}^T \frac{\text{Inmov. material neto}_{t-1} + \text{Amort. acumul. inmov. material}_{t-1}}{\text{Dotación amort. inmov.}} \right]$$

siendo 1 el primer año disponible en la muestra y T el último.

Fuente = CBBE.

Para calcular el valor de mercado del stock de capital del año inicial, se sigue a Salinger y Summers, y se supone que el valor contable y de reposición coinciden en 1983. Con este supuesto se está infravalorando el valor de mercado del stock de capital en el primer año, pero el supuesto alternativo de aproximación que utilizan Hernando y Vallés, y que lo sobrevalora, tiene como resultado que la rentabilidad es negativa para un número muy elevado de empresas, para los diferentes tipos de intereses ensayados. Por ello, y teniendo en cuenta que 1983 coincide con un año de regularización contable para las empresas en España, se opta por utilizar como valor de mercado el contable para 1983. En cuanto a las empresas para las cuales se dispone de datos a partir de un año posterior a 1983, se calcula el valor de reposición multiplicando el valor contable por la tasa de inflación para los bienes de capital entre 1983 y el año inicial, siempre que la edad media sea mayor que $I-1983$, donde I es el año inicial, en el supuesto de que capital contable y de reposición coincidan en 1983.

- s = participación en el mercado

Esta variable combina información de la Central de Balances y de la Encuesta Industrial. Se define como $s_i = VP_i/VP_j$, donde VP_i = valor de producción empresa i

Fuente = CBBE

VP_j = valor de producción de la industria =
= Producción bruta - Subvenciones

Fuente: Encuesta Industrial

- CR = Concentración

Esta variable está construida por el Instituto Nacional de Estadística a partir de la Encuesta Industrial, y se define como la participación en

el valor de producción de los cinco mayores establecimientos del sector⁴. El hecho de que la unidad de análisis en la Encuesta Industrial sea el establecimiento en lugar de la empresa es, sin duda, un problema en la definición de esta variable.

Fuente: INE, a partir de la Encuesta Industrial.

2. Selección de la muestra

Se utilizan datos de la Central de Balances del Banco de España para el período 1982-90. La muestra de partida es un panel incompleto de 2.123 empresas privadas industriales no energéticas, que han contestado al cuestionario, como mínimo, durante cinco años consecutivos⁵.

La Central de Balances realiza contrastes sobre la consistencia de la información por empresa, sobre todo en los últimos años. Pero estos contrastes tienen dos limitaciones:

- 1) Son contrastes contables y no económicos; estos se tendrán que definir según el objetivo del estudio que se lleve a cabo.
- 2) Son contrastes para cada base de datos, y solo para las empresas grandes se realizan contrastes para la serie temporal.

Por ello se ha realizado una serie de filtros que tratan de eliminar empresas anómalas. En líneas generales, se han realizado filtros para seleccionar empresas que permanecen activas en todos los años en que contestan a la Encuesta, y para las que es posible aproximar una serie de capital. Los filtros realizados son los siguientes:

⁴Para los sectores delegados, el INE solo proporciona información para los primeros años de la muestra (1978-1980/81, según los casos), y en el trabajo se opta por utilizar una media de estos valores para el resto de los años.

⁵Se eligió, de manera más o menos arbitraria, el requerimiento de que contestaran durante cinco años consecutivos, con el objeto de disponer de suficientes observaciones para las estimaciones de panel realizadas en el trabajo.

1) Filtros realizados para obtener la muestra inicial de 2.123 empresas:

- Filtro 1: Elimina empresas en que los gastos de personal son 0 y el total de personal fijo medio más número de personas no fijas no es 0 y viceversa.
- Filtro 2: Elimina empresas que no contestan a un mínimo de cinco cuestionarios consecutivos.
- Filtro 3: Elimina empresas públicas. Una empresa es pública, si la suma de la participación directa más indirecta del sector público es superior al 50%, ó la variable 969 (clasificación de empresas del sector público) es distinta de 0.
- Filtro 4: Elimina empresas que no pertenecen a sectores industriales no energéticos. Una empresa es industrial no energética, si, en todos los años de la muestra y en las cinco CNAE que declara aparece una actividad industrial (CNAE comprendida entre 200 y 500); o bien, si, para cada uno de los años en que se dispone de información, tiene más de un 50% de sus actividades (obtenidas sumando los porcentajes de CNAE que son industriales no energéticas) en sectores industriales no energéticos.

2) Filtros realizados a partir de la muestra de 2.123 empresas.

- Filtro 5: Elimina empresas con ventas netas igual a 0 en algún año de la muestra. (Elimina 21 empresas).
- Filtro 6: Elimina empresas con inmovilizado material neto igual a 0 en algún año de la muestra. (Elimina 76 empresas).
- Filtro 7: Elimina empresas con amortización acumulada del inmovilizado material igual a 0 en algún año de la muestra. (Elimina 132 empresas).
- Filtro 8: Elimina empresas para las que las variaciones del inmovilizado material son mayores que tres veces el inmovilizado material neto inicial. (Elimina 105 empresas).
- Filtro 9: Elimina empresas con valor de producción igual a 0 en algún año de la muestra. (Elimina 12 empresas).

Filtro 10: Elimina empresas para las que la dotación de amortizaciones es igual a 0 en algún año de la muestra.
(Elimina 195 empresas).

Los filtros 5 al 10 se han aplicado uno a uno sobre la muestra inicial, y su intersección elimina 317 empresas⁶. Es decir, se dispone de 1.806 empresas que pasan los filtros 1 al 10.

3. Clasificación de las empresas por sectores

A continuación, se ha procedido a clasificar a las empresas por sectores. Dado que la unidad de estudio es la industria, definida como un conjunto de empresas que producen un bien homogéneo, interesa la clasificación más desagregada posible para la que existan datos de otras fuentes que se utilizan junto con la información de la Central de Balances. Puesto que la principal fuente de otros datos relevantes es la Encuesta Industrial, elaborada por el Instituto Nacional de Estadística, inicialmente se adoptó la clasificación en 89 sectores industriales que allí se utiliza. Dado que la muestra solo incluye empresas industriales no energéticas, en principio la clasificación es en 81 sectores, del 9 al 89 de la Encuesta Industrial. Sin embargo, puesto que la información de la Central de Balances es de CNAE a tres dígitos, se impone la agregación de los sectores de la Encuesta Industrial que diferencian entre cuatro dígitos de la CNAE. Concretamente, se impone la agregación de los sectores 19 al 22, "Fabricación de productos químicos básicos"; 24 al 26, "Fabricación de productos químicos destinados a la industria"; 28 al 30, "Fabricación de otros productos químicos destinados al consumo final", y 58 y 59, "Industrias de alcoholes etílicos de fermentación".

Vamos a llamar empresas puras a las que declaran en cada uno de los años en que contestan al cuestionario que el 100% de su actividad pertenece al mismo sector. Hay 1.493 empresas puras. Por el contrario, empresas mixtas son las que, para algún año, declaran que su actividad

⁶ Para los filtros 5, 6, 7, 9 y 10, se han mantenido empresas que tengan 0 para el primer año de la base en que contestan por primera vez, siempre y cuando el número de observaciones resultantes sea igual o mayor que cinco.

se reparte entre diferentes sectores. Hay 311 empresas mixtas.⁷ De las 1.493 empresas puras, hay empresas que pertenecen a diferentes sectores en los distintos años de la muestra. En principio, aproximadamente un 18% de las empresas puras cambia su actividad a lo largo de la muestra. La información que publica la Central de Balances sobre empresas comunes a nivel sectorial elimina empresas que cambian de un año a otro su actividad. Sin embargo, esta selección puede sesgar endógenamente la muestra en el estudio que se considera. El problema es que un cambio en el sector puede deberse a diversas razones, entre las que es imposible establecer diferencias con la información disponible; por ejemplo, puede deberse a:

- a) Un error en la asignación del sector, que se corrige a instancias de la propia empresa en el año en que se detecta, pero no en años anteriores si la base de datos para ese año se considera cerrada. (Aunque parece que esto ocurre más frecuentemente en el sector servicios).
- b) Una respuesta aproximada de la persona que completa el cuestionario, y que no quiere o no puede desglosar la actividad de la empresa en diferentes actividades.
- c) Un cambio efectivo de actividad productiva, que supone un cambio de sector.

La inspección de las empresas puras que cambiaban de sector en los diferentes años de la muestra mostró que se repetía a menudo la variación de sector entre algunos muy concretos, de actividades muy similares; para evitar la incidencia de la manipulación de la muestra que se realiza a continuación, se ha optado por agregar algunos sectores de la Encuesta Industrial: aquellos entre los que más empresas variaban su actividad de un año a otro y que realizaban actividades similares, siguiendo, en la mayoría de los casos, la clasificación propuesta por la Central de Balances. Concretamente, se agregaron los sectores de la Encuesta Industrial:

⁷ Hay dos empresas que se eliminan: una de ellas, porque declara un sector inexistente, y otra, porque su porcentaje no suma 100.

- Sectores 19 al 22 (ya agregados en "Química básica") y 24 al 26 (ya agregados en "Química industrial") en "Química básica industrial".
- Sectores 31 a 34, en "Industrias metálicas".
- Sectores 65 a 68, en "Industrias textiles".
- Sectores 69 y 70, en "Curtidos y cueros".
- Sectores 72 y 73, en "Confección en serie y a medida".
- Sectores 75 y 76, en "Aserrado e industria de la madera".
- Sectores 80 y 81, en "Papel y cartón".
- Sectores 83 y 84, en "Caucho y plástico".

Aproximadamente, un 10% de las empresas puras siguen cambiando de sector de un año a otro, a pesar de la agregación. La inspección individualizada de estas empresas pone de manifiesto que, en la mayoría de los casos, los cambios ocurren entre sectores muy relacionados⁸, pero sin que se observe un aumento de la inversión ni un cambio brusco en el valor de producción; esto parece indicar que no se trata de un cambio de actividad, sino que los problemas de clasificación hacen que en años diferentes las empresas se incluyan en actividades diferentes, bien porque los distintos sectores están poco diferenciados, o bien porque se trata de empresas multiproducto que no desglosan su actividad como se les pide, y simplemente la composición de su producto ha variado y declaran que producen el bien mayoritario. En este punto se consideraron dos posibles soluciones:

- a) Continuar la agregación de sectores para minimizar el número de empresas que cambian su actividad. Sin embargo, hay mucha dispersión entre las empresas, en el sentido de que habría que realizar muchas agregaciones, y entre sectores cada vez más dispares para reducir significativamente el número de empresas que cambian su actividad.
- b) Incluir las empresas que declaran que durante cinco años consecutivos realizan la misma actividad, considerándolas como si únicamente contestaran a la Encuesta en esos años, y

⁸Por ejemplo, hay muchos cambios entre los sectores químicos y entre textiles y confección.

eliminando al resto de las empresas. De esta manera, se eliminan 97 empresas. Esta es la solución que se adoptó. Quedan 1.396 empresas que corresponden a la muestra que se utiliza en este trabajo.

Cuadro 1

DISTRIBUCIÓN DE LAS EMPRESAS POR SECTORES DE LA ENCUESTA INDUSTRIAL Y DE CONTABILIDAD NACIONAL, BASE 80, MUESTRA 1.396 EMP.			
Sectores Enc. Industrial	Nº empresas	Sectores Cont. Nacional	Nº empresas
9	4		
10	12	3.1	23
11	7		
12	9		
13	11		
14	8		
15	22	3.2	116
16	14		
17	10		
18	42		
19-20-21-22-24-25-26	71		
23	8	3.3	171
27	63		
28-29-30	29		
31-32-33-34	127		
35	8	3.4	135
36	5		
37	84	3.5	89
38	-	3.6	3
	(+ sector EI 46)		

Cuadro 1

(continuación)

**DISTRIBUCIÓN DE LAS EMPRESAS POR SECTORES DE LA ENCUESTA
INDUSTRIAL Y DE CONTABILIDAD NACIONAL, BASE 80, MUESTRA 1.396 EMP.**

Sectores Enc. Industrial	Nº empresas	Sectores Cont. Nacional	Nº empresas
39	53		
40	21	3.7	74
41	52	3.8	52
42	4		
43	6		
44	—	3.9	15
45	5		
46	3		
47	5		
48	39	3.10	39
49	18	3.11	18
50	29		
51	12		
52	17		
53	15	3.12	115
54	4		
55	11	(+ sector EI 47)	
56	9		
57	13		
58-59	7		
60	26		
61	—	3.13	59
62	5		
63	21		

Cuadro 1

(continuación)

DISTRIBUCIÓN DE LAS EMPRESAS POR SECTORES DE LA ENCUESTA INDUSTRIAL Y DE CONTABILIDAD NACIONAL, BASE 80, MUESTRA 1.396 EMP.			
Sectores Enc. Industrial	Nº empresas	Sectores Cont. Nacional	Nº empresas
64	—	3.14	—
65-66-67-68	127	3.15	127
69-70	23		
71	24	3.16	47
72-73	46		
74	—		46
75-76	29		
77	8	3.17	52
78	—		
79	15		
80-81	48		
82	58	3.18	105
83-84	77	3.19	77
85	12		
86	2	3.20	32
87	—		
88	11		
89	7		

Cuadro 2

COBERTURA DE LA MUESTRA DE 1.396 EMPRESAS DE LA CATE SOBRE EL TOTAL DE SECTORES INDUSTRIALES NO ENERGÉTICOS DE LA ENCUESTA INDUSTRIAL, PARA VALOR DE PRODUCCIÓN, Y NÚMERO DE EMPRESAS PARA CADA AÑO DE LA MUESTRA.						
Año	1983	1984	1985	1986	1987	1988
Cobertura	18,2	20,0	21,5	22,6	22,7	21,9
nº empresas	993	1.165	1.396	1.396	1.316	1.202

Cuadro 3

ESTADÍSTICOS DEL MARGEN PARA LAS EMPRESAS DE LA MUESTRAS DIVIDIDAS EN TRES GRUPOS, SEGÚN EL VALOR MEDIO DE CAPITAL SOBRE VALOR DE PRODUCCIÓN, K_1/VP_1 , PARA EL TOTAL DE LA MUESTRA						
	1983	1984	1985	1986	1987	1989
$K_1/VP_1 \leq 0,188$	0,096	0,087	0,093	0,132	0,134	0,127
$0,188 < K_1/VP_1 \leq 0,363$	0,120	0,110	0,110	0,133	0,134	0,137
$K_1/VP_1 > 0,363$	0,094	0,100	0,119	0,107	0,123	0,103
<u>Total</u>	0,100	0,100	0,107	0,125	0,127	0,123
						0,115 (0,076)

Notas: • Medias aritméticas y entre paréntesis, desviación estándar.
• "Media grupo" se refiere a la media de todas las empresas del grupo en todos los años.

Cuadro 4

ESTADÍSTICOS DEL MARGEN PARA LAS EMPRESAS DE LA MUESTRA DIVIDIDAS EN TRES GRUPOS, SEGÚN EL VALOR MEDIO DE PARTICIPACIÓN EN EL MERCADO, s_1 , Y PARA EL TOTAL DE LA MUESTRA

	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	Media grado	nº empresas
$s_1 \leq 0,107$	0,101	0,105	0,096	0,111	0,130	0,120	0,100	0,113 (0,077)	465
$0,107 < s_1 \leq 0,348$	0,108	0,082	0,117	0,130	0,124	0,132	0,129	0,113 (0,067)	465
$s_1 > 0,348$	0,102	0,109	0,110	0,136	0,138	0,113	0,113	0,119 (0,085)	466
<u>Total</u>	0,100	0,100	0,107	0,125	0,127	0,123	0,115	0,115 (0,076)	1.396

Notas: Ver Cuadro 3.

Cuadro 5

ESTADÍSTICOS DEL NÚMERO PARA LAS EMPRESAS DE LA MUESTRA DIVIDIDAS EN TRES GRUPOS, SEGÚN EL VALOR MEDIO DE CONCENTRACIÓN CR _j Y PARA EL TOTAL DE LA MUESTRA.						
	1983	1984	1985	1986	1987	1988
CR_j ≤ 11	0,100	0,102	0,115	0,141	0,136	0,117
11 < CR_j ≤ 16	0,104	0,097	0,103	0,127	0,119	0,132
CR_j > 16	0,106	0,098	0,105	0,111	0,137	0,116
Total	0,100	0,100	0,107	0,125	0,127	0,123
						0,115
						(0,076)
						1.396
Media grupo						
nº empresas						

Notas: Ver Cuadro 3.

Cuadro 6

Modelos estimados a partir de las ecuaciones (8) y (9), sin incluir variables ficticias industriales.							
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)
$s_{1t} \frac{VP_{1t}}{K_{1t}}$	2,124 (8,4)	2,139 (5,3)	2,478 (5,8)	2,192 (4,8)	1,609 (3,6)		
$s_{1t} CR_{1t} \frac{VP_{1t}}{K_{1t}}$			-0,008 (-1,1)	-0,002 (-0,2)	-0,019 (-2,1)		
$s^2_{1t} \frac{VP_{1t}}{K_{1t}}$		-0,925 (-4,0)		-0,902 (-3,6)			
$CR_{1t} \frac{VP_{1t}}{K_{1t}}$				0,005 (3,8)			
m_1	-4,3	-4,3	-4,3	-4,3	-4,3	-3,3	
m_2	-1,5	-1,5	-1,6	-1,5	-1,5	-0,8	
XS	0,4392	0,4389	0,4390	0,4391	0,4391	0,4401	
Sargan	33,2 (23)*	28,5 (22)*	33,2 (22)*	28,3 (21)*	28,3 (21)*	20,0 (21)*	
Wald test fictic. temporales	97,6 (5)	103,4 (5)	63,0 (5)	70,5 (5)	94,7 (5)		

Notas:

- Todos los modelos están estimados en primeras diferencias, por el Método Generalizado de Momentos (T-ratios en paréntesis).
- El subíndice 1 (1) se refiere a empresa (industrial).
- Se han utilizado como instrumentos los retardos a partir de $t-2$ de s_1 y VP_1 , siendo 3 el número máximo de restricciones en los momentos utilizados en cada sección cruzada.
- Se ha probado la existencia de correlación de primer (segundo) orden.
- m_1 (m₁) es un test N(0,1) de los residuos.
- XS es el error estándar de los residuos.
- Sargan es un test X² sobre la validez de los instrumentos (grados de libertad entre paréntesis). * significa que se acepta la hipótesis nula de validez de los instrumentos.
- Wald test de ficticias temporales es un test X² sobre la significatividad conjunta de las ficticias temporales (grados de libertad entre paréntesis).
- 1.396 empresas y 6.072 observaciones; período temporal 1985-89.

Cuadro 7

Modelos estimados a partir de las ecuaciones (8) y (9), incluyendo variables ficticias industriales. Variable dependiente, Ran_{it} .					
	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)
$S_{it} \frac{VP_{it}}{K_{it}}$	1,823 (9,2)	1,792 (5,4)	2,402 (6,0)	2,204 (5,1)	2,205 (4,7)
$S_{it} CR_{jt} \frac{VP_{it}}{K_{it}}$			-0,012 (-1,5)	-0,012 (-1,5)	-0,031 (-2,8)
$S^2_{it} \frac{VP_{it}}{K_{it}}$		-0,797 (-5,1)		-0,768 (-5,1)	
$CR_{jt} \frac{VP_{it}}{K_{it}}$				0,004 (3,6)	
m_1	-4,7	-4,6	-4,7	-4,6	-4,5
m_2	-1,8	-1,8	-1,8	-1,8	-1,3
ES	0,4420	0,4364	0,4364	0,4363	0,4153
Sargan	35,5 (23)	31,9 (22)*	36,2 (22)	30,3 (21)*	24,3 (21)*
Wald test fictic. temporales	95,7 (5)	106,7 (5)	65,9 (5)	68,8 (5)	91,0 (5)
Wald test fictic. Industriales	201,3 (53)	182,8 (53)	184,9 (53)	162,8 (53)	197,5 (53)

Notas: Ver Cuadro 6.

Cuadro 8

Resumen de las estimaciones de los cuadros (6) y (7)	
Hipótesis	Res _i = f $\left(s_i \frac{VP_i}{K_i}, s_i CR_j \frac{VP_i}{K_i}, s_i^2 \frac{VP_i}{K_i}, CR_j \frac{VP_i}{K_i} \right)$ Modelo
$\left\{ \begin{array}{l} \lambda_j = \lambda \\ \gamma = 0 \end{array} \right.$ Cournot	
$\lambda_j = \lambda$ $\gamma \neq 0$	+ * (a)
$\lambda_j = f(CR_j)$, $\gamma = 0$	+ * (b)
$\lambda_j = f(CR_j)$, $\gamma \neq 0$	+ * (c)
Stackelberg	- * (d)
	+ * (e)

Nota: * Significa que el coeficiente es significativo al 5%.

BIBLIOGRAFÍA

- Arellano, M. y Bond, S. (1988), "Dynamic Panel Data Estimation Using DPG: Guide for Users", Working Paper 88/15, The Institute for Fiscal Studies, London.
- Bain, J.J. (1951), "Relation of Profit Rate to Industry Concentration: American Manufacturing, 1936-1940", Quarterly Journal of Economics, 65, págs. 293-324.
- Clarke, R. y Davies, S. W. (1982), "Market Structure and Price-Cost margins", Economica, 49, págs. 277-287.
- Cowling, K. y Waterson, M. (1976), "Price Cost Margins and Market Structure", Economica, 43, págs. 267-274.
- 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.
- Hernando, I. y Vallés, J. (1991), "Inversión y Restricciones Financieras: Evidencia en las Empresas Manufacturadoras Españolas", Documento de Trabajo nº 9113 del Banco de España.
- Jaumandreu, J. y Mato, G. (1987), "Margins, Concentration and Advertising: a Panel Data Analysis", Documento de Trabajo 8706, Fundación Empresa Pública.
- Schmalensee, R. (1987), "Collusion versus differential Efficiency: Testing Alternative Hypotheses", Journal of Industrial Economics 35, págs. 399-425.
- Schmalensee, R. (1989), "Inter-industry Studies of Structure and Performance", en Schmalensee y Willig (eds.), Handbook of Industrial Organization, North-Holland.

Salinger, M. (1990), "The Concentration-Margins Relationship Reconsidered", Brooking Papers (Microeconomics), págs. 287-335.

Salinger, M. y Summers, L. (1983), "Tax Reform and CorporateInvestment: A Microeconomic Simulation Study", en Martín Feldstein (ed.), Behavioral Simulation Methods in Tax Policy Analysis, University or Chicago Press, págs. 247-281.

Smirlock, M. (1985), "Evidence on the (non) Relationship between Concentration and Profitability in Banking", Journal of Money, Credit and Banking, 17, págs. 69-83.

Stigler, G. J. (1964), "A Theory of Oligopoly", Journal of Political Economy, 72, págs. 44-61.

DOCUMENTOS DE TRABAJO (1)

- 9201 **Pedro Martínez Méndez:** Tipos de interés, impuestos e inflación.
- 9202 **Víctor García-Vaquero:** Los fondos de inversión en España.
- 9203 **César Alonso y Samuel Bentolila:** La relación entre la inversión y la «Q de Tobin» en las empresas industriales españolas. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9204 **Cristina Mazón:** Márgenes de beneficio, eficiencia y poder de mercado en las empresas españolas.
- 9205 **Cristina Mazón:** El margen precio-coste marginal en la encuesta industrial: 1978-1988.
- 9206 **Fernando Restoy:** Intertemporal substitution, risk aversion and short term interest rates.
- 9207 **Fernando Restoy:** Optimal portfolio policies under time-dependent returns.
- 9208 **Fernando Restoy and Georg Michael Rockinger:** Investment incentives in endogenously growing economies.
- 9209 **José M. González-Páramo, José M. Roldán y Miguel Sebastián:** Cuestiones sobre política fiscal en España.
- 9210 **Ángel Serrat Tubert:** Riesgo, especulación y cobertura en un mercado de futuros dinárrico.
- 9211 **Soledad Núñez Ramos:** Fras, futuros y opciones sobre el MIBOR.
- 9212 **Federico J. Sáez:** El funcionamiento del mercado de deuda pública anotada en España.
- 9213 **Javier Santillán:** La idoneidad y asignación del ahorro mundial.
- 9214 **María de los Llanos Matea:** Contrastes de raíces unitarias para series mensuales. Una aplicación al IPC.
- 9215 **Isabel Argimón, José Manuel González-Páramo y José María Roldán:** Ahorro, riqueza y tipos de interés en España.
- 9216 **Javier Azcárate Aguilar-Amat:** La supervisión de los conglomerados financieros.
- 9217 **Olympia Bover:** Un modelo empírico de la evolución de los precios de la vivienda en España (1976-1991). (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9218 **Jeroen J. M. Kremers, Neil R. Ericsson and Juan J. Dolado:** The power of cointegration tests.
- 9219 **Luis Julián Álvarez, Juan Carlos Delrieu y Javier Jareño:** Tratamiento de predicciones conflictivas: empleo eficiente de información extramuestral. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9220 **Fernando C. Ballabriga y Miguel Sebastián:** Déficit público y tipos de interés en la economía española: ¿existe evidencia de causalidad?
- 9221 **Fernando Restoy:** Tipos de interés y disciplina fiscal en uniones monetarias. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9222 **Manuel Arellano:** Introducción al análisis econométrico con datos de panel.
- 9223 **Ángel Serrat:** Diferenciales de tipos de interés onshore/offshore y operaciones swap.
- 9224 **Ángel Serrat:** Credibilidad y arbitraje de la peseta en el SME.
- 9225 **Juan Ayuso y Fernando Restoy:** Eficiencia y primas de riesgo en los mercados de cambio. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9226 **Luis J. Álvarez, Juan C. Delrieu y Antoni Espasa:** Aproximación lineal por tramos a comportamientos no lineales: estimación de señales de nivel y crecimiento.
- 9227 **Ignacio Hernando y Javier Vallés:** Productividad, estructura de mercado y situación financiera.
- 9228 **Ángel Estrada García:** Una función de consumo de bienes duraderos.
- 9229 **Juan J. Dolado and Samuel Bentolila:** Who are the insiders? Wage setting in spanish manufacturing firms.
- 9301 **Emiliano González Mota:** Políticas de estabilización y límites a la autonomía fiscal en un área monetaria y económica común.
- 9302 **Anindya Banerjee, Juan J. Dolado and Ricardo Mestre:** On some simple tests for cointegration: the cost of simplicity.
- 9303 **Juan Ayuso y Juan Luis Vega:** Agregados monetarios ponderados: el caso español. (Publicada una edición en inglés con el mismo número.)
- 9304 **Ángel Luis Gómez Jiménez:** Indicadores de la política fiscal: una aplicación al caso español.
- 9305 **Ángel Estrada y Miguel Sebastián:** Una serie de gasto en bienes de consumo duradero.

- 9306** **Jesús Briones, Ángel Estrada e Ignacio Hernando:** Evaluación de los efectos de reformas en la imposición indirecta
- 9307** **Juan Ayuso, María Pérez Jurado y Fernando Restoy:** Indicadores de credibilidad de un régimen cambiario: el caso de la peseta en el SME.
- 9308** **Cristina Mazón:** Regularidades empíricas de las empresas industriales españolas: ¿existe correlación entre beneficios y participación?

(1) Los Documentos de Trabajo anteriores a 1992 figuran en el catálogo de publicaciones del Banco de España.

Información: Banco de España
Sección de Publicaciones. Negociado de Distribución y Gestión
Teléfono: 338 51 80
Alcalá, 50. 28014 Madrid