

MARGEN ENTRE PRECIO Y COSTE MARGINAL Y ECONOMÍAS DE ESCALA EN LA INDUSTRIA ESPAÑOLA (1964-1989)*

FRANCISCO J. GOERLICH

Universidad de Valencia

VICENTE ORTS

Universitat Jaume I

El objetivo del trabajo es determinar la existencia y magnitud de las economías de escala, internas y externas, y los márgenes entre precio y coste marginal en la industria española durante el período 1964-1989. Los resultados obtenidos para 13 de los 14 sectores industriales de NACE-CLIO R25 indican que, a nivel agregado, los rendimientos a escala se muestran débilmente crecientes y los márgenes precio-coste marginal superiores a la unidad. Estos resultados se encuentran sesgados por la existencia de efectos externos que, en nuestro caso, se revelan como muy significativos tanto a nivel agregado, como a nivel sectorial. La consideración de efectos externos reduce significativamente el margen precio-coste marginal y el grado de rendimientos a escala internos en todos los casos.

Palabras clave: competencia imperfecta, *mark-up*, economía industrial.

Tanto desde la perspectiva del análisis macroeconómico como desde la óptica de la organización industrial, determinar la estructura de mercado, la existencia o no de rendimientos constantes a escala y su naturaleza se ha ido convirtiendo cada vez más en un elemento central en el análisis de buen número de problemas y en un aspecto clave a la hora de definir las implicaciones de distintas perturbaciones económicas. Y es precisamente esas implicaciones lo que suministra, en muchos casos, una forma directa o indirecta de detectar y medir los rendimientos a escala y/o el margen entre precio y coste marginal.

En particular, el comportamiento procíclico de la productividad del trabajo o de la productividad total de los factores es una regularidad empírica que resulta inconsistente con los supuestos tradicionales de competencia perfecta y rendimientos constantes a escala, mientras que puede ser consistente, como señala Hall

* Los autores agradecen la financiación recibida de la DGICYT, proyecto PB90-0579, y del I.V.I.E., Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, dentro de la línea de investigación patrocinada por el IMPIVA. Los comentarios de dos evaluadores anónimos contribuyeron a mejorar sustancialmente una primera versión de este trabajo, que fue así mismo publicado como documento de trabajo del I.V.I.E., WP-EC, 95-01.

(1988, 1990), con la existencia de rendimientos crecientes y/o de mercados no competitivos, lo que suministra una vía para detectar la presencia de dichos fenómenos y para efectuar estimaciones más finas de las variaciones en la productividad total de los factores¹.

Mientras que en muchos países, especialmente en EE.UU., existe una amplia tradición de trabajos que se han ocupado de este tema², en España los trabajos empíricos son relativamente recientes, debido, fundamentalmente, a la carencia de información estadística adecuada. Sólo con la aparición relativamente reciente, regular y sistemática de la Encuesta Industrial del INE y con la disponibilidad de los datos de la Central de Balances del Banco de España es posible iniciar el estudio empírico de estos extremos en nuestra economía a nivel desagregado³.

En estos trabajos se aborda la cuestión desde diferentes ópticas; sin embargo, un elemento común a todos ellos es el corto período de tiempo al que se refieren, al menos cuando se trabaja a nivel sectorial. La razón es obvia: la ausencia de series largas a nivel sectorial de las variables necesarias.

Esta dificultad contrasta con la evidente importancia de establecer la estabilidad dinámica de los posibles márgenes entre precios y costes marginales, así como su robustez a lo largo del tiempo ante diferentes estimaciones. En esta línea, el objetivo del trabajo es abordar la cuestión de la existencia de márgenes entre los precios y costes marginales a nivel sectorial en la industria española y determinar la magnitud e importancia de los rendimientos a escala y economías externas a los sectores considerados, así como su influencia en la explicación del comportamiento de la productividad total de los factores a lo largo del período comprendido entre 1964 y 1989.

Naturalmente, la mayor dimensión temporal del análisis nos obliga a restringir la desagregación sectorial considerada. En concreto, nos centramos en el análisis de trece de los catorce sectores industriales de la clasificación NACE-CLIO R-25. Esta opción limita el alcance de los resultados desde la óptica de la organización industrial, pero todavía supone un avance frente a análisis más agregados desde una perspectiva macroeconómica⁴.

(1) Naturalmente existen otras explicaciones posibles a este comportamiento procíclico, atesoramiento de los factores productivos –Oi (1961), Becker (1962), Rosen (1968), Rottemberg y Summers (1990); Burnside, Eichenbaum y Rebelo (1993)–, shocks tecnológicos –Prescott (1986)–.

(2) Ver por ejemplo los trabajos de Hall (1986, 1988, 1990), Shapiro (1987), Domowitz, Hubbard y Petersen (1988), Stockman (1988), Caballero y Lyons (1990, 1992) o Bernake y Parkinson (1991). Aquí se puede distinguir entre los trabajos que siguen las dos líneas de investigación, más de economía industrial o más macroeconómicos.

(3) Ver los trabajos de Suárez (1992), Mazón (1992, a y b), Hernando y Vallés (1993), Martín Marcos (1993) o Velázquez (1993).

(4) La información disponible en la Encuesta Industrial es insuficiente para llevar a cabo un análisis sectorial de forma independiente, ya que no se dispone de una serie temporal suficientemente larga para cada sector. La opción escogida en este trabajo es, naturalmente, sólo una de las posibilidades: utilizar series de mayor dimensión temporal aunque tengan un grado de desagregación menor. Además, el grado de desagregación considerado es uno de los más utilizados en diferentes estudios tanto en nuestro país como en otros países comunitarios y coincide exactamente con el utilizado por Caballero y Lyons (1990) para la industria europea, lo que nos permite una comparación directa y nos suministra una razón adicional para su elección.

La estimación del margen precio-coste marginal y de las economías de escala, tanto internas como externas, parte de los desarrollos iniciales de Hall (1988, 1990) y de Caballero y Lyons (1989, 1990 y 1992). En este sentido, nuestro trabajo está en línea con el realizado por Suárez (1992), aunque tanto la clasificación sectorial utilizada como el horizonte temporal considerado es diferente, y representa una continuación del realizado por Goerlich (1994), en el que se analizaba el comportamiento cíclico de la productividad total de los factores en los distintos sectores de la industria española considerados.

El trabajo se ha estructurado del siguiente modo: en la sección 1 se presenta el modelo básico que se utiliza en las estimaciones posteriores; en la sección 2 se comentan brevemente los datos y fuentes utilizadas; la 3 se detiene en las consideraciones econométricas; la 4 comenta los resultados empíricos obtenidos tanto a nivel agregado, como a nivel sectorial; por último, como es habitual, unas breves conclusiones cierran el trabajo.

1. ESTRUCTURA DE MERCADO Y RENDIMIENTOS DE ESCALA

La metodología que subyace a este trabajo es la desarrollada con detalle en Hall (1988, 1990) y Caballero y Lyons (1989, 1990), de modo que el objetivo de este apartado es, únicamente, efectuar una breve introducción del modelo que será utilizado en nuestro análisis posterior. En los artículos de Hall, se establecen de forma sencilla una serie de proposiciones contrastables que permiten identificar la brecha entre precio y coste marginal a través de la relación existente entre las fluctuaciones de la productividad y el ciclo económico. Por su parte, en Caballero y Lyons (1989, 1990) se establece un mecanismo que permite obtener diferentes medidas e indicadores de rendimientos a escala, tanto internos como externos a cada uno de los sectores considerados.

El modelo

Consideremos que el *output* del sector i -ésimo en el período t , Y_{it} , se obtiene a partir de trabajo, N , y capital, K , y que la tecnología viene descrita por la siguiente función de producción agregada,

$$Y_{it} = A_{it} F(N_{it}, K_{it}) \quad [1]$$

donde A_{it} es un factor que recoge las variaciones del *output* no explicadas por las variaciones en los *inputs* considerados.

Diferenciando totalmente [1] y dividiendo por Y_{it} a ambos lados, la tasa de variación del *output* puede expresarse en términos de las tasas de variación de los *inputs* como,

$$dy_{it} = da_{it} + \xi_{n,it} dn_{it} + \xi_{k,it} dk_{it} \quad [2]$$

$$\text{donde, } dx_{it} = \frac{dX_{it}}{X_{it}}, \quad \xi_x = \frac{\partial F}{\partial x} \frac{x}{F}, \quad y \quad x = n, k.$$

A partir de [2], las distintas especificaciones posibles descansan sobre otras tantas hipótesis sobre la estructura de mercado y la naturaleza de las economías de escala existentes. Si suponemos que $F(\cdot)$ es homogénea de grado γ_i , como forma de captar las economías de escala internas al sector i , es fácil comprobar que, con carácter general,

$$\xi_{k,it} = \gamma_i - \xi_{n,it} \quad [3]$$

y haciendo uso de las condiciones de primer orden del problema estático de maximización de beneficios, como forma secuencial de aproximar el problema de optimización dinámica al que se enfrentan las empresas⁵, y suponiendo que las empresas consideradas son precio aceptantes en los mercados de factores, pero poseen cierto grado de monopolio en el mercado de bienes, se tiene que,

$$\xi_{n,it} = \mu_{it} \alpha_{it} \quad [4]$$

donde $\alpha_{it} = W_{it}N_{it}/P_{it}Y_{it}$, siendo P y W el nivel de precios y salario nominal del sector, y $\mu_{it} = \epsilon_{it}/(\epsilon_{it}-1)$ el margen entre precio y coste marginal, siendo ϵ la elasticidad de la demanda a la que se enfrentan las empresas del sector.

Haciendo uso de [3] y [4], [2] puede reescribirse como

$$dy_{it} = da_{it} + \gamma_i dk_{it} + \mu_{it} \alpha_{it} (dn_{it} - dk_{it}) \quad [5]$$

Esta ecuación permite descomponer la tasa de variación del *output* en tres términos: la parte atribuible al tipo de economías de escala existentes en la función de producción, $\gamma_i dk_{it}$; la correspondiente a las variaciones en la relación capital-trabajo, $\mu_{it} \alpha_{it} (dn_{it} - dk_{it})$; y la asociada con los componentes no explicados por las variaciones en los *inputs* y que vienen recogidos por da_{it} .

Si suponemos que el margen entre precio y coste marginal es constante en el tiempo⁶ y que da_{it} puede descomponerse en componentes ortogonales,

$$da_{it} = \Theta_i + v_t + u_{it} \quad [6]$$

donde Θ_i recoge la variación porcentual en la productividad del sector i, v_t es un *shock* agregado común a todos los sectores y u_{it} es un término aleatorio, tenemos que [5] puede reescribirse como,

$$dy_{it} = \Theta_i + \gamma_i dk_{it} + \mu_{it} \alpha_{it} (dn_{it} - dk_{it}) + v_t + u_{it} \quad [7]$$

de donde es posible estimar el tipo de rendimientos a escala que presenta la función de producción y el margen precio-coste marginal de cada sector⁷.

Suponer que $\mu_{it} = \mu_i$ para todo t puede parecer excesivamente restrictivo y su justificación radica en que hace innecesario disponer de información sobre el coste de uso del capital para estimar γ y μ a nivel sectorial. Naturalmente, si dicha información está disponible, este supuesto es totalmente innecesario, ya que, al margen de la existencia o no de economías de escala (γ_i puede tomar valor 1), si existe cierto poder de mercado por parte de las empresas de un sector se cumple que,

$$\mu_{it} = \gamma_i \frac{\phi_{it}}{\alpha_{it}} \quad [8]$$

donde $\phi_{it} = W_{it}N_{it} / (W_{it}N_{it} + R_{it}K_{it})$ representa la proporción del coste del factor

(5) Ver el Apéndice B de Caballero y Lyons (1989).

(6) Implícitamente estamos suponiendo que la curva de demanda es iso-elástica.

(7) Es inmediato que bajo las hipótesis de competencia perfecta y rendimientos constantes a escala de [7] es posible calcular da_{it} de forma residual [Solow (1957)] y establecer las propiedades de invarianza aludidas por Hall (1988, 1990).

trabajo en el coste total (siendo R el coste de uso del capital en términos nominales). Haciendo uso de [6] y [8], [5] puede reescribirse como,

$$dy_{it} = \Theta_i + \gamma_i [\phi_{it} dn_{it} + (1 - \phi_{it}) dk_{it}] + v_t + u_{it} \quad [9]$$

En este caso, el factor que relaciona las variaciones combinadas de los *inputs* sobre el *output* es, lógicamente, el grado de economías de escala, mientras que la ponderación utilizada para calcular el efecto combinado de la variación de ambos *inputs* es la participación de cada uno de ellos en los costes totales. La expresión [9] es la ecuación básica de la que parten las estimaciones iniciales de Caballero y Lyons (1990, 1992)⁸, para EE.UU., Alemania, Francia, Reino Unido y Bélgica y de Suárez (1992) para España, y permite estimar γ_i para cada sector. Además, dado que tanto α_{it} como ϕ_{it} son "observables"⁹, una vez estimado γ_i , es posible determinar un margen precio-coste marginal variable a partir de [8].

Adicionalmente, es posible modificar [6] para tomar en consideración, junto al componente que recoge los *shocks* de productividad (residuo de Solow en sentido estricto), un índice que recoja el efecto de las economías externas sobre el *output* sectorial, de modo que da_{it} puede escribirse como,

$$da_{it} = \Theta_i + \beta dy_t + v_t + u_{it} \quad [10]$$

donde βdy_t recoge los efectos de las economías externas y depende de la evolución del *output* total de la industria.

Evidentemente, es posible pensar que, dada la creciente apertura externa de la economía española, también los niveles de actividad externos (CEE, OCDE, etc) inciden sobre nuestro nivel de actividad. Esta influencia, en la medida que sea homogénea a nivel intersectorial, ya queda recogida con la incorporación del término βdy_t ; sin embargo, en caso de disparidades intersectoriales, las diferencias irían a engrosar el término de error. Con todo, y en línea con los trabajos precedentes, hemos mantenido la consideración de los efectos externos limitada a las externalidades generadas a nivel intra-nacional.

Haciendo uso de [8] y [10], [5] y [7] pueden reescribirse como,

$$dy_{it} = \Theta_i + \beta dy_t + \gamma_i dk_{it} + \mu_i \alpha_{it} (dn_{it} - dk_{it}) + v_t + u_{it} \quad [11]$$

$$dy_{it} = \Theta_i + \beta dy_t + \gamma_i [\phi_{it} dn_{it} + (1 - \phi_{it}) dk_{it}] + v_t + u_{it} \quad [12]$$

Por último, para pasar de las expresiones sectoriales anteriores a sus correspondientes agregados, es necesario explicitar los supuestos necesarios y sus implicaciones en las posteriores estimaciones. En Caballero y Lyons (1989, 1990 y 1992) se lleva a cabo esta agregación suponiendo que la composición del *output* e *inputs* a nivel agregado, en términos de su correspondencia sectorial, es idéntica para ambos, y que los coeficientes μ y γ no presentan disparidades sectoriales,

(8) La expresión [7] es utilizada también por Hall (1990) para establecer la existencia de correlación positiva entre el residuo de Solow (calculado sobre la base de la participación de cada factor productivo en los costes) y cualquier variable del ciclo independiente de la tecnología en presencia de rendimientos crecientes a escala.

(9) Es evidente que la construcción de ϕ_{it} tropieza con un elemento que no es directamente observable: el coste de uso del capital, lo que exige hipótesis adicionales para su obtención. A este problema nos referiremos con más detalle en el apartado referido a los datos.

de modo que es posible establecer las siguientes expresiones para el total de la industria¹⁰,

$$dy_t = \frac{\Theta}{1-\beta} + \frac{\gamma}{1-\beta} dk_t + \frac{\mu}{1-\beta} \alpha_t (dn_t - dk_t) + \frac{v_t}{1-\beta} \quad [13]$$

$$dy_t = \frac{\Theta}{1-\beta} + \frac{\gamma}{1-\beta} [\phi_t dn_t + (1 - \phi_t) dk_t] + \frac{v_t}{1-\beta} \quad [14]$$

De [13] y [14] es fácil observar que una limitación común a este tipo de trabajos radica en la imposibilidad de distinguir entre rendimientos internos y externos relativos a grados de desagregación iguales o inferiores al considerado, al tiempo que el comportamiento agregado es resultado de la combinación de actividades con distinto tipo de rendimientos (crecientes, constantes o decrecientes), lo que obliga a considerar con prudencia los resultados y circunscribir su validez al nivel de agregación considerado en cada caso. Por último, obsérvese que la no consideración de efectos externos positivos entre actividades agrupadas en los sectores considerados sesga al alza la estimación del grado de economías de escala o del margen precio-coste marginal.

2. LOS DATOS

En el trabajo hemos utilizado la base de datos sectoriales elaborada por García, Goerlich y Orts (1994)¹¹, que incluye macromagnitudes básicas para los 14 sectores industriales de la NACE-CLIO R25 durante el período 1964-1989. Dicha base de datos está elaborada, fundamentalmente, a partir de los datos suministrados por la Encuesta Industrial del INE, cuyas cifras para los años en que está disponible se respetan absolutamente, mientras que las series se han extendido hacia atrás utilizando la información elaborada por Gandoy (1988) y Gómez Villegas (1987). Por otro lado, la información sobre variables a nivel agregado se ha obtenido de Corrales y Taguas (1989).

En concreto se utilizan las siguientes series:

Valor Añadido Bruto¹², así como su distribución entre Costes de Personal y Excedente Bruto de Explotación; las magnitudes nominales fueron convertidas a reales (base 1980) mediante los Índices de Precios Industriales del INE¹³.

Stock de Capital en términos reales, obtenido mediante inventario perpetuo a partir de las series de Formación Bruta de Capital Fijo sectorial deflactadas con el deflactor de Contabilidad Nacional.

(10) Respecto a los supuestos necesarios para llevar a cabo la agregación y los sesgos que se derivan de su incumplimiento, ver Caballero y Lyons (1989) y el apéndice B de Goerlich y Orts (1995).

(11) Para ver con mayor detalle la metodología empleada en la elaboración de la base de datos utilizada, recomendamos acudir a la mencionada fuente.

(12) El uso de datos de valor añadido en lugar de *output* se justifica por la imposibilidad de construir una serie de *inputs* intermedios en términos reales independiente de la de *output*, sin embargo, esta simplificación puede introducir sesgos en las estimaciones. Ver, por ejemplo, Hall (1988) o Norrbin (1993).

(13) Se utiliza el mismo índice para deflactar las tres magnitudes. Sin embargo, para el total de la industria el proceso de agregación permite obtener un deflactor implícito diferente para cada una de las tres variables.

Salario obtenido como el cociente entre los Costes de Personal y las Horas Totales, magnitud utilizada como representativa del factor trabajo.

Coste de uso del capital definido sectorialmente como

$$R_i = P_k (i + \delta_i - \pi_k) \quad i = 1, \dots, 14$$

donde i es el tipo de interés nominal a largo plazo (rendimiento interno de las obligaciones privadas, enlazado posteriormente con el tipo de interés de la deuda pública a 2/3 años); P_k y π_k son el deflactor de la formación bruta de capital fijo y su correspondiente tasa de crecimiento, todo ello sin variación sectorial; mientras que δ_i son las correspondientes tasas de depreciación sectoriales utilizadas en García, Goerlich y Orts (1994)¹⁴.

El cálculo del coste de uso del capital según la fórmula anterior plantea, sin embargo, algunos problemas en nuestro caso. Dado que las tasas de depreciación sectoriales son relativamente bajas (oscilando entre el 4,3% y el 7,1%)¹⁵, el coste de uso aparece como negativo para algunos años y sectores en los que la inflación ha sido muy elevada (particularmente, en 1974 y 1977). Tal resultado carece de sentido económico, por lo que se hacía necesario adoptar alguna solución. En los resultados que siguen a continuación se optó por eliminar el término π_k de la fórmula anterior, lo que implícitamente implica suponer que los inversores no se preocupan de las posibles pérdidas o ganancias de capital en que puedan incurrir al comprar bienes de capital, una forma extrema de ilusión monetaria que no deja de ser una mala aproximación al verdadero coste de uso en situaciones de elevada inflación como la existente en España en la década de los 70. Alternativamente, se probaron otras posibles soluciones sin lograr resultados que nos pareciesen más satisfactorios. Así por ejemplo, la consideración de tasas de retiro en torno al 3 ó 4% [OCDE (1993)] en el cálculo de los costes de uso no resolvió el problema de la existencia de costes de uso negativos, como tampoco lo resolvió el considerar tasas de depreciación sin variación sectorial del 10%, que es la utilizada por Caballero y Lyons (1990) para los países europeos analizados en su estudio. Sólo si utilizamos una tasa de depreciación del 12,7%, que es la utilizada en los trabajos sobre la economía americana [Hall (1990), Caballero y Lyons (1992) o Marchetti (1994)], desaparecía el problema; sin embargo, no encontramos justificación para la utilización de dicha tasa. No obstante, para comprobar la robustez de nuestros resultados, todos los cálculos de la sección 4 se repitieron utilizando una tasa de depreciación idéntica para todos los sectores del 12,7% lo que no modificó cualitativamente los resultados obtenidos. Este resultado se debe, probablemente, a que el coste de uso del capital sólo es utilizado en el cálculo de las proporciones de los costes de los factores dentro del coste total, lo que a su vez sirve para obtener una media ponderada de la variación de los factores considerados en cada período y dichas proporciones no se alteran de forma muy importante

(14) Desde el punto de vista teórico, π representa inflación esperada, aunque en términos prácticos se suele sustituir por la inflación corriente, con lo que el tipo de interés real que entra a formar parte del coste de uso del capital es el tipo de interés real "ex-post".

(15) Estos valores, tomados de Martín y Moreno (1992), se justifican porque el *stock* de capital incluye no sólo maquinaria sino también instalaciones. Por otra parte, los valores están en consonancia con la depreciación contable obtenida a partir de datos de la Central de Balances del Banco de España por Hernando y Vallés (1993), (Cuadro 3), y también con la ofrecida a nivel agregado para el *stock* de capital total por Corrales y Taguas (1989). Ver, también, Segura y otros (1989), (Capítulo 14.16).

aunque lo haga el coste de uso y, además, mueve ambas ponderaciones en sentidos opuestos, lo que reduce todavía más su efecto final¹⁶.

3. ASPECTOS ECONÓMICOS

La estimación directa de las ecuaciones [7] y [9] presenta un inconveniente bien conocido en la literatura sobre estimación de funciones de producción: la correlación potencial entre la variación en la productividad y los *inputs*, capital y trabajo, genera un problema de inconsistencia en las estimaciones de γ y μ cuando estos parámetros son estimados por mínimos cuadrados ordinarios. De esta forma, la estimación de funciones de producción está sujeta a un típico caso de errores de especificación que técnicamente es posible resolver, o bien mediante la especificación del proceso que sigue la tecnología, o mediante el recurso a variables instrumentales.

La interpretación económica de esta inconsistencia es clara: un *shock* de productividad altera la cantidad que es posible producir con una cantidad dada de *inputs*, pero en la medida en que afecta a las productividades marginales de los factores también alterará las cantidades empleadas de éstos. Esta correlación, que se supone positiva, entre productividad y factores de producción, es la causante de las inconsistencias mencionadas. En el modelo de regresión lineal simple, la magnitud estandarizada de dicha inconsistencia es simplemente el coeficiente de correlación entre la variable explicativa y el término de perturbación. En casos más generales, esta inconsistencia depende tanto de la correlación entre variables explicativas y término de perturbación, como de las varianzas y covarianzas entre variables explicativas. En el caso particular de la estimación de funciones de producción, dicha correlación depende tanto de la forma particular de la tecnología, como de consideraciones de sustitución intertemporal entre factores de producción; esto es, de las expectativas de los agentes económicos acerca de si los *shocks* en la productividad tienen carácter permanente o transitorio.

Aunque esta argumentación es correcta desde el punto de vista teórico, y Hall (1988, 1990) argumentó en favor de la utilización de instrumentos de corte macroeconómico para la estimación de los rendimientos de escala y grado de monopolio en diversos sectores industriales de la economía americana, su validez en la práctica descansa sobre el supuesto de que es posible encontrar buenos instrumentos, es decir, variables no correlacionadas con la variación en la productividad, pero (altamente) correlacionadas con la variación en los *inputs*. Económicamente, lo que necesitamos es una variable *exógena* en la ecuación [7]/[9], es decir, una variable que no origine alteraciones en la productividad y que, a su vez, no se vea afectada por la productividad, mientras que al mismo tiempo esté correlacionada con las variaciones en los factores productivos. Dadas las características que debe cumplir esta variable no es difícil intuir la dificultad para encontrar buenos instrumentos.

En cualquier caso, la utilización de estas variables proporcionaría estimaciones consistentes, pero ineficientes si la correlación entre las mismas y los *inputs* es pequeña: éste es un argumento asintótico. El tema de la eficiencia es, no

(16) Estos y otros resultados, mencionados pero no ofrecidos en el texto, se encuentran disponibles si se solicitan a los autores. Los cálculos de este trabajo fueron realizados con RATS versión 4.10. Datos y programas se encuentran igualmente disponibles.

obstante, especialmente relevante en nuestro contexto, ya que, como muestran algunos autores [Nelson y Startz (1990a, 1990b), Bound, Jaeger y Baker (1993)], los estimadores de variables instrumentales pueden presentar un comportamiento muy pobre en muestras finitas si la correlación entre instrumentos y variables instrumentadas es baja. En esta situación, mínimos cuadrados ordinarios puede ser un criterio preferible de estimación sobre la base de minimizar el error cuadrático medio.

Así pues, en la práctica, las inconsistencias derivadas de la estimación de [7]/[9] por mínimos cuadrados ordinarios dependen crucialmente de la correlación entre factores productivos y *shocks* de productividad. Si los *shocks* en la productividad no son importantes, en el sentido de no alterar sustancialmente (al menos en el corto plazo) la utilización de los factores de producción los problemas de inconsistencias tenderán a ser pequeños. Por otra parte, si los instrumentos disponibles no son buenos, en el sentido de no proporcionar estimaciones eficientes, los problemas, en muestras finitas, derivados de la estimación por variables instrumentales pueden ser mayores que los originados por la estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios. Esta argumentación es utilizada por Caballero y Lyons (1990, 1992) para proponer la estimación de ecuaciones del tipo [7]/[9] por mínimos cuadrados ordinarios; de hecho, estos autores presentan un análisis de sensibilidad [Caballero y Lyons (1989, 1992)] de los sesgos en que se incurre en las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios y muestran que dichos sesgos nunca son muy elevados, sobre todo en comparación con los errores estándares de sus estimaciones.

En nuestro caso, las estimaciones de [7]/[9] por variables instrumentales utilizando instrumentos macroeconómicos tales como (las tasas de variación de) el PIB, gasto público, los precios de las importaciones energéticas o importaciones totales¹⁷ presentaron en general mal comportamiento y fueron muy sensibles al conjunto de instrumentos utilizados: tanto la magnitud como el signo esperado de los coeficientes carecían, en la mayoría de los casos, de interpretación económica. Por el contrario, las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios eran más precisas, presentaban mejor comportamiento y eran más fáciles de interpretar económicamente; por ello, a continuación se utiliza mínimos cuadrados ordinarios (OLS) cuando se estiman ecuaciones individuales o el estimador de ecuaciones aparentemente no relacionadas (SURE) cuando se estima un sistema de ecuaciones¹⁸.

La estimación de las ecuaciones [11] y [12], que son las análogas a las [7] y [9] pero teniendo en cuenta que el término da_{it} recoge no sólo *shocks* en la productividad sino también los efectos de economías externas, presenta, sin embargo, problemas en su estimación aun en el caso en el que supongamos que las variaciones en los factores de producción no estén relacionados con los *shocks* de productividad, puesto que dy_t está obviamente correlacionado con v_t . La estimación conjunta para todos los sectores de las ecuaciones [11]/[12] requeriría, pues, un procedimiento de mínimos cuadrados en tres etapas utilizando las variaciones en los *inputs* de todos los sectores considerados en el sistema como instru-

(17) Este es el tipo de instrumentos utilizados por Hall (1986, 1988, 1990) y Domowitz, Hubbard y Petersen (1988).

(18) Al igual que las estimaciones puntuales, el test de exogeneidad de Hausman (1978) se mostró muy sensible al conjunto de instrumentos utilizados, no arrojando luz adicional sobre el problema.

mentos. La longitud temporal de las series utilizadas¹⁹, junto con el número de sectores considerados²⁰, hace imposible la utilización de este conjunto tan amplio de instrumentos, por lo que, en la práctica, dy_t se instrumentó en cada ecuación con las variaciones de los *inputs* que aparecen en dicha ecuación más las variaciones de los *inputs* a nivel agregado. Esto origina un estimador de mínimos cuadrados en tres etapas en el que los instrumentos varían de ecuación a ecuación y que posee una interpretación en términos del estimador generalizado de momentos [Amemiya (1977), Schmidt (1990)]²¹.

4. EVIDENCIA EMPÍRICA

A continuación se presentan los resultados obtenidos de la estimación del modelo para los 13 sectores manufactureros de la clasificación NACE-CLIO R25 que se ofrecen en el apéndice A. El sector 1, Energía, ha sido excluido del análisis estadístico por presentar unos resultados cuya interpretación económica no es inmediata: por ejemplo, la correlación entre las tasas de crecimiento del VAB y las de las horas trabajadas es de -0,54 para dicho sector. Las razones de este atípico comportamiento hay que buscarlas, por una parte, en el proceso de reestructuración y diversificación acometido tras los *shocks* petrolíferos en los años setenta, lo que originó un fuerte proceso inversor que se prolongó, al menos, hasta la década siguiente, y en las peculiaridades del sector dentro del conjunto industrial, presentando un elevado grado de concentración y regulación y, por otro, en la pobreza estadística de la información de base: siete de los ocho sectores de la Encuesta Industrial que constituyen el sector 1 en la clasificación utilizada son investigados en su totalidad por el MINER o por el MAPA. Consecuentemente, los agregados para el total de la industria se definen respecto a los 13 sectores restantes²².

4.1 Estimaciones para el conjunto de la industria

El cuadro 1 recoge los resultados de estimar las ecuaciones [7] y [9] para el agregado de la industria, ofreciendo de esta forma una primera estimación de los rendimientos de escala y grado de monopolio del sector industrial en su conjunto. Sabemos, sin embargo, que estas estimaciones están sesgadas al alza si existen economías externas, y a la baja en el caso de que existan deseconomías, tal y como ponen de manifiesto las ecuaciones [13] y [14].

Las estimaciones están en consonancia con las ofrecidas por Caballero y Lyons (1990) para otros países europeos al obtener valores puntuales de γ ligeramente superiores a la unidad (Alemania 1,22, Francia 1,59, Reino Unido 1,13 y Bélgica 1,42). Cuando restringimos μ a un valor constante, su magnitud para el

(19) 26 observaciones que quedan reducidas a 25 al tomar diferencias.

(20) Como ya se ha mencionado se utilizan 13 de los 14 disponibles inicialmente. Ver al respecto el epígrafe siguiente.

(21) Una solución alternativa, que es la utilizada por Caballero y Lyons (1990), consistiría en sustituir la ecuación agregada para dy_t en las correspondientes para dy_{it} y estimar el sistema (no lineal) resultante por métodos de regresión multivariante. Dado el reducido tamaño de la muestra, optamos por instrumentar dy_t en las ecuaciones lineales [11] y [12] en la forma expuesta en el texto.

(22) Como valor del coste de uso del capital para el total de la industria definido para los sectores 2 a 14 se utilizó el coste de uso para el total de la industria: sectores 1 a 14.

Cuadro 1: ESTIMACIONES A NIVEL AGREGADO DE LOS RENDIMIENTOS A ESCALA Y MARGEN PRECIO-COSTE MARGINAL SIN CONSIDERAR EFECTOS EXTERNOS

Método de estimación: OLS

Estimación de la ecuación [7] a nivel agregado			Estimación de la ecuación [9] a nivel agregado		
		Contraste de hipótesis (Niveles de significación)			Contraste de hipótesis (Niveles de significación)
constante	4,723 (0,973)	gamma = mu = 1 0,175	constante	4,513 (0,479)	gamma = 1 0,028
gamma	1,179 (0,148)		gamma	1,310 (0,132)	
mu	1,449 (0,307)				
R ²	0,80		R ²	0,81	
R ² corregido	0,79		R ² corregido	0,80	
SEE	0,02		SEE	0,02	
DW	1,50		DW	1,56	
Q(6)	3,95 (0,68)		Q(6)	4,00 (0,68)	
Simetría	0,16 (0,77)		Simetría	0,15 (0,77)	
Curtosis	-0,17 (0,68)		Curtosis	-0,13 (0,91)	
Normalidad	0,11 (0,95)		Normalidad	0,09 (0,95)	
Linealidad	1,61 (0,22)		Linealidad	1,48 (0,24)	
Estabilidad: Contraste de Chow con ruptura en 1975			Estabilidad: Contraste de Chow con ruptura en 1975		
F(3,19)	4,10 (0,02)		F(2,21)	1,38 (0,27)	
			Valor medio del margen P-CMg variable: 1964 -1989		
			1,60 (0,19)		
			Correlación con la tasa de variación del PIB: 1965 -1989		
			0,83		

Notas: Errores estándar o niveles de significación del contraste correspondiente entre paréntesis.

Término constante multiplicado por 100.

Q(6) es el estadístico de Ljung-Box (1978) calculado a partir de los 6 primeros coeficientes de autocorrelación de los residuos y considerado como distribuido asintóticamente como una Chi-cuadrado con 6 grados de libertad bajo la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación.

Simetría y Curtosis son estadísticos acerca de la simetría y el exceso de curtosis calculados a partir de los residuos de la regresión, distribuidos asintóticamente como N(0,1) bajo la hipótesis nula de que los residuos provienen de una distribución simétrica y con coeficiente de curtosis igual a 3.

Normalidad es el contraste de Jarque y Bera (1980), ajustado por grados de libertad, y distribuido asintóticamente como una Chi-cuadrado con 2 grados de libertad bajo la hipótesis nula.

Linealidad es un contraste de especificación RESET [Ramsey (1969), Granger y Terasvirta (1993)], distribuido como una F(1,23) bajo la hipótesis nula de correcta especificación.

conjunto de la industria se sitúa en el entorno de 1,5; sin embargo, esta estimación no es muy precisa, por lo que no somos capaces de rechazar la hipótesis conjunta de rendimientos constantes de escala y competencia perfecta a niveles estándares de significación. Esta imprecisión en las estimaciones podría ser indicativa de márgenes entre precios y costes marginales variables, lo que es confirmado por

un test de estabilidad estructural de Chow (1960) con ruptura al inicio del período de la crisis. Obsérvese, sin embargo, que la ecuación [9] sí pasa con facilidad este test, por lo que en el resto del trabajo nos centraremos en aquellas estimaciones que no restringen μ , que podrá ser recuperado posteriormente²³.

Así, cuando consideramos la ecuación [9], y se estima de forma precisa, apareciendo la posibilidad de rendimientos ligeramente crecientes a nivel agregado cuando efectos internos y externos son englobados en un coeficiente único (y es significativamente mayor que la unidad al 1,41% de significación²⁴), el margen precio-coste marginal medio para el período es de 1,6, aunque con importantes oscilaciones, resultando además extraordinariamente procíclico (la correlación con la tasa de crecimiento del PIB en términos reales es de 0.83) y la variación porcentual media de la productividad del total de la industria se sitúa en torno al 4,5%²⁵. Por otra parte, no existen síntomas de mala especificación a juzgar por los estadísticos presentados.

El gráfico 1 permite observar la evolución temporal del margen precio-coste marginal implícito en la estimación de la ecuación [9] y obtenida a partir de [8]. Como puede verse, la tendencia general es decreciente, aunque con oscilaciones hasta principios de la década de los ochenta, iniciando una progresiva recuperación en 1982 que sólo se ve truncada hacia final de la pasada década. Probablemente, a este perfil no es ajena la progresiva apertura externa de la economía española desde mediados de los sesenta y el endurecimiento de los mercados con la crisis de principios de los setenta. La evolución de los últimos años considerados coincide con el período de relanzamiento de nuestra economía que, según se desprende de estos datos, fue acompañado de una importante ampliación de los márgenes que parece truncarse a partir de 1988.

A continuación mostramos cómo una gran parte de los rendimientos de escala obtenidos a nivel agregado es debida a la existencia de economías externas a nivel sectorial.

En primer lugar, presentamos los mismos resultados a partir de datos sectoriales en un modelo con todos sus coeficientes restringidos (a excepción de la constante) en el cuadro 2²⁶. A grandes rasgos, los resultados se mantienen en su totalidad y en lo referente a la elasticidad de escala agregada vuelve a estar en

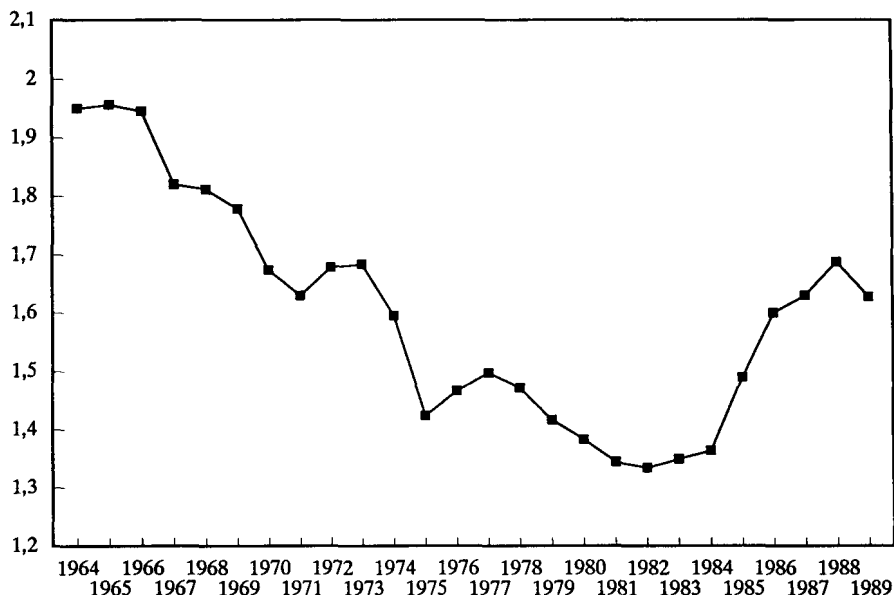
(23) En la estimación de [9] se probaron alternativamente otras especificaciones, incluyendo variables como la utilización de la capacidad productiva o ficticias para distintos años —especialmente una escalón que propiciase un cambio de media en 1975—, sin que ninguna resultase significativa. Este resultado contrasta con las observaciones de Myro (1983) o Suárez (1992); sin embargo, en ambos casos los datos utilizados por estos autores se refieren al conjunto de la economía y no a la industria. Curiosamente, el resultado obtenido para la industria por Jaumandreu (1987), respecto al posible escalón en 1975, es exactamente el mismo que hemos obtenido nosotros, confirmando que para la industria no se puede aceptar la caída en los valores medios de la productividad total a mediados de los 70, lo que apoyaría la hipótesis de que el sector servicios es el responsable en buena medida de este resultado a nivel global.

(24) Todos los niveles de significación ofrecidos en los cuadros dejan sin especificar la hipótesis alternativa y, por tanto, deben ser modificados convenientemente frente a alternativas concretas.

(25) Totalmente en línea con las estimaciones para la industria realizadas por Jaumandreu (1987) (alrededor del 5% en su caso).

(26) En terminología de datos de panel, los resultados de los cuadros 2 y 3 corresponden a un estimador de *efectos fijos*, ya que la heterogeneidad sectorial es tratada mediante la inclusión de variables ficticias sectoriales, aunque permitiendo una matriz de varianzas-covarianzas más general.

Gráfico 1: MARGEN PRECIO-COSTE MARGINAL: TOTAL DE LA INDUSTRIA



consonancia con las estimaciones ofrecidas por Caballero y Lyons (1990) para otros países europeos (Alemania 0,96, Francia 1,18, Reino Unido 0,87 y Bélgica 1,01), si bien dicha elasticidad es algo superior a la obtenida por Jaumandreu (1987) para la industria o Suárez (1992) para el total de la economía²⁷. Aunque la bondad del ajuste, medida a través de un R^2 multivariante [McElroy (1977), Buse (1979)], disminuye de forma importante, los coeficientes son estimados con un elevado grado de precisión. La hipótesis de rendimientos constantes no puede ser rechazada a un nivel de significación del 5% y el margen precio-coste marginal se sitúa en torno a un valor medio de 1,34 para el conjunto del período, mostrando, al igual que en el caso anterior, un comportamiento acusadamente procíclico y una evolución temporal muy similar (no mostrado). Un contraste de *ratio* de verosimilitud sobre la igualdad de la elasticidad de escala entre sectores no es concluyente.

La parte inferior del cuadro 2 muestra las estimaciones de los efectos fijos sectoriales (multiplicados por 100 para poder interpretarlos en términos porcentuales) que representan la estimación de la variación porcentual media en la productividad del sector i a lo largo del período considerado. Los sectores 7, Máquinas de oficina (que incluye ordenadores), 8, Material eléctrico y 4, Químico son

(27) No obstante, conviene señalar que los datos utilizados por Suárez y Jaumandreu en las estimaciones a nivel agregado son de Contabilidad Nacional (y no de la Encuesta Industrial); además, en el primer caso, los datos se refieren al conjunto de la economía (y no sólo a los sectores manufactureros) y en el segundo, la metodología difiere considerablemente de la empleada por nosotros.

Cuadro 2: ESTIMACIONES DE LOS RENDIMIENTOS A ESCALA Y MÁRGENES PRECIO-COSTE MARGINAL SIN CONSIDERAR EFECTOS EXTERNOS: ESTIMACIONES RESTRINGIDAS

Método de estimación: SURE (efectos fijos)

Estimación de la ecuación [9]

gamma		1,119 (0,064)	Contraste de hipótesis (Niveles de significación) gamma= 1	0,063
R ² multivariante		0,47	Contraste de igualdad entre coeficientes (LR) (Niveles de significación) gamma(j)=gamma	0,048
Valor medio del margen P-CMg variable: 1964 - 1989 1,34 (0,16)				
Correlación con la tasa de variación del PIB: 1965 -1989 0,60 (0,33)				

Efectos fijos

Sector 2	4,641	(1,571)
Sector 3	4,115	(0,951)
Sector 4	6,157	(1,062)
Sector 5	5,089	(1,008)
Sector 6	4,086	(1,311)
Sector 7	7,943	(1,828)
Sector 8	6,302	(1,357)
Sector 9	5,626	(1,668)
Sector 10	4,258	(1,346)
Sector 11	3,475	(0,823)
Sector 12	3,936	(0,852)
Sector 13	3,510	(0,901)
Sector 14	3,614	(1,096)
Media	4,827	(1,289)

Notas: Errores estándar entre paréntesis.

Efectos fijos multiplicados por 100.

El valor medio del margen P-CMg variable y la correlación con la tasa de variación del PIB corresponde a la media de todos los sectores. Su error estándar es el correspondiente a dicha media.

aquellos que presentan un mayor crecimiento en su productividad, muy por encima del valor medio del 4,5% para el conjunto industrial. No es de extrañar que estos mismos sectores, curiosamente los tres de demanda fuerte según la clasificación de EUROSTAT, ocupen las primeras posiciones en distintos *rankings* sobre gastos en I+D, lo que los confirma como tres de los sectores más dinámicos de nuestra industria [Myro (1992) o Martín y Velázquez (1993)]. Por el contrario, el sector que a lo largo del período considerado muestra un menor crecimiento en su productividad es el 11, Textil, vestido y calzado²⁸.

En resumen, las estimaciones sectoriales que no consideran la existencia de economías externas son muy similares a las obtenidas para el agregado industrial; únicamente descienden ligeramente los valores estimados del grado de homogeneidad de la función de producción y del margen precio-coste marginal "medio". En ambos casos se refuerza más la idea de la existencia de un margen precio-coste marginal superior a la unidad frente a la de rendimientos a escala internos al sector. De hecho, los coeficientes γ son muy próximos a 1, y si a esto se le une el posible sesgo al alza de estos coeficientes que se produciría en el caso de que existiesen economías externas, todo apunta a la inexistencia de rendimientos crecientes a escala internos a los sectores considerados.

El cuadro 3 examina precisamente qué sucede cuando consideramos la posible existencia de efectos externos medidos a través del valor añadido del total del sector industrial; esto es, presenta la estimación de la ecuación [12] con los coeficientes entre sectores restringidos. En ambos casos el coeficiente β , asociado a los efectos externos, es significativamente distinto de cero y en el entorno de 0,44, un valor muy similar al obtenido para Bélgica (0,48) por Caballero y Lyons (1990) y algo superior al obtenido por Suárez (1992); si bien en este último caso el tipo de efectos externos detectados no son generados por el conjunto de las manufacturas, sino que a pesar de considerarse comunes para todos los sectores se revelan como internos a las agrupaciones sectoriales consideradas por dicho autor.

Puede apreciarse claramente cómo la inclusión de economías externas aumenta la bondad del ajuste del modelo de forma considerable y reduce notablemente la estimación puntual de γ , que ahora se sitúa claramente por debajo de la unidad. Esta reducción nos permite argumentar que buena parte de los rendimientos a escala que débilmente habíamos detectado en las estimaciones anteriores se revelan como externos a los sectores considerados, de forma que no es posible aceptar la existencia de economías de escala internas al sector (deberíamos hablar de deseconomías) al menos con el grado de desagregación considerado²⁹. La estimación puntual de γ obtenida es de 0,78 y a un nivel de significación del 5% no somos capaces de aceptar la hipótesis de rendimientos constantes a escala

(28) En términos relativos, los resultados interindustriales son similares a los que se obtienen al analizar la productividad a través del residuo de Solow, como se puede ver en Goerlich (1994), cuadro 2.

(29) Nótese que la inexistencia de economías de escala internas al sector no indica que ninguna de las actividades agrupadas en él presente rendimientos a escala crecientes, sino que al menos una parte de ellas presentará rendimientos constantes o decrecientes.

Cuadro 3: ESTIMACIONES DE LOS RENDIMIENTOS A ESCALA, MÁRGENES PRECIO-COSTE MARGINAL Y EFECTOS EXTERNOS: ESTIMACIONES RESTRINGIDAS

Método de estimación: 3SLS (efectos fijos)

Estimación de la ecuación [12]

		Contraste de hipótesis (Niveles de significación)	
gamma	0,779 (0,112)	gamma= 1	0,049
beta	0,441 (0,093)	Contraste de igualdad entre coeficientes (QLR) (Niveles de significación)	
R ²		gamma(j) = gamma & beta(j) = beta	0,316
multivariante	0,72	gamma(j) = gamma beta(j) = beta	0,665 0,066

Valor medio del margen P-CMg variable: 1964 - 1989

0,93
(0,11)

Efectos fijos

Sector 2	2,652	(1,419)
Sector 3	1,828	(0,917)
Sector 4	4,495	(1,004)
Sector 5	3,163	(0,984)
Sector 6	1,730	(1,423)
Sector 7	5,661	(1,917)
Sector 8	4,297	(1,330)
Sector 9	4,049	(1,562)
Sector 10	2,418	(1,383)
Sector 11	0,613	(1,001)
Sector 12	2,032	(0,929)
Sector 13	2,257	(0,852)
Sector 14	1,109	(1,192)
Media	2,793	(1,408)

Notas: Errores estándar entre paréntesis.

Efectos fijos multiplicados por 100.

El valor medio del margen P-CMg variable corresponde a la media de todos los sectores. Su error estándar es el correspondiente a dicha media.

frente a la alternativa de rendimientos decrecientes³⁰. Por lo que respecta al margen precio-coste marginal, desaparece la evidencia de que sea superior a la unidad, si bien el perfil temporal (no mostrado) para la media del conjunto industrial es muy similar al que puede observarse en el gráfico 1 obtenido con los datos agregados.

Merece la pena destacar cómo la magnitud estimada de la variación porcentual en la productividad de los distintos sectores disminuye de forma importante con la inclusión de los efectos externos, lo que indica que parte de la productividad observada puede ser atribuida a dichos efectos. Es importante señalar, sin embargo, que la ordenación relativa de los sectores respecto a las ganancias de productividad a lo largo del período analizado se mantiene.

La importancia de los efectos externos puede ser entendida más fácilmente con un ejemplo numérico. Para un valor de γ de 0,75 y de β de 0,4, un sector que incrementa sus *inputs* en un 10% verá incrementarse su *output* en un 7,5% si actúa de forma aislada; pero este incremento en la producción llegará a ser de un 12,5% si todos los sectores de la economía actúan de forma coordinada en la misma dirección. Así pues, en este caso extremo, el incremento adicional en la producción derivado de la existencia de efectos externos es de 5 puntos porcentuales.

Finalmente, indicar que los contrastes de *quasi-ratio* de verosimilitud, válidos para la estimación por variables instrumentales [Gallant y Jorgenson (1979), Newey y West (1987)], sobre la igualdad de los coeficientes entre sectores no parecen desfavorables a la hipótesis nula.

4.2. Estimaciones a nivel sectorial

A continuación se ofrecen estimaciones a nivel sectorial para los 13 sectores industriales considerados. En líneas generales, los resultados son acordes con los mencionados para el total de la industria, si bien es necesario realizar algunas precisiones.

El cuadro 4 muestra la estimación de la ecuación [9], esto es, la estimación de γ sin considerar la posible existencia de efectos externos. Por término medio, los resultados son plenamente consistentes con los ofrecidos cuando estos coeficientes son restringidos intersectorialmente (cuadro 2), si bien se observa una importante diversidad sectorial, algo que ya había sido detectado para este mismo nivel de agregación y período muestral, aunque en otro contexto, por Goerlich (1993, 1994).

Cuando no se consideran los efectos externos, la mayoría de sectores muestran estimaciones puntuales de γ superiores a la unidad. Así, los sectores 3, Productos no metálicos, 5, Productos metálicos, 11, Textil, vestido y calzado y 13, Caucho y plástico, muestran cierta evidencia de rendimientos crecientes cuando la estimación de γ representa un índice compuesto tanto de los rendimientos de escala internos como de los efectos externos. No obstante, la hipótesis de rendimientos constantes no puede ser rechazada en 8 de los 13 sectores considerados, ni tampoco a nivel agregado, a pesar de que el valor medio de γ para el conjunto de los sectores manufactureros es ligeramente superior a la unidad.

(30) Este resultado es muy similar a la estimación efectuada de las economías de escala por Jaumandreu (1987), a pesar de la diferencia en las hipótesis de partida. En su caso, las variaciones de factores están corregidas por variables de "esfuerzo".

Cuadro 4: ESTIMACIONES DE LOS RENDIMIENTOS A ESCALA Y MÁRGENES PRECIO COSTE-MARGINAL SIN CONSIDERAR EFECTOS EXTERNOS: ESTIMACIONES SECTORIALES

Método de estimación: SURE

Estimación de la ecuación [9]					Contraste de hipótesis (Niveles de significación) gamma = 1
SECTOR	cte	gamma	margen medio	Correl. con PIB	
2 Minerales metálicos	4,450 (1,555)	1,395 (0,319)	1,15 (0,20)	0,71	0,216
3 Productos no metálicos	4,237 (0,847)	1,802 (0,233)	2,17 (0,22)	0,87	0,001
4 Químico	5,955 (1,149)	1,241 (0,276)	1,64 (0,20)	0,80	0,383
5 Productos metálicos	4,794 (0,986)	1,454 (0,216)	1,70 (0,14)	0,78	0,035
6 Maquinaria	4,097 (1,306)	1,147 (0,175)	1,41 (0,17)	0,55	0,403
7 Máquinas de oficina	7,787 (1,682)	0,179 (0,261)	0,20 (0,05)	-0,20	0,002
8 Material eléctrico	6,502 (1,337)	0,811 (0,187)	0,95 (0,13)	-0,10	0,310
9 Material de transporte	5,477 (1,690)	1,197 (0,206)	1,26 (0,24)	0,73	0,339
10 Alimentación	4,750 (1,272)	0,685 (0,253)	0,94 (0,13)	0,50	0,214
11 Textil, vestido y calzado	4,193 (0,861)	1,503 (0,159)	2,08 (0,36)	0,78	0,002
12 Papel y derivados	3,928 (0,869)	1,127 (0,204)	1,32 (0,15)	0,76	0,534
13 Caucho y plástico	3,068 (0,880)	1,274 (0,118)	1,57 (0,35)	0,82	0,021
14 Madera, corcho y otras	3,567 (1,109)	1,061 (0,229)	1,36 (0,17)	0,75	0,789
Media	4,831	1,144	1,36	0,60	R ² multivariante 0,54
Error estándar	(1,246)	(0,393)	(0,49)	(0,33)	

Rendimientos crecientes a escala *versus* constantes

Sectores 3, 5, 11, 13.

Rendimientos decrecientes a escala *versus* constantes

Sector 7

Notas: Errores estándar entre paréntesis.

Término constante multiplicado por 100.

Al igual que en el caso de las estimaciones restringidas (cuadro 2) son los sectores 7, Máquinas de oficina, 8, Material eléctrico y 4, Químico los que presentan un mayor dinamismo en cuanto al crecimiento de su productividad.

El margen precio-coste marginal presenta un comportamiento marcadamente procíclico en todos los sectores, con excepción del 7, Máquinas de oficina, y el 8, Material eléctrico, que parecen mostrar un comportamiento acíclico³¹.

La inclusión de efectos externos, restringidos a igualdad para todos los sectores considerados³², aumenta la bondad del ajuste de forma importante y altera los resultados en la dirección prevista, tal y como puede observarse en el cuadro 5. Es de destacar que dichos efectos externos, medidos a través del coeficiente β , son altamente significativos y se sitúan en el mismo orden de magnitud que en el caso del estimador de efectos fijos. La estimación puntual de β es ligeramente superior a la obtenida por Suárez (1992)³³, lo que, probablemente, determina una estimación de las variaciones medias de la productividad y unas elasticidades de escala ligeramente inferiores a las obtenidas por dicho autor, aunque con perfiles intersectoriales muy similares. En concreto, merece la pena señalar que, salvando la diferente agregación sectorial utilizada, las estimaciones de γ ofrecidas en el cuadro 5 son del mismo orden de magnitud que las de Suárez (1992) con excepción de nuestros sectores 9, Material de transporte, 10, Alimentación, y 13, Caucho y plástico.

La consideración de economías externas hace desaparecer cualquier evidencia de rendimientos crecientes, haciendo surgir la posibilidad de rendimientos decrecientes en algunos sectores, notablemente en el 7, Máquinas de oficina, y en el 10, Alimentación; y, en menor medida, en el 8, Material eléctrico.

En resumen, podemos decir que la característica más destacada de los resultados presentados es la significatividad y estabilidad del parámetro asociado a las economías externas, lo que, al menos al nivel de agregación considerado, determina que buena parte de los rendimientos crecientes detectados inicialmente son, fundamentalmente, el resultado de efectos externos más que de características tecnológicas. En la misma línea, los efectos externos detectados aminoran la importancia del progreso tecnológico (aproximado por las constantes) en la explicación de la dinámica del *output* industrial. Además, el hecho de que los efectos externos estén vinculados con el conjunto de la industria (manufacturas) indica la presencia de factores macroeconómicos que afectan a la correlación entre el *output* sectorial (VAB) y la productividad total de los factores.

(31) Obsérvese que el sector 7, Máquinas de oficina, es el que muestra un mayor crecimiento en la productividad total de los factores con independencia de la medida utilizada.

(32) Los contrastes QLR presentados en el cuadro 3 permiten aceptar la igualdad de los coeficientes γ y β conjuntamente. Relajar la igualdad intersectorial del parámetro de escala γ permite observar diferencias entre sectores, mientras que mantener un único coeficiente β hace nuestros resultados directamente comparables con los ofrecidos por Caballero y Lyons (1990) y, en menor medida, también con los de Suárez (1992).

(33) Obsérvese, sin embargo, que ambas estimaciones no son directamente comparables ya que no sólo la agregación sectorial es diferente, sino que las economías externas obtenidas por este autor hacen referencia a agrupaciones de sectores y no al agregado industrial y considera variaciones de la productividad idénticas entre sectores (no considera efectos fijos sectoriales). Por otra parte, estimaciones alternativas ofrecidas en Suárez (1991), Cuadro 7, están en línea con las obtenidas en este trabajo.

Cuadro 5: ESTIMACIONES DE LOS RENDIMIENTOS A ESCALA, MÁRGENES PRECIO COSTE-MARGINAL Y EFECTOS EXTERNOS: ESTIMACIONES SECTORIALES, CON LOS EFECTOS EXTERNOS RESTRINGIDOS

Método de estimación: 3SLS

Estimación de la ecuación [12]					Contraste de hipótesis (Niveles de significación) gamma = 1
SECTOR	cte	gamma	margen medio	beta	
2 Minerales metálicos	2,586 (1,459)	0,905 (0,384)	0,74 (0,13)	0,437 (0,117)	0,804
3 Productos no metálicos	1,942 (0,942)	1,300 (0,268)	1,56 (0,16)	0,437 (0,117)	0,264
4 Químico	4,468 (1,110)	0,808 (0,317)	1,06 (0,13)	0,437 (0,117)	0,544
5 Productos metálicos	3,021 (1,019)	0,964 (0,253)	1,13 (0,09)	0,437 (0,117)	0,886
6 Maquinaria	1,809 (1,462)	0,930 (0,217)	1,14 (0,14)	0,437 (0,117)	0,746
7 Máquinas de oficina	5,573 (1,847)	0,121 (0,347)	0,14 (0,03)	0,437 (0,117)	0,011
8 Material eléctrico	4,422 (1,378)	0,618 (0,206)	0,73 (0,10)	0,437 (0,117)	0,064
9 Material de transporte	3,872 (1,626)	0,882 (0,251)	0,93 (0,18)	0,437 (0,117)	0,639
10 Alimentación	3,118 (1,295)	0,180 (0,333)	0,25 (0,03)	0,437 (0,117)	0,014
11 Textil, vestido y calzado	0,723 (1,198)	0,826 (0,233)	1,14 (0,20)	0,437 (0,117)	0,455
12 Papel y derivados	2,096 (0,972)	0,734 (0,287)	0,86 (0,10)	0,437 (0,117)	0,354
13 Caucho y plástico	1,644 (0,904)	1,001 (0,156)	1,23 (0,27)	0,437 (0,117)	0,995
14 Madera, corcho y otras	1,067 (1,284)	0,702 (0,284)	0,90 (0,11)	0,437 (0,117)	0,294
Media	2,795	0,767	0,91		R ² multivariante 0,72
Error estándar	(1,396)	(0,308)	(0,37)		

Rendimientos decrecientes a escala *versus* constantes
Sectores 7, 8, 10

Notas: Errores estándar entre paréntesis.
Término constante multiplicado por 100,

5. CONCLUSIONES

En este trabajo se ofrecen resultados sobre los rendimientos a escala en la industria española, distinguiendo entre las economías de escala internas y los efectos externos a los sectores considerados. La metodología empleada, extensión de la descomposición de Solow (1957), sigue los desarrollos de Hall (1988, 1990) y, especialmente, de Caballero y Lyons (1990, 1992). La descomposición de las variaciones del *output* así logradas, permite, adicionalmente, obtener el margen precio-coste marginal de los diferentes sectores y estimaciones más ajustadas de las variaciones en la productividad total de los factores.

Con todo, la consideración de efectos externos es el aspecto más significativo del trabajo, ya que, tal y como han señalado algunos autores y se confirma en nuestro caso, las estimaciones de rendimientos de escala y tasas de variación de la productividad total pueden estar sesgadas al alza si se ignora la posible existencia de dichos efectos externos. Adicionalmente, se muestra cómo el mismo resultado es de aplicación en lo que hace referencia a la medición del grado de monopolio.

En este contexto, la sección 4 muestra claramente cómo, cuando las economías externas intersectoriales son ignoradas, se obtienen rendimientos a escala débilmente crecientes y márgenes entre precios y costes marginales superiores a la unidad y claramente procíclicos, con tasas exógenas de crecimiento de la productividad total de los factores en torno al 4,5%.

La significatividad de los efectos externos de carácter positivo sesga al alza estos resultados, de forma que, cuando dichos efectos son tomados en consideración, el grado de rendimientos a escala internos al sector considerado se reduce considerablemente, apareciendo la posibilidad de rendimientos decrecientes en algunos sectores. Así mismo, la existencia de competencia perfecta, manifestada en la inexistencia de márgenes entre precios y costes marginales superiores a la unidad, aparece como una hipótesis que no puede ser descartada *a priori* y la tasa de crecimiento de la productividad se reduce drásticamente a un 2,8% por término medio, aunque con importantes disparidades sectoriales. Naturalmente, la metodología empleada sólo permite detectar las economías externas a niveles de agregación iguales o superiores al considerado, de manera que nuestros resultados no implican la inexistencia de actividades o empresas con rendimientos crecientes y/o mercados no competitivos a niveles de agregación menores.

En las estimaciones sectoriales (no restringidas), los resultados relativos al efecto de las economías externas se reproducen, detectándose una importante diversidad de tasas de crecimiento exógenas de la productividad, magnitud de las economías de escala y márgenes precio-coste marginal a nivel intersectorial, con la aparición de sectores en los que se detectan rendimientos decrecientes a escala.

La mayor amplitud temporal de nuestros datos permiten mejorar las estimaciones anteriores para la industria, tanto a nivel agregado como sectorial y tomar en consideración el efecto de la presencia de economías de escala externas incluso a nivel agregado. Hecha esta salvedad, los resultados obtenidos para la industria española no son cualitativamente diferentes a los obtenidos por otros autores, confirmando algunos de sus resultados.

A diferencia de otros trabajos, el hecho de que las externalidades estén vinculadas con el conjunto de la industria (manufacturera) apunta en la dirección de que existe cierta sensibilidad de nuestra industria a las perturbaciones macroeconómicas y no sólo a aquellas de carácter más microeconómico.

Por último, sólo señalar que los estudios más recientes en este campo de investigación apuntan hacia el hecho de que los resultados pueden ser sensibles a la utilización de series de Valor Añadido en lugar de Producción Total [Norrbín (1993), Marchetti (1994)]. La extensión de este trabajo en la dirección mencionada es una tarea que se deja para futuras investigaciones.

APÉNDICE A

A continuación se exponen las equivalencias entre los 14 sectores industriales de NACE-CLIO R25, la Encuesta Industrial y la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (1974).



Cuadro A.1: EQUIVALENCIAS SECTORIALES

Sectores industriales NACE-CLIO R25	Encuesta Industrial	CNAE (1974)
1 Energía	1 – 8	11 – 16
2 Minerales metálicos y siderometalurgia	9–11	21,22
3 Minerales y productos no metálicos	12–18	23,24
4 Químico	19 – 30	25
5 Productos metálicos	31 – 35	31
6 Maquinaria	36,37	32
7 Máquinas de oficina y otros	38,46	33,39
8 Material eléctrico	39,40	34,35
9 Material de transporte	41 – 45	36 – 38
10 Alimentación	47 – 64	41,42
11 Textil, vestido y calzado	65 – 74	43 – 45
12 Papel y derivados	80 – 82	47
13 Caucho y plásticos	83 – 84	48
14 Madera, corcho y otras manufacturas	75 – 79, 85 – 89	46,49

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Amemiya, T. (1977): "The maximum likelihood and the nonlinear three stage least squares estimator in the general nonlinear simultaneous equation model", *Econometrica*, 45, 4, (May), págs. 955-968.
- Becker, G. (1962): "Investment in Human Capital: A theoretical Analysis", *Journal of Political Economy*, 70 (October), págs. 9-49.
- Bernanke, B. y Parkinson, M. (1991): "Procyclical labor productivity and competing theories of the business cycle: some evidence from interwar U.S. manufacturing industries", *Journal of Political Economy*, 99, 31, págs. 439-459.
- Bound, J.; Jaeger, D.A. y Baker, R. (1993): "The cure can be worse than the disease: A cautionary tale regarding instrumental variables", NBER Technical Paper Series 137.
- Burnside, C.; Eichenbaum, M. y Rebelo, S. (1993): "Labor Hoarding and the Business Cycle" *Journal of Political Economy*, 101 (April), págs. 245-273.
- Buse, A. (1979): "Goodness of fit in the seemingly unrelated regressions model: A generalization", *Journal of Econometrics*, 10, págs. 109-114.
- Caballero, R.J. y Lyons, R.K. (1989): "The Role of External economies in U.S. manufacturing", NBER Working Paper N.º. 3033, (July).
- Caballero, R.J. y Lyons, R.K. (1990): "Internal versus external economies in European industry", *European Economic Review*, 34, 4, 805-830.
- Caballero, R.J. y Lyons, R.K. (1992): "External effects in U.S. procyclical productivity", *Journal of Monetary Economics*, 29, 2, (April), págs. 209-255.
- Chow, G.C. (1960): "Test of equality between sets of coefficients in two linear regression", *Econometrica*, 28, 3, págs. 591-605.
- Corrales, A. y Taguas, D. (1989): "Series macroeconómicas para el período 1954 - 1988: Un intento de homogeneización", Ministerio de Economía y Hacienda, SGPE-D-89001, (Febrero).
- Dolado, J.J.; Sebastián, M. y Vallés, J. (1993): "Cyclical patterns of the Spanish economy", Mimeo, Servicio de Estudios del Banco de España.
- Domowitz, I.; Hubbard, R.G. y Petersen, B.C. (1988): "Market Structure and Cyclical Fluctuations in U.S. Manufacturing" *Review of Economics and Statistics*, 70, (February), págs. 55-66.
- Gallant, A.R. y Jorgenson, D.W. (1979): "Statistical inference for a system of simultaneous, nonlinear, implicit equations in the context of instrumental variable estimation" *Journal of Econometrics*, 11, (2/3), págs. 275-302.
- Gandoy, R. (1988): *Evolución de la Productividad Global en la Industria Española. Un Análisis Desagregado para el Período 1964-1981*. Tesis Doctoral. Universidad Complutense de Madrid.
- García, S.; Goerlich, F.J. y Orts, V. (1994): "Macromagnitudes básicas a nivel sectorial para la industria española: Series históricas", *Economía Industrial*, (pendiente de publicación).
- Goerlich, F.J. (1993): "La productividad del trabajo en la industria: 1964 - 89. Interpretaciones alternativas al comportamiento cíclico", *Economía Industrial*, 292, (Julio/Agosto), págs. 145-153.
- Goerlich, F.J. (1994): "Comportamiento cíclico de la productividad en la industria: Shocks de oferta versus shocks de demanda", *Investigaciones Económicas*, XVIII, 3, (septiembre), págs. 491-515.
- Goerlich, F.J. y Orts, V. (1995): "Margen Precio-Coste Marginal y Economías de Escala en la Industria Española: 1964-1989", WP-EC 95-01, I.V.I.E., Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, Valencia.
- Gómez Villegas, J. (1987): *Cambio Técnico en la Economía Española: Un Análisis Desagregado para el Período 1964-1981*. Tesis Doctoral. Universidad Complutense de Madrid.
- Granger, C. W. J. y Teravista, T. (1993): *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford.

- Hall, R.E. (1986): "Market structure and macroeconomic fluctuations", *Brooking Papers on Economic Activity*, 2, págs. 285- 338.
- Hall, R.E. (1987): "Productivity and the business cycle", presented at Carnegie-Rochester Conference Series in Public Policy, 27, (Autumn), págs. 421-444.
- Hall, R.E. (1988): "The relationship between price and marginal cost in US industry", *Journal of Political Economy*, 96, (October), págs. 921-947.
- Hall, R.E. (1990): "Invariance properties of Solow's productivity residual", en Diamond, P. (Ed.) *Growth/Productivity/Unemployment. Essays to Celebrate Bob Solow's Birthday*. The MIT Press.
- Hausman, J.A. (1978): "Specification tests in econometrics", *Econometrica*, 46, págs. 1251-1271.
- Hernando, I. y Vallés, J. (1993): "Productividad sectorial: Comportamiento cíclico de la economía española", Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo 9323.
- Jarque, C.M. y Bera A.K. (1980): "Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals", *Economics Letters*, 6, 3, págs. 255-259.
- Jaumandreu, J. (1987): "Producción, empleo, cambio técnico y costes relativos en la industria española", *Investigaciones Económicas*, 11, 3, págs. 427-463.
- Ljung, G.M. y Box, G.E.P. (1978): "On a measure of lack of fit in time sries models", *Biometrika*, 67, págs. 297-303.
- Marchetti, D.J. (1994): "Procyclical productivity, externalities and labor hoarding: A reexamination of evidence from U.S. Manufacturing", European University Institute, *Working Paper ECO 94/13*, Florence.
- Martín, C. y Velázquez, F.J. (1993): "Actividad tecnológica y competitividad de las empresas industriales españolas", *Papeles de Economía Española*, núm. 56, págs. 194-207.
- Martín, A. y Moreno, L. (1992): "Medidas del stock de capital a partir de datos contables" en Mato, G. y Salas, V. (eds.) *Valoración económica del beneficio y el capital*. Fundación de Estudios de Economía Aplicada, Colección Estudios 11, Madrid.
- Martín Marcos, A. (1993): "Medida y determinantes de la productividad: Una aplicacion a la industria española", Tesis Doctoral, U.N.E.D.
- Mazón, C. (1992a): "Márgenes de beneficio, eficiencia y poder de mercado en las empresas españolas". Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo, número 9204.
- Mazón, C. (1992b): "El margen precio-coste marginal en la encuesta industrial: 1978-1988". Banco de España, Servicio de Estudios, Documentos de Trabajo, número 9205.
- McElroy, M.B. (1977): "Goodness of fit for seemingly unrelated regressions: Glahn's $R_{y,x}^2$ and Hooper's $\bar{r}^2$ ", *Journal of Econometrics*, 6, págs. 381-387.
- Myro, R. (1992): "Productividad y competitividad de las manufacturas españolas", *Información Comercial Española*, núm. 705, (Mayo), págs. 77-94.
- Nelson, C.R. y Startz, R. (1990a): "The distribution of the instrumental variables estimator and its t-ratio when the instrument is a poor one", *Journal of Business*, 63, 1, Part 2, s125-s140.
- Nelson, C.R. y Startz, R. (1990b): "Some further results on the exact small sample properties of the instrumental variables estimator", *Econometrica*, 58, 4, (July), págs. 967-976.
- Newey, W.K. y West, K.D. (1987): "Hypothesis testing with efficient method of moments estimation", *International Economic Review*, 28, 3 (october), págs. 777-787.
- Norrbin, S.C. (1993): "The Relation between Price and Marginal Cost in U.S. Indsutry: A Contradiction", *Journal of Political Economy*, 101, 6, págs. 1149-1164.
- OCDE (1993): "Methods Used by OECD Countries to Mesure Stocks of Fixed Capital", *National Accounts: Sources and Methods*, núm. 2, OCDE, París.
- Oi, W.Y. (1961): "Labor as a Quasi-Fixed Factor" *Journal of Political Economy*, 70 (December), págs. 538-55.
- Prescott, E. (1986): "Theory ahead of Business Cycle Measurement", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, págs. 11-44.

- Ramsey, J. (1969): "Tests for specification errors in classical least-squares regression analysis", *Journal of the Royal Statistical Society*, B, 31, págs. 350-371.
- Rosen, S. (1968): "Short-run Employment Variation on Class-I Railroads in the U.S., 1947-63", *Econometrica*, 36, (July-October), págs. 511-29.
- Rotemberg, J.J. y Summers, L.H. (1990): "Inflexible prices and procyclical productivity", *Quarterly Journal of Economics*, 105, 4, (November), págs. 851-874.
- Segura, J. y otros (1989): *La Industria Española en la Crisis (1978 - 1984)*, Alianza Editorial, Madrid.
- Schmidt, P. (1990): "Three-stage least squares with different instruments for different equations", *Journal of Econometrics*, 43, págs. 389-394.
- Shapiro, M.D. (1987): "Are cyclical fluctuations in productivity due more to supply shocks or demand shocks?", *American Economic Review*, Papers and Proceedings, 77, 2, (May), págs. 118-124.
- Solow, R. (1957): "Technical change and the aggregate production function", *Review of Economics and Statistics*, 39, (August), págs. 312-320.
- Stockman, A. (1988): "Sectoral and national aggregate disturbances to industrial output in seven countries", *Journal of Monetary Economics*, 21, págs. 387-409.
- Suárez, F.J. (1991): "Economías de escala, poder de mercado y externalidades: Medición de las fuentes del crecimiento español", Centro de Estudios Monetarios y Financieros, Documento de Trabajo, núm. 9104 (julio).
- Suárez, F.J. (1992): "Economías de escala, poder de mercado y externalidades: Medición de las fuentes del crecimiento español", *Investigaciones Económicas*, XVI, 3, págs. 411-441.
- Velázquez, F.J. (1993): "Economías de escala y tamaños óptimos en la industria española" *Investigaciones Económicas*, XVII, 3, págs. 507-525.

Fecha de recepción del original: Mayo, 1994

Versión final: Enero, 1995

ABSTRACT

This paper presents estimates of the indexes of internal returns to scale, external economies and mark-ups for 13 of the 14 manufacturing sectors of the NACE-CLIO R25 Spanish industries during the period 1964-1989. At the aggregate level, we find slightly increasing returns to scale and mark-ups well above one. However, at our level of aggregation, these results are biased by the presence of external economies that appear to be very significant. When these external economies are taken into account, the estimates of the indexes of internal returns to scale and mark-ups are greatly reduced in all cases.

Keywords: imperfect competition, *mark-ups*, industrial economics.