

# IDENTIFICACIÓN DEL PODER DE MERCADO: ESTIMACIONES PARA LA INDUSTRIA ESPAÑOLA

ELENA HUERGO

*Fundación Empresa Pública  
Universidad Complutense de Madrid*

*Este trabajo aborda la identificación y estimación de márgenes precio-coste marginal y de coeficientes de economías de escala; para ello, siguiendo a Chirinko y Fazzari (1994) se utilizan las ecuaciones de Euler que resumen el comportamiento óptimo de una empresa que maximiza su valor esperado de mercado y que distingue entre factores de producción variables y cuasi-fijos. Los resultados obtenidos para una muestra de empresas para 14 sectores manufactureros españoles durante el período 1983-1990 apoyan la existencia de poder de mercado en nueve de las industrias estudiadas. El poder de mercado está asociado al grado de homogeneidad de la función de producción, de forma que los sectores con márgenes significativamente positivos tienden a mostrar rendimientos a escala crecientes. (JEL D40, D92, L60)*

## 1. Introducción

La literatura empírica interesada en la identificación del poder de mercado proporciona una gran variedad de enfoques alternativos. Los trabajos realizados en el marco del paradigma clásico Estructura-Conducta-Resultados (ECR) defienden el estudio de la relación entre medidas directamente observables de la estructura y de los resultados de las industrias como forma de captar la existencia de colusión entre los productores. La validez de esta metodología depende fuertemente de los supuestos que se realicen sobre la capacidad de los indicadores de

Quisiera agradecer los comentarios de José Carlos Fariñas y del resto de miembros del Programa de Investigaciones Económicas de la Fundación Empresa Pública, que han contribuido a mejorar el contenido de este trabajo. Las sugerencias de Miguel Delgado sobre las cuestiones econométricas, así como las del director de la revista y dos evaluadores anónimos, han sido especialmente valiosas. Además, este artículo se ha beneficiado de la excelente labor de depuración de datos y descripción de variables realizada en Esperanza Gracia (1996). Cualquier error que pudiera subsistir es de mi exclusiva responsabilidad.

resultados disponibles para reflejar de modo adecuado las rentas de monopolio. En este sentido, la creciente desconfianza hacia las medidas de resultados de naturaleza contable para reflejar correctamente el rendimiento económico y la dificultad de aproximar el índice de Lerner, dada la inobservabilidad del coste marginal, han favorecido el desarrollo de nuevos enfoques.

Una línea alternativa, que Bresnahan ha denominado Nueva Organización Industrial Empírica (NOIE), propone como respuesta el diseño de procedimientos que permitan la estimación efectiva de los márgenes precio-coste. Estos procedimientos tienen en común la utilización de modelos econométricos estructurales, aunque difieren según la información requerida, el método de estimación, o los supuestos explícitos que mantienen<sup>1</sup>.

El presente trabajo se inscribe dentro de la NOIE y tiene como objetivo la identificación y estimación de los márgenes empresariales correspondientes a un conjunto relevante de sectores industriales españoles, en un contexto que diferencia entre factores variables y cuasi-fijos bajo el supuesto de que los últimos implican costes de ajuste. La identificación de los parámetros de poder de mercado se produce a partir de las ecuaciones de Euler que caracterizan el comportamiento óptimo a corto y medio plazo de empresas que maximizan el valor esperado de sus flujos de tesorería futuros y, por tanto, tienen en cuenta el largo plazo. Este último es el plazo adecuado si el análisis pretende servir de base para la política de defensa de la competencia, ya que en este caso lo relevante es distinguir entre las distorsiones monopolísticas permanentes y los excesos de beneficios transitorios que el propio mercado puede contrarrestar mediante, por ejemplo, la entrada de empresas y la movilidad intraindustrial. Adicionalmente, en el trabajo se obtienen valores para el grado de homogeneidad de la función de producción, lo que permite analizar la asociación de comportamientos no competitivos con la presencia de rendimientos no constantes de escala y discernir si son razones tecnológicas las que están en el origen del poder de mercado.

La metodología utilizada toma como referencia concreta el modelo de Chirinko y Fazzari (1994). La disponibilidad de información de los mercados financieros permite a estos autores añadir a las ecuaciones

<sup>1</sup> Geroski (1988), Bresnahan (1989) y, más recientemente, Hyde y Perloff (1995), resumen las alternativas que ofrece la NOIE para la identificación del poder de mercado.

de Euler la condición de transversalidad del problema en la forma de una ecuación adicional para la  $q$  de Tobin. Esta última constituye un indicador de resultados extraordinarios de largo plazo dado que refleja cómo el mercado capitaliza el flujo de beneficios esperados. Por limitaciones en la información disponible, este trabajo no integra variables financieras en la estimación, aunque sí se utiliza la ecuación teórica de la  $q$  de Tobin para comparar los coeficientes obtenidos respecto a una hipotética situación de equilibrio competitivo de largo plazo. Se especifica una parametrización concreta de los márgenes precio-coste que permite estimar indicadores de poder de mercado individuales por empresa y año, facilitando el estudio de las diferencias intra e intersectoriales, así como el análisis de los patrones cíclicos en el comportamiento de los márgenes. Los resultados que se presentan corresponden a un conjunto de sectores industriales españoles que, aunque reducido en número, puede considerarse significativo en cuanto a su representatividad y a la tipología de bienes que incluye.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En el segundo apartado se resume el modelo, así como las formas funcionales específicas para la tecnología y los márgenes empresariales utilizadas en la estimación. El tercer apartado recoge los resultados obtenidos al aplicar la metodología descrita a 14 sectores manufactureros españoles en el período 1983-1990. Finalmente, el cuarto apartado resume las principales conclusiones.

## 2. El modelo

Este modelo está basado en Chirinko y Fazzari (1994). Se considera una empresa que elige las cantidades de factores cuasi-fijos y el nivel de producción que maximiza la suma descontada de sus beneficios esperados, definidos como la diferencia entre ingresos y costes corrientes. Este problema puede escribirse como:

$$\begin{aligned} \underset{\{K_t, Y_t\}}{\text{Max}} \quad V_{T-1} = & E_{T-1} \left\{ \sum_{t=T}^{\infty} R_{Tt} (G[Y_t : Z_t^D, u_t^D] Y_t - \right. \\ & \left. w_t F[K_t, Y_t, i_t^n : u_t^T] - v_{it}) \right\} \end{aligned} \quad [1]$$

donde  $E_{T-1}\{\cdot\}$  es el operador de expectativas condicionado a la información disponible al final de  $T-1$  y  $R_{Tt} = \prod_{m=T}^t (1+r_m)^{-1}$  es el factor

de descuento entre los períodos  $T$  y  $t$ , siendo  $r_m$  la tasa de descuento del período  $m$ . La empresa se enfrenta a una función de demanda,  $p_t = G[Y_t : Z_t^D, u_t^D]$ , decreciente en el nivel de producción,  $Y_t$ . Esta función puede depender de otras variables observables independientes de las variables de decisión,  $Z_t^D$ , y de shocks,  $u_t^D$ , conocidos por las empresas. El flujo de factor variable,  $l_t = F[K_t, Y_t, i_t^n : u_t^T]$ , viene determinado por una función inversa de producción que es decreciente en el stock de factor cuasi-fijo,  $K_t$ , creciente en el nivel de producción,  $Y_t$ , creciente en los costes de ajuste derivados de la inversión neta realizada,  $i_t^n = K_t - K_{t-1}$ , y dependiente, además, del efecto del shock tecnológico favorable  $u_t^T$ . Se supone adicionalmente que la función inversa de producción es homogénea de grado uno en  $i_t^n$ ,  $Y_t^{(1+\eta)}$  y  $K_t$ .<sup>2</sup> El incremento bruto del stock de capital del factor cuasi-fijo se define mediante la expresión  $i_t = K_t - (1 - \delta)K_{t-1}$ .<sup>3</sup> Los factores variables y cuasi-fijos se adquieren en cada período en mercados competitivos, respectivamente a precios  $w_t$  y  $v_t$ .

Resolviendo el problema de maximización intertemporal en [1] se obtienen las condiciones que caracterizan el óptimo en el período  $t$ :

$$E_{t-1} \{ - \{ v_t - R_{t+1,t+1}(1 - \delta)v_{t+1} \} - \{ w_t F_i[t] - R_{t+1,t+1}w_{t+1}F_i[t+1] \} + \lambda_t \} = 0, \quad [2]$$

$$E_{t-1} \{ p_t(1 - \theta_t) - w_t F_Y[t] \} = 0, \quad [3]$$

donde

$$\begin{aligned} \lambda_t &= -w_t F_K[t], \\ F_i[\cdot] &\geq 0, F_K[\cdot] \leq 0, F_Y[\cdot] \geq 0, \\ \text{y } \theta_t &= -(\partial G[t]/\partial Y_t)(Y_t/p_t) \geq 0. \end{aligned}$$

<sup>2</sup>Por tanto, la función de producción en la forma habitual  $Y_t = H(l_t, K_t, i_t^n : u_t^T)$  es homogénea de grado  $(1 + \eta)$  en los factores.

<sup>3</sup>Chirinko y Fazzari asocian la existencia de costes de ajuste a la inversión bruta realizada y suponen además que la nueva inversión comienza a depreciarse inmediatamente en el período  $t$ . En este trabajo se considera, sin embargo, que la inversión de reposición no genera costes de ajuste. Adicionalmente, se establece el supuesto de depreciación al final del período, que parece más adecuado con el método de construcción de las series de capital utilizadas.

Dado que la variación del capital está sujeta a costes de ajuste, la ecuación [2] refleja cómo los beneficios derivados de la inversión igualan los costes de la misma. La ecuación [3] recoge la igualdad entre ingreso y coste marginal y de ella se deriva la oferta de producto. En esta expresión,  $\theta_t$  puede interpretarse como un índice de Lerner que refleja la diferencia porcentual entre el precio ( $p_t$ ) y el coste marginal ( $w_t F_y[t]$ ). Este índice varía entre cero y uno, e indica la presencia de poder de mercado *específico* de la empresa.

La estimación del sistema de dos ecuaciones formado por las condiciones de Euler [2] y [3], con datos de empresas pertenecientes al mismo sector, requiere, en primer lugar, una especificación concreta de la forma de la función de producción. Se ha elegido una función inversa de producción translogarítmica, que permite un mayor conjunto de posibilidades de sustitución entre los factores. Adicionalmente, se supone que la función es separable en los costes de ajuste, que a su vez son cuadráticos en la inversión, y que el shock tecnológico,  $u_t^T$ , entra linealmente en logaritmos. Por tanto, la función de producción viene definida de la forma siguiente:

$$\begin{aligned} \text{Ln}(l_{jt}) = & \alpha_j + \alpha_Y \text{Ln}(Y_{jt}) + \alpha_K \text{Ln}(K_{jt}) + \\ & \frac{\beta_{YY}}{2} (\text{Ln}(Y_{jt}))^2 + \frac{\beta_{KK}}{2} (\text{Ln}(K_{jt}))^2 + \\ & \beta_{YK} \text{Ln}(Y_{jt}) \text{Ln}(K_{jt}) + \frac{\gamma_K}{2} \left( \frac{i_{jt}^n}{K_{jt}} \right) + u_{jt}^T \end{aligned} \quad [4]$$

donde el subíndice  $j$  hace referencia a la empresa, y  $\alpha_j$  recoge la ventaja tecnológica que puede disfrutar una empresa concreta (constante en el período analizado). Excepto para el término  $\alpha_j$ , se supone que la tecnología es accesible e idéntica para todas las empresas del sector. Por otra parte, el supuesto de homogeneidad de grado  $(1 + \eta)$  de la función de producción implica las siguientes restricciones entre los parámetros:

$$\alpha_Y = \frac{(1 - \alpha_K)}{(1 + \eta)}, \quad \beta_{YY} = \frac{\beta_{KK}}{(1 + \eta)^2}, \quad \beta_{YK} = \frac{\beta_{KK}}{(1 + \eta)} \quad [5]$$

En segundo lugar, la identificación de los parámetros de comportamiento obliga a parametrizar los márgenes precio-coste marginal. Nótese que en la expresión [3] el índice de Lerner constituye un elemento

inobservable con dimensión individual y temporal. Con el objeto de obtener valores del margen precio-coste para cada empresa y año a partir de la estimación de un número reducido de coeficientes, en este trabajo se hace depender el índice de Lerner de un componente específico de la empresa,  $\theta_j$ , y un componente cíclico,  $\theta_T$ :

$$\theta_{jt} = \theta_j S_{jt} + \theta_T \tilde{y}_t \quad [6]$$

donde  $S_{jt} = p_{jt}Y_{jt}/p_tY_t$  es la cuota de participación de las ventas de la empresa en el mercado, e  $\tilde{y}_t = (Y_t/Y_{t-1}) - \sum_{t=1}^T (Y_t/Y_{t-1})/T$  es la desviación anual del cambio porcentual en la producción del sector respecto a su media durante el período muestral.

Las condiciones de identificabilidad del sistema requieren que al menos una de las variables incluidas en la parametrización presente variabilidad individual y temporal.<sup>4</sup> Desde un punto de vista teórico, el conjunto de variables que tradicionalmente se han asociado al poder de mercado es muy amplio, ocupando un lugar destacado en el mismo la cuota de participación de las empresas.<sup>5</sup> La evidencia empírica para la industria española apoya, además, la hipótesis de una asociación positiva entre ambas variables.<sup>6</sup> Ambas razones han hecho que se haya optado por una modelización que incluye la cuota de mercado de modo directo en la estimación de los márgenes, a diferencia de la utilizada por Chirinko y Fazzari (1994), en la que el componente específico de la empresa aparece dividido por la cuota de mercado con el objeto de captar directamente la contribución de esta variable al índice de Lerner agregado para la industria. En este sentido, cabe señalar que, si la cuota de mercado está correlacionada positivamente con el margen precio-coste marginal, la especificación propuesta por Chirinko y Fazzari tenderá a proporcionar estimaciones negativas de

<sup>4</sup>Nótese que, si se parametriza el índice de Lerner como un efecto estrictamente individual  $\theta_{jt} = \theta_j$ , la estimación aislada de la ecuación de Euler para la producción tiene la solución trivial  $\alpha_K = 1, \beta_{KK} = 0, \theta_j = 1$  y  $\eta = 0$ , pero también  $\alpha_K = 0, \beta_{KK} = 0, \theta_j = 1$ , siendo  $\eta$  cualquier valor distinto de  $-1$ , lo que pone de manifiesto el problema de identificación que se produce en este contexto.

<sup>5</sup>Véanse a este respecto los trabajos de Schmalensee (1987), Harris (1988) o Martin (1993).

<sup>6</sup>Los resultados obtenidos por Gracia (1996) para la industria española, con distinta metodología pero misma fuente de datos y período de referencia de este trabajo, apoyan la hipótesis de que la cuota es la variable con mayor impacto sobre los márgenes empresariales.

dicho componente, pudiendo incumplirse la restricción  $\theta_{jt} \geq 0$  que se establece en el modelo teórico.<sup>7</sup>

Por último, se añade a las anteriores parametrizaciones el supuesto de expectativas racionales, que hace los errores que cometen las empresas al realizar sus expectativas independientes respecto a todas las variables incluidas en el conjunto de información disponible en el momento de formularlas. Este supuesto permite sustituir los valores desconocidos en  $t$  por sus realizaciones más un término de error ortogonal al conjunto de información accesible en  $t - 1$ .<sup>8</sup>

Las ecuaciones de Euler [2] y [3], una vez incorporados los supuestos y parametrizaciones indicados, junto con las restricciones de homogeneidad de la función de producción recogidas en [5], dan lugar a la siguiente especificación:

$$\begin{aligned}
 & - \{V_t - R_{t+1,t+1} (1 - \delta) v_{t+1}\} - & [7] \\
 & \gamma_K \left\{ \frac{i_{jt}^n w_{jt} 1_{jt}}{K_{jt}^2} - R_{t+1,t+1} \frac{i_{jt+1}^n w_{jt+1} 1_{jt+1}}{K_{jt+1}^2} \right\} - \\
 & \frac{w_{jt} 1_{jt}}{K_{jt}} \left[ \alpha_K + \beta_{KK} \text{Ln}(K_{jt}) - \frac{\beta_{KK}}{(1+\eta)} \text{Ln}(Y_{jt}) - \gamma_K \left( \frac{i_{jt}^n}{K_{jt}} \right)^2 \right] = \epsilon_{jt}^K
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 & (1 - \theta_j S_{jt} - \theta_T \tilde{y}_t) p_{jt} Y_{jt} - & [8] \\
 & w_{jt} 1_{jt} \left[ \frac{1 - \alpha_K}{(1+\eta)} + \frac{\beta_{KK}}{(1+\eta)^2} \text{Ln}(Y_{jt}) - \right. \\
 & \left. \frac{\beta_{KK}}{(1+\eta)} \text{Ln}(K_{jt}) \right] = \epsilon_{jt}^Y
 \end{aligned}$$

donde,  $\epsilon_{jt}^K$  y  $\epsilon_{jt}^Y$  son los términos de error.

<sup>7</sup>Nótese que, si la verdadera relación entre los  $\theta_{jt}$  y  $S_{jt}$  es efectivamente positiva,  $d\theta_{jt}/dS_{jt} > 0$ . Ello implica que, en términos de la especificación de Chirinko y Fazzari  $\theta_{jt} = \theta_j/S_{jt} + \theta_T \tilde{y}_t$ ,  $d\theta_{jt}/dS_{jt} = -\theta_j/S_{jt}^2 > 0$ , es decir,  $\theta_j < 0$ , mientras que, utilizando la especificación alternativa  $\theta_{jt} = \theta_j/S_{jt} + \theta_T \tilde{y}_t$ ,  $d\theta_{jt}/dS_{jt} = \theta_j > 0$ . Este tipo de regularidad es el que se obtiene en este trabajo al emplear las dos parametrizaciones alternativas.

<sup>8</sup>Este planteamiento de sustituir las expectativas por sus valores observados coincide con el propuesto por McCallum (1976), como alternativa para abordar el problema de inobservabilidad de las variables convirtiéndolo en un problema de errores en las variables.

### 3. Resultados empíricos

Las expresiones de las condiciones de Euler [7] y [8] constituyen un sistema de dos ecuaciones no lineales. Las variables requeridas para la estimación del modelo y los criterios de selección muestral se han elaborado en su mayoría siguiendo los criterios recogidos en Gracia (1996). La principal fuente estadística utilizada es la Central de Balances (CB) del Banco de España para el período 1983-1990. Esta fuente se completa con algunas variables de carácter agregado construidas a partir de la Encuesta Industrial (EI) del INE. En el Apéndice se detalla la descripción y definición de las variables utilizadas.

El método de estimación empleado es el método de mínimos cuadrados trietápicos no lineales, disponiendo la información en cada sector como pool de datos. Los parámetros a estimar son  $\gamma_K, \alpha_K, \beta_{KK}, \eta, \theta_T$  y los  $J$  coeficientes individuales  $\theta_j$ . El resto de parámetros,  $\alpha_Y, \beta_{YY}, \beta_{YK}$ , se determinan a partir de las restricciones y, por esta razón, no aparecen en el cuadro de resultados. Nótese que la no linealidad del modelo en los coeficientes se deriva de imponer las restricciones de homogeneidad, que son las que permiten recuperar el parámetro de economías de escala. Si no se imponen dichas restricciones, las ecuaciones son lineales en los parámetros y podrían estimarse con facilidad por métodos convencionales y, en particular, utilizando técnicas de panel. No obstante, el interés por obtener estimaciones del grado de homogeneidad, hace necesaria la utilización de métodos de estimación no lineales. En este contexto, dada la complejidad específica asociada a la estimación de este sistema de ecuaciones, la disponibilidad de un panel de datos no facilita, como es habitual, la estimación de efectos individuales inobservables, si bien permite aumentar el conjunto de instrumentos válidos.

Los resultados obtenidos para los 14 sectores manufactureros seleccionados aparecen recogidos en el Cuadro 1. Por coherencia con el modelo teórico planteado, se han seleccionado como instrumentos los primeros retardos de las variables incluidas en la especificación, bajo el supuesto de que éstas pertenecen al conjunto de información disponible en el momento de elaborar las expectativas.<sup>9</sup> En todos los sectores, el contraste de restricciones de sobreidentificación no rechaza la validez

<sup>9</sup>Véase la descripción del conjunto de instrumentos en la nota 2 del Cuadro 1. Debido a la utilización de variables retardadas como instrumentos y a la presencia de variables correspondientes a distintos años en la ecuación de capital, el período muestral queda reducido a los años 1985-1989.



CUADRO 1  
Resultados de la estimación por mínimos cuadrados trietápicos no lineales

Sectores: <sup>1</sup>	221-222	246	2511-2	255	413	414	415	417	435	441	468	473	481	482
Parámetros estimados: <sup>2</sup>														
$\Upsilon_K$	0.005 (0.002)	-0.009 (0.045)	-0.072 (0.077)	-0.046 (0.033)	-0.014 (0.016)	-0.011 (0.021)	0.002 (0.017)	-0.010 (0.018)	0.017 (0.013)	0.123 (0.042)	0.008 (0.014)	0.069 (0.032)	0.025 (0.031)	-0.058 (0.036)
$\alpha_K$	-0.084 (0.012)	-0.142 (0.008)	-0.095 (0.012)	-0.075 (0.005)	-0.087 (0.008)	-0.075 (0.009)	-0.080 (0.006)	-0.036 (0.004)	-0.064 (0.005)	-0.082 (0.017)	-0.087 (0.006)	-0.109 (0.009)	-0.086 (0.006)	-0.115 (0.006)
$\beta_{KK}$	-0.029 (0.004)	-0.053 (0.006)	-0.033 (0.009)	-0.023 (0.002)	-0.028 (0.003)	-0.028 (0.005)	-0.024 (0.003)	-0.008 (0.001)	-0.015 (0.001)	-0.028 (0.010)	-0.027 (0.003)	-0.043 (0.006)	-0.025 (0.003)	-0.045 (0.004)
$\eta$	0.303 (0.164)	0.099 (0.054)	0.185 (0.065)	0.027 (0.034)	-0.006 (0.025)	-0.030 (0.066)	0.146 (0.079)	0.198 (0.048)	-0.101 (0.035)	0.059 (0.029)	0.036 (0.057)	-0.041 (0.053)	0.137 (0.075)	0.013 (0.044)
$\theta_T$	0.208 (0.088)	0.353 (0.136)	0.027 (0.018)	-0.147 (0.111)	0.046 (0.041)	-0.075 (0.347)	-0.036 (0.090)	0.111 (0.101)	0.032 (0.054)	0.131 (0.065)	0.253 (0.258)	-0.436 (0.179)	0.210 (0.092)	-0.562 (0.280)
Contrastes de especificación <sup>3</sup>														
R1	-0.273 (0.129)	-0.211 (0.094)	-0.244 (0.088)	0.015 (0.062)	0.036 (0.029)	-0.463 (0.065)	-0.026 (0.041)	-0.373 (0.073)	0.013 (0.116)	-0.009 (0.059)	0.170 (0.105)	-0.182 (0.118)	-0.134 (0.061)	-0.533 (0.398)
R2	-0.012 (0.017)	0.017 (0.010)	-0.014 (0.011)	-0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.005 (0.003)	0.005 (0.003)	-0.007 (0.002)	-0.006 (0.003)	0.004 (0.004)	-0.002 (0.003)	-0.009 (0.005)	-0.006 (0.006)	0.016 (0.011)
Test de Sobre-identificación	35.44 (0.10)	34.95 (0.09)	36.34 (0.20)	41.41 (0.06)	25.77 (0.42)	36.33 (0.16)	37.33 (0.17)	31.49 (0.17)	33.71 (0.14)	24.40 (0.55)	26.92 (0.36)	41.61 (0.12)	30.68 (0.29)	62.31 (0.07)

Notas

- Sectores- 221-222-Siderurgia y 1ª transformación del hierro y el acero, 246-Vidrio y sus manufacturas, 2511-2512-Petroquímica y química orgánica, 255-Perfumería, Material fotográfico y otros prod. químicos de consumo, 413-Mataderos e industrias cárnicas, 414-Industrias lácteas, 415-Conservas vegetales, 417-Molinería, 435-Géneros de punto, 441-Curtidos, 468-Muebles de madera, 473-Transformación de papel y cartón, 481-Transformación de caucho, 482-Transformación de materias plásticas
- Los parámetros se estiman por mínimos cuadrados no lineales en tres etapas. Entre paréntesis figuran los errores estándar robustos a heterocedasticidad de White (1982). Los instrumentos utilizados son  $K_{t-1}K_{t-2}$ ,  $K_{t-2}$ ,  $\ln(K_{t-2})$ ,  $w_{j,t-1}$ ,  $Y_{j,t-1}$ ,  $\ln(Y_{j,t-1})$ ,  $\bar{Y}_{j,t-1}$ ,  $v_{t-1}$ ,  $v_{t-2}$ ,  $R_{t-1}$ ,  $v_{t-1}$ ,  $v_{t-2}$  y dummies de empresa.
- R1  $\beta_{YY} (1-\alpha_K)^2 - (\alpha_K^2) \beta_{YK} = 0$ , R2  $\beta_{YK} (1-\alpha_K) + \alpha_Y \beta_{KK} = 0$ , son contrastes de homogeneidad, donde los parámetros se obtienen estimando el sistema de ecuaciones sin imponer estas restricciones. Entre paréntesis figura el error estándar asociado. Véase nota final 10. Test de restricciones de sobreidentificación =  $[S(\hat{\theta}, \hat{V})]^{-1} \chi^2_p$ , con  $p$ =número de restricciones de sobreidentificación. Entre paréntesis figura el p-value

de los instrumentos a un nivel de significación del 95%. Además, la convergencia se ha alcanzado rápidamente, siendo los resultados poco sensibles a diferentes valores iniciales. Los estadísticos R1 y R2 del Cuadro 1 son contrastes sobre las restricciones de homogeneidad.<sup>10</sup> Se han obtenido a partir de los resultados que se derivan de estimar el sistema sin imponer las restricciones y contrastando las mismas posteriormente. En cada caso, la hipótesis nula es que la restricción se verifica. Los resultados del Cuadro 1 indican que las condiciones de homogeneidad se cumplen con generalidad (en ocho sectores se aceptan las dos simultáneamente). Por otra parte, dada la presencia en las ecuaciones de variables endógenas retardadas, se ha examinado la robustez de los resultados a especificaciones estocásticas alternativas.<sup>11</sup> En ninguno de los casos se observa una modificación sustancial de los parámetros, lo que reafirma la robustez de los resultados presentados.

Por lo que se refiere a los coeficientes estimados, los parámetros de la función de producción  $\alpha_K$  y  $\beta_{KK}$  presentan en la totalidad de sectores el signo correcto y son de magnitud significativamente negativa en todos los casos, adaptándose con regularidad a la forma funcional translogarítmica. En relación a los costes de ajuste, identificados mediante  $\gamma_K$ , se rechaza su existencia en la mayoría de los sectores.<sup>12</sup>

<sup>10</sup>Sin imponer las restricciones, no es posible estimar el parámetro de rendimientos de escala, pero, combinando las restricciones de homogeneidad pueden contrastarse las relaciones:

$$\alpha_Y = (1 - \alpha_K) / (1 + \eta) \text{ y } \beta_{YY} = \beta_{KK} / (1 + \eta)^2 \implies \beta_{YY} (1 - \alpha_K)^2 = \beta_{KK} \alpha_Y^2$$

$$\alpha_Y = (1 - \alpha_K) / (1 + \eta) \text{ y } \beta_{YK} = -\beta_{KK} / (1 + \eta) \implies \beta_{YK} (1 - \alpha_K) = -\beta_{KK} \alpha_Y$$

<sup>11</sup>Por una parte, se ha estimado el modelo por MGM permitiendo la existencia de heterocedasticidad condicional. Por otra parte, se ha considerado la posibilidad de que los términos de error sigan un proceso de media móvil de orden uno, introduciendo los instrumentos retardados un período adicional. En ambos casos, no se aprecian modificaciones sustanciales de los coeficientes estimados, aunque sí de sus errores estándar que son bastante menores. Esto puede deberse a la dificultad para estimar la matriz de covarianzas de las condiciones de ortogonalidad, dado el reducido tamaño muestral. Véanse los cuadros A.1 y A.2 de Huergo (1997,b).

<sup>12</sup>Este resultado puede estar reflejando problemas asociados con una especificación de los costes de ajuste excesivamente simple, al omitirse factores como la presencia de no convexidades en la tecnología o de fenómenos de atesoramiento de trabajo y al no considerarse la existencia de costes de ajuste específicamente asociados a cambios en el empleo, señalando posibles vías de ampliación del modelo. Una discusión más detallada de estos temas se recoge en Chirinko (1995).

En relación a la elasticidad de escala, se obtienen parámetros positivos en todos los sectores con sólo cuatro excepciones –Mataderos e industrias cárnicas, Industrias lácteas, Géneros de punto y Transformación de papel y cartón– en las que el signo es negativo. En términos de significatividad estadística, los sectores de bienes de producción presentan con generalidad rendimientos crecientes ( $\eta > 0$ ), mientras que los sectores productores de bienes de consumo final tienden a mostrar rendimientos constantes ( $\eta = 0$ ) y únicamente el sector de Géneros de Punto exhibe rendimientos decrecientes. Esta evidencia de un grado de homogeneidad no unitario en siete de los sectores analizados pone de manifiesto el sesgo en que incurren numerosos trabajos empíricos de Economía Industrial en los que se imponen rendimientos constantes a escala para justificar la utilización de medidas del margen precio-coste medio como aproximación válida del margen precio-coste marginal.

### 3.1 Márgenes precio-coste marginal

La parametrización de los márgenes individuales en términos de la expresión [6] permite la obtención de un índice de Lerner para cada empresa y año a partir de la estimación de los componentes específicos de empresa,  $\theta_j$ , y del componente cíclico,  $\theta_T$ . Se omiten en el Cuadro 1 los coeficientes estimados para los componentes específicos de empresa y se agrupa la información relacionada con el margen precio-coste marginal en el Cuadro 2.

Con el objeto de realizar comparaciones intersectoriales, resulta de interés el cálculo de índices de Lerner agregados. La medida fundamental utilizada en este trabajo es  $\theta^S$ , obtenida como *media simple* de los índices individuales, es decir:

$$\theta^S = \frac{\sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^J \theta_{jt}}{JT} = \frac{\sum_{j=1}^J \theta_j \left( \sum_{t=1}^T S_{jt}/T \right)}{J} \quad [9]$$

Este valor medio hace referencia a las empresas incluidas en la muestra, cuya representatividad sectorial aparece recogida en el Cuadro A.1 del Apéndice.

El cálculo del índice de Lerner sectorial requeriría ponderar el margen de cada empresa por su tamaño relativo en términos de su cuota de mercado. Ello exigiría disponer de información sobre la totalidad de empresas que operan en el sector, de forma que la suma de la cuotas

CUADRO 2  
Márgenes precio-coste marginal

Sectores: <sup>1</sup>	221-222	246	2511-2	255	413	414	415	417	435	441	468	473	481	482
Estadísticos														
de los $\theta_{jt}^2$														
$\theta^S$	0.211 (0.079)	0.176 (0.040)	0.231 (0.041)	0.093 (0.030)	0.016 (0.022)	0.017 (0.072)	0.140 (0.050)	0.203 (0.029)	-0.045 (0.040)	0.152 (0.022)	0.068 (0.051)	0.029 (0.052)	0.190 (0.071)	0.072 (0.037)
$\theta^S(\eta=0)$	0.045 (0.032)	0.096 (0.007)	0.100 (0.010)	0.070 (0.005)	0.022 (0.004)	0.048 (0.008)	0.042 (0.007)	0.062 (0.006)	0.057 (0.004)	0.103 (0.005)	0.033 (0.009)	0.067 (0.004)	0.058 (0.012)	0.062 (0.005)
$\theta^P$	0.111 (0.041)	0.037 (0.008)	0.138 (0.026)	0.020 (0.005)	0.001 (0.002)	0.003 (0.018)	0.018 (0.006)	0.022 (0.003)	-0.004 (0.005)	0.031 (0.005)	0.003 (0.001)	0.005 (0.007)	0.106 (0.037)	0.008 (0.004)
Contribuciones														
a la $Q^3$														
CQ	-0.028 (0.061)	0.095 (0.007)	0.088 (0.008)	0.069 (0.005)	0.022 (0.004)	0.046 (0.009)	0.015 (0.013)	0.045 (0.007)	0.061 (0.005)	0.102 (0.005)	0.035 (0.007)	0.068 (0.005)	0.080 (0.033)	0.061 (0.007)

## Notas

- Sectores. 221-222-Siderurgia y 1ª transformación del hierro y el acero, 246-Vidrio y sus manufacturas, 2511-2512-Petroquímica y química orgánica, 255-Perfumería, Material fotográfico y otros prod. químicos de consumo, 413-Mataderos e industrias cárnicas, 414-Industrias lácteas, 415-Conservas vegetales, 417-Molinería, 435-Géneros de punto, 441-Curtidos, 468-Muebles de madera, 473-Transformación de papel y cartón, 481-Transformación del caucho, 482-Transformación de materias plásticas
- $\theta^S$  representa la media simple de los márgenes individuales estimados en el período muestral 1985-1989 de acuerdo con [9]. Los valores asociados a  $\theta^S(\eta=0)$  corresponden al valor medio del margen precio-coste marginal obtenido cuando se estima el modelo imponiendo el supuesto de rendimientos constantes de escala ( $\eta=0$ ).  $\theta^P$  se obtiene como la suma de los márgenes individuales ponderada por la cuota media empresarial en el período muestral de acuerdo con [10]. En cada caso, los errores estándar se calculan a partir de la matriz de covarianzas de los parámetros estimados que las integran.
- CQ =  $(\hat{\eta}^S - \hat{\eta}^S - \hat{\eta}^S)$ .

fuese igual a la unidad. Aunque esta condición no se cumple en la muestra de empresas disponible, en el Cuadro 2 se recoge, junto a la media simple, una media ponderada *para las empresas de la muestra* obtenida como:

$$\theta^P = \frac{\sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^J \theta_{jt} S_{jt}}{T} \quad [10]$$

que puede interpretarse como la contribución de estas empresas al índice de Lerner agregado. Su magnitud, como aproximación al índice sectorial, debe considerarse junto con el grado de cobertura de la muestra en cada sector.

Como puede observarse en el Cuadro 2, independientemente de la medida utilizada para el valor medio, los resultados apoyan la existencia de poder de mercado en nueve de los catorce sectores estudiados, no rechazándose la hipótesis de comportamiento competitivo en los casos restantes —Mataderos e industrias cárnicas, Industrias lácteas, Géneros de punto, Muebles de madera y Transformación de papel y cartón—.

La heterogeneidad observada en los índices de Lerner sectoriales no se debe a una distinta sensibilidad al ciclo económico (coeficiente  $\theta^T$  del Cuadro 1), puesto que en la mayoría de las actividades las fluctuaciones cíclicas no aparecen relacionadas con los márgenes. Esto puede estar originado por el hecho de que el período analizado corresponde a años que pertenecen a una misma fase del ciclo y a que durante ésta se observan pocas fluctuaciones en los márgenes. En los sectores de Siderurgia, Vidrio y sus manufacturas, Curtidos y Transformación del caucho, el coeficiente  $\theta_T > 0$  indicaría un comportamiento procíclico de los mismos, mientras que el sector de Transformación de papel y cartón muestra un comportamiento contracíclico. Se trata, en general, de sectores capital-intensivos con elevados niveles de concentración, en que predominan empresas de gran dimensión y más sensibles, por tanto, a que las fluctuaciones cíclicas se reflejen en sus cuentas de resultados.

Se observa, en cambio, una asociación entre los valores estimados para el grado de homogeneidad de la función de producción y el margen medio: los sectores con márgenes estadísticamente positivos tienden a mostrar rendimientos a escala crecientes. Esta evidencia cuestiona

la utilización en estos sectores del margen bruto de explotación (en cuanto medida del margen precio-coste medio variable) como aproximación adecuada del índice de Lerner. El sesgo se confirma en la línea 3 del Cuadro 2 ( $\theta^S(\eta = 0)$ ), que recoge los resultados de estimar el margen precio-coste marginal imponiendo la restricción  $\eta = 0$ . Como puede observarse, en este caso los márgenes obtenidos sobreestiman el verdadero valor del índice de Lerner, no apreciándose una asociación clara entre ambas series de coeficientes.

### 3.2 Márgenes precio-coste marginal y beneficios de largo plazo.

Como se mencionaba en la introducción, el objetivo de estimar los márgenes de las empresas es utilizarlos para realizar inferencias de poder de mercado referidas al largo plazo. El enfoque de Chirinko y Fazzari (1994) resulta especialmente adecuado para este propósito, puesto que añade a las condiciones de Euler una ecuación para la  $q$  de Tobin que recoge información de los mercados financieros y que, en la medida que incorpora en el sistema de ecuaciones la condición de transversalidad, describe el comportamiento a *largo plazo* de las empresas. Esta condición, que en el caso concreto del problema planteado toma la expresión

$$\lim_{s \rightarrow \infty} E_{t-1} \{ R_{ts} \{ -v_s - w_s F_i [s] + \lambda_s \} K_{s-1} \} \rightarrow 0$$

indica que las empresas están realizando una planificación de cara al futuro que excluye como solución valores infinitos del stock de capital. Considerando esta información adicional, es posible definir una variable equiparable a la  $q$  de Tobin,  $Q_{t-1}$ , como la diferencia entre el valor financiero de la empresa,  $V_{t-1}$ , y su valor de reemplazamiento,  $v_t (1 - \delta) K_{t-1}$ , que en la trayectoria óptima equivale a la siguiente expresión:<sup>13</sup>

$$Q_{t-1} = E_{t-1} \left\{ w_t F_i [t] K_{t-1} - \sum_{s=t}^{\infty} (R_{ts}/R_{tt}) (\eta - \theta_s - \eta\theta_s) p_s Y_s \right\} \quad [11]$$

La  $Q$  así definida deberá alcanzar un valor cero en el equilibrio de largo plazo, dado que, en ausencia de barreras a la entrada, se espera

<sup>13</sup>Véase una explicación más detallada en Huergo (1997,b).

que el valor financiero de una empresa *competitiva* iguale su coste de reemplazamiento. En caso contrario, otras unidades productivas se establecerían en la industria comprando el mismo stock de capital de la empresa instalada. Al definir la  $Q$  como *diferencia* y no como *ratio* entre el valor financiero y el de reemplazamiento, el valor de equilibrio de largo plazo es cero y no uno. En la expresión [11] se ponen de manifiesto los motivos por los que la  $Q$  puede exceder su valor competitivo cero, denotando la existencia de beneficios extraordinarios en el largo plazo:

- a) cuando no ejerciéndose poder de mercado y siendo los rendimientos de escala constantes ( $\theta_t = 0, \eta = 0$ ), se produce una situación de crecimiento sostenido en el capital, dando lugar a valores de  $F_i[t]$  positivos;
- b) también con márgenes nulos podría observarse una  $Q$  positiva si existiesen rendimientos a escala decrecientes,  $\eta < 0$ , que fuerzan a que el valor medio del capital existente exceda el valor marginal del nuevo capital;
- c) si existiese poder de mercado,  $\theta_t > 0$ , y los rendimientos a escala no fueran crecientes,  $\eta \leq 0$ , o, siendo crecientes, se verificase que  $\theta_t > \eta/(1 + \eta)$ .

La expresión [11] pone a su vez de manifiesto que la  $Q$ , si bien permite descubrir comportamientos no competitivos, en sí misma puede ser una señal errónea de poder de mercado, ya que interacciones entre el índice de Lerner y el parámetro de escala pueden generar resultados equívocos. Así, por ejemplo, la existencia de rendimientos crecientes contrarrestaría el efecto del poder de mercado sobre  $Q$ , y la compensación sería completa si  $\theta_t = \eta/(1 + \eta) > 0$ .

Este problema de identificación encuentra solución al ser abordado dentro de un marco multiecuacional, ya que la estimación del sistema de ecuaciones formado por las condiciones de Euler permite la obtención explícita de  $F_i[t]$ ,  $\theta_t$  y  $\eta$ . Aunque la carencia de información financiera no ha permitido integrar en la aplicación la ecuación de la  $Q$ , la relación teórica que se establece entre los parámetros en la expresión [11] permite dar a los coeficientes estimados una interpretación en términos de su contribución a dicha medida de beneficios extraordinarios de largo plazo. Así, los parámetros obtenidos para la mayoría de sectores analizados señalan hacia el ejercicio de poder de mercado como única fuente relevante de rentas extraordinarias en el período de

estudio. Esta contribución positiva del poder de mercado a la  $Q$  se ve en parte reducida por la existencia de rendimientos crecientes en un buen número de sectores. Con el objeto de reflejar la influencia conjunta de ambas variables sobre la  $Q$ , en el Cuadro 2 se presenta el valor del coeficiente  $CQ = -(\hat{\eta} - \hat{\theta}^S - \hat{\eta}\hat{\theta}^S)$ . Como se deduce de la expresión [11], un valor mayor que cero de  $CQ$  refleja una contribución positiva a la  $Q$ .

En los sectores de Vidrio, Petroquímica y química orgánica, Molinería, Curtidos y Transformación del caucho la contribución conjunta es significativamente mayor que cero, indicando una superior aportación del margen precio-coste marginal respecto a la que se deriva de las economías de escala crecientes. Por el contrario, en los sectores de Siderurgia y Conservas vegetales la existencia de rendimientos crecientes compensa exactamente el efecto del poder de mercado sobre la  $Q$ . En todos estos casos la  $Q$ , como señal directa de comportamiento anticompetitivo, estaría infraestimando el efecto del poder de mercado.

#### 4. Conclusiones

El presente trabajo, basado en Chirinko y Fazzari (1994), aborda la identificación del poder de mercado para el caso español. En un contexto dinámico, la estimación del sistema formado por las ecuaciones de Euler derivadas del problema de optimización intertemporal de la empresa, permite generar resultados sobre el margen precio-coste marginal, los rendimientos a escala y otros parámetros tecnológicos. La inclusión desde un punto de vista teórico de una ecuación para la  $q$  de Tobin, que incorpora la información adicional de la condición de transversalidad, posibilita la interpretación de los coeficientes obtenidos en términos de sus contribuciones a la generación de beneficios extraordinarios en el largo plazo.

La aplicación de esta metodología a una muestra de empresas para catorce sectores manufactureros españoles durante el período 1985-1989 permite destacar las siguientes conclusiones. En primer lugar, los resultados apoyan la existencia de poder de mercado en nueve de los catorce sectores estudiados, coincidiendo en su mayoría con actividades relativas a la elaboración de bienes de producción. En los casos restantes, entre los que predominan los sectores de bienes de consumo, no se rechaza la hipótesis de comportamiento competitivo. Los resultados indican, por tanto, que en la industria española los sectores con



índices de Lerner significativamente positivos son numerosos y tienden a concentrarse en las industrias de bienes de producción.

En segundo lugar, también se han obtenido resultados de interés respecto a la sensibilidad cíclica de los márgenes y a la relación entre éstos y las características tecnológicas de los sectores. La heterogeneidad que se aprecia en los márgenes no se debe a una distinta sensibilidad de los mismos ante el ciclo económico. En la mayoría de industrias las fluctuaciones cíclicas no aparecen relacionadas con los márgenes. Sí se observa, en cambio, una asociación significativa entre el grado de homogeneidad de la función de producción y el margen medio: los sectores con márgenes estadísticamente positivos tienden a mostrar rendimientos crecientes de escala.

En tercer lugar, la evidencia de un grado de homogeneidad no unitario en algunos sectores pone de manifiesto el sesgo cometido al imponer, como es frecuente en trabajos empíricos de Economía Industrial, rendimientos constantes a escala y cuestiona, por tanto, la utilización del margen bruto de explotación (en cuanto medida del margen precio-coste medio variable) como aproximación adecuada del índice de Lerner.

En cuarto lugar, la única fuente relevante de beneficios extraordinarios para la mayoría de sectores analizados en el período de estudio es el ejercicio de poder de mercado. La contribución de este último como generador de beneficios extraordinarios se ve reducida en buen número de casos por la existencia de rendimientos crecientes. Estos resultados ponen de manifiesto la dificultad para identificar el poder de mercado a partir de medidas de beneficios como la  $q$ , que tienden a infraestimarlos en presencia de rendimientos crecientes.

En quinto lugar, no se obtiene evidencia de costes de ajuste asociados a la variación en el stock de capital productivo, lo que podría reflejar indirectamente una especificación excesivamente simple de los mismos. En este sentido, la consideración de costes específicos asociados a cambios en el empleo, de no convexidades en la tecnología o de fenómenos de atesoramiento de trabajo, señala posibles vías de modificación del modelo que permitieran ampliar las estimaciones sobre poder de mercado en la industria española.

Por último, la metodología aplicada ha permitido hacer un escrutinio sobre la existencia de poder de mercado en una muestra de sectores representativa de la heterogeneidad sectorial de la industria española.

¿Qué regularidades, entre las señaladas, pueden ser de utilidad para la política de defensa de la competencia? En primer lugar, la probabilidad de que los índices de Lerner sean significativamente positivos parece ser mayor en las industrias de bienes de producción. En segundo lugar, el hecho de que coincidan en una mayoría de sectores márgenes positivos y rendimientos crecientes de escala, hace pensar que la aplicación de políticas de competencia que se propongan aproximar precio y coste marginal tendría efectos negativos sobre la eficiencia y haría incurrir en pérdidas a una parte de las empresas en dichas industrias. En tercer lugar, en la muestra de sectores analizados únicamente dos —Perfumería y Transformados de materias plásticas— presentan márgenes positivos y rendimientos constantes. Estas actividades serían por tanto candidatas a una intervención de las autoridades encargadas de la aplicación de la política de defensa de la competencia. Haciendo una caracterización algo más general de estos sectores, la intervención debería orientarse hacia la industria química y, dentro de ésta, hacia las actividades ligadas al consumo final.

## Apéndice

En este Apéndice se incluye una breve definición de las variables requeridas para la aplicación. Como se comentaba en el tercer apartado, las variables y los filtros de selección muestral se han elaborado en su mayoría siguiendo los criterios recogidos en Gracia (1996) y empleando como fuente estadística principal la Central de Balances (CB) del Banco de España para el período 1983-1990. La construcción de algunas variables de carácter agregado se realiza adicionalmente a partir de la Encuesta Industrial (EI) del INE. Las variables utilizadas son las siguientes:

*Costes variables,  $w_{jt}l_{jt}$* : Se definen como la suma de consumos intermedios (compras netas de devoluciones, rappels e iva soportado deducible, más variación de existencias de mercaderías y materias primas, más trabajos, suministros, transportes, fletes y diversos, menos tributos) y de los gastos de personal.

*Valor de la Producción,  $P_{jt}Y_{jt}$* : Corresponde al concepto Producción o venta de mercaderías y subvenciones de la CB. Para obtener la producción en términos reales,  $Y_{jt}$ , se ha deflactado el valor de la producción utilizando los Índices de Precios Industriales del INE.

*Empleo,  $l_{jt}$* : Personal empleado total, calculado mediante la siguiente expresión:  $PT = POF + (EPO * ESO)/52$  donde,  $POF$  es el personal fijo

medio, *EPO* el personal eventual y *ESO* el número de semanas trabajadas por este último.

*Tasa de depreciación,  $\delta$* : Se calcula como la media sectorial de las tasas de depreciación individuales, que se definen en los siguientes términos:

$$\frac{1}{(T - H)} \sum_{t=1}^T \frac{DAM_{jt}}{INMB_{jt}}$$

donde *H* es el número de años con amortización nula, *DAM* es la dotación de amortizaciones del inmovilizado material y *INMB* el inmovilizado material bruto. En la CB las dotaciones inferiores a 500.000 ptas aparecen con valor 0, al recabarse la información en unidades expresadas en millones de ptas. Por esta razón, cabe pensar que la mayoría de dotaciones a amortización nulas aparecidos en los datos correspondan en realidad a valores pequeños, por lo que se calcula la depreciación media utilizando únicamente la información de aquellos años con valores positivos. Adicionalmente, en las empresas con tasas de depreciación resultantes inferiores al 1.5%, se ha sustituido su valor por el de la media ponderada del sector al que pertenecen.

*Capital real,  $K_{jt}$* : La serie de stock de capital neto a coste de reposición,  $K_{jt}^r$ , se ha calculado siguiendo a Martín y Moreno (1991), a partir de la expresión:  $K_{jt}^r = I_{jt} + K_{jt-1}^r(1 - \delta)v_t/v_{t-1}$ , donde la inversión se corresponde con la partida Inmovilizado material de la CB. Para obtener las magnitudes reales se ha utilizado el Índice de precios de la formación bruta de capital fijo,  $v_t$ .

*Inversión neta,  $i_{jt}^n = K_{jt} - K_{jt-1}$* : Corresponde a la diferencia en el stock de capital real entre el año *t* y el *t* - 1.

*Tipo de redescuento,  $R_{tt}$* : Se aproxima para cada empresa a partir del coste medio de la deuda definido como el cociente entre los gastos financieros y la cuantía del endeudamiento (recursos ajenos a medio y largo plazo más financiación a corto con coste). Si en algún año el coste medio supera el 50%, se sustituye en ese año por la media del período ponderada por el endeudamiento.

*Cuota de mercado,  $S_{jt}$* : Se define como el cociente de la Producción o venta de mercaderías y subvenciones de cada empresa sobre la producción agregada del sector, obtenida esta última de la EI como la Producción Bruta (PRBRUTO). Ambos conceptos de producción incluyen los bienes de capital fabricados para uso propio. Se define la cuota en términos de producción y no de ventas dado el enfoque desde la producción que orienta el contenido de este trabajo.

*Tasa de variación de la producción industrial*,  $\tilde{y}_t = (Y_t/Y_{t-1}) - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t/Y_{t-1})$

Se construye a partir del concepto de Producción Bruta de la EI, utilizando los Índices de precios industriales para obtener las magnitudes reales.

Los filtros aplicados a la muestra disponible inicial de 1382 empresas industriales son los siguientes:

- 1- Empresas diversificadas.
- 2- Empresas con inmovilizado material no positivo.
- 3- Empresas con producción, ventas o producción para la venta no positivas.
- 4- Empresas sin información sobre la variable de inversión para algún año de la muestra.
- 5- Empresas con gastos de personal no positivos.
- 6- Empresas con activo neto no positivo.
- 7- Empresas para las que la diferencia en valor absoluto entre las tasas de variación de producción y costes no supera la unidad.
- 8- Empresas con valor del stock de capital neto calculado no positivo.

La aplicación del primer filtro, que excluye las empresas diversificadas, se realiza por coherencia con el supuesto de producción homogénea y tecnología idéntica para las empresas de cada sector. Una vez aplicados estos filtros, los sectores seleccionados son sectores a una desagregación 3-dígitos CNAE que presentan una correspondencia exacta con uno o varios sectores de la clasificación de la EI, lo que permite utilizar variables agregadas de esta fuente, y para los que se dispone de un panel completo de al menos 10 empresas en el período analizado. La lista de sectores para la que se presentan resultados se recoge en el cuadro A.1 de este Apéndice.

CUADRO A.1  
Correspondencias sectoriales con la Encuesta Industrial y grado de cobertura de la muestra

CNAE 3 dígitos	EI	Cobertura*	Denominación:
221-222	10	44.5	Siderurgia y primera transformación del hierro y acero
246	17	20.5	Vidrio y manufacturas
2511-2512	19	72.9	Petroquímica y química orgánica
255	28, 29, 30	33.7	Perfumería, material fotográfico y otros productos químicos de consumo
413	48	8.7	Mataderos e industrias cárnicas
414	49	27.9	Industrias lácteas
415	50	11.1	Conservas vegetales
417	52	9.5	Molinería
435	66	12.4	Géneros de punto
441	69	20.4	Curtidos
468	79	2.6	Muebles de madera
473	81	13.0	Transformación de papel y cartón
481	83	68.4	Transformación del caucho
482	84	10.1	Transformación de materias plásticas

\* Cobertura media muestral en términos del concepto de producción bruta de la EI para el período 1983-1990

## Referencias

- Bernstein, J. I. (1992): "Price margins and capital adjustment. Canadian mill products and pulp and paper industries", *International Journal of Industrial Organization* 10, pp. 491-510.
- Bresnahan, T. F. (1989): "Empirical studies of industries with market power", en *Handbook of Industrial Organization* (Volumen 2); Schmalensee, R. y Willig, R. D.(eds.), North Holland, Amsterdam, pp. 1011-1058.
- Chirinko, R. S. (1995): "Nonconvexities, labor hoarding, technology shocks, and procyclical productivity. A structural econometric analysis", *Journal of Econometrics* 66, pp. 61-98.
- Chirinko, R. S. y S. M. Fazzari (1994): "Economic fluctuations, market power, and returns to scale: Evidence from firm-level data", *Journal of Applied Econometrics* 9, pp. 47-69.
- Geroski, P. A. (1988): "In pursuit of monopoly power: Recent quantitative work in industrial economics", *Journal of Applied Econometrics* 3, pp. 107-123.
- Geroski, P. A. (1990): "Modeling persistent profitability", en *The Dynamics of Company Profits*; Mueller, D. C. (ed.), Cambridge University Press, pp. 77-104.
- Gracia, E. (1996): "Márgenes y cuotas de mercado. Un análisis econométrico con datos individuales", Tesis Doctoral, Universidad Complutense de Madrid.
- Harris, F. (1988): "Testable competing hypothesis from structure-performance theory: efficient structure versus market structure", *The Journal of Industrial Economics* pp. 267-280.
- Huergo, E. (1997,a): "Diagnóstico de poder de mercado en la industria española", Tesis Doctoral, Universidad Complutense de Madrid.
- Huergo, E. (1997,b): "Poder de mercado y economías de escala: estimaciones con datos de empresas industriales", Documento de Trabajo 9703, Fundación Empresa Pública, Madrid.
- Hyde, C. E. y J. M. Perloff, (1995): "Can market power be estimated?", *Review of Industrial Organization* 10, pp. 465-485.
- Martin, S. (1993), *Advanced Industrial Economics*, Cambridge: Blackwell.
- Martín, A. y L. Moreno (1991): "Medidas del stock de capital a partir de datos contables", Documento de Trabajo 9103, Fundación Empresa Pública, Madrid.
- Morrison, C. J. (1990): "Market power, economic performance and productivity growth measurement", NBER Working Paper 3355.
- Schmalensee, R. (1987): "Collusion versus differential efficiency: testing alternative hypothesis", *The Journal of Industrial Economics* pp. 399-425.
- White, H. (1982): "The instrumental variables regression with independent observations", *Econometrica* 50, pp. 483-500.

## Abstract

*Following the methodology of Chirinko and Fazzari (1994), this paper studies the identification and estimation of price-marginal cost margins using the Euler equations that resume the optimal behavior of a firm that maximizes its expected discounted cash-flow, distinguishing between variable and quasi-fixed factors. The results obtained for 14 Spanish industries over the period 1983-1990 provide support for the existence of the existence of market power in 9 of the 14 industries. In our empirical model, market power is related to escale elasticity, so that industries with significantly positive margins tend to present increasing returns to scale.*