

# ECONOMÍAS DE ESCALA, EXTERNALIDADES Y ATESORAMIENTO DE TRABAJO EN LA INDUSTRIA ESPAÑOLA (1964-1989)\*

FRANCISCO J. GOERLICH

*Universidad de Valencia*

VICENTE ORTS

*Universitat Jaume I*

En este trabajo se confirma el comportamiento procíclico de la productividad total de los factores en la industria española y se analizan diversas hipótesis consistentes con dicha regularidad. En línea con la literatura reciente sobre el tema que extiende los trabajos de Hall (1988, 1990) y Caballero y Lyons (1990, 1992), en el presente trabajo se utilizan datos de producción total (producción bruta), en lugar de valor añadido sectorial, lo que debilita de forma importante la correlación entre productividad y PIB. Adicionalmente se estima un indicador del grado de economías de escala y del grado de monopolio, y se investiga la posible presencia de externalidades o de un fenómeno de atesoramiento del trabajo. Los resultados, en abierta discrepancia con trabajos anteriores, no confirman la relevancia de las externalidades en nuestra industria ni el atesoramiento de factores, mientras que, al nivel de agregación considerado, no pueden descartarse rendimientos constantes a escala como una buena aproximación a la realidad del sector industrial.

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

**E**l comportamiento procíclico de la productividad del trabajo o de la productividad total de los factores es un hecho estilizado dentro de la literatura empírica sobre crecimiento y ciclos económicos<sup>1</sup>. Sin embargo, frente a esta regularidad, cada una de las explicaciones que se dan habitualmente del fenómeno tiene implicaciones radicalmente diferentes desde la perspectiva del origen y mecanismos de propagación de los ciclos. Así, el comportamiento procíclico de la productividad es inconsistente con las hipótesis de rendimientos constantes y competencia

---

(\*) Los autores agradecen la ayuda de la DGICYT, proyecto PB94-1523 y de la CICYT, proyecto SEC 96-1435-C02-03. Los comentarios de dos evaluadores anónimos contribuyeron a mejorar sustancialmente una primera versión de este trabajo, que fue publicada como Documento de Trabajo del Departamento de Análisis Económico de la Universidad de Valencia, DT 95-14. Cualquier error que subsista es de nuestra entera responsabilidad. Los cálculos fueron realizados con RATS versión 4.10; datos, programas y resultados mencionados se encuentran disponibles si se solicitan a los autores.

(1) Ver, por ejemplo, Hall (1987), Shapiro (1987), Stockman (1988), Bernanke y Parkinson (1991) o, para la economía española, Segura y otros (1989), Hernando y Valles (1993) o Goerlich (1994).

perfecta, salvo en presencia de *shocks* tecnológicos en línea con el enfoque del ciclo real [Prescott (1986)]. Alternativamente, si aceptamos que los ciclos económicos tienen un componente de demanda, es necesario recurrir para explicar dicha regularidad a la presencia de algún tipo de rendimientos crecientes y/o mercados no competitivos [Hall (1988 y 1990), Caballero y Lyons (1990 y 1992)] o, desde una perspectiva *keynesiana* más tradicional, a la existencia de un fenómeno de atesoramiento de factores productivos y, en particular, del trabajo [Oi (1962), Rosen (1968), Rotemberg y Summers (1990), Burnside, Eichenbaum y Rebelo (1993)].

En España, la evidencia empírica sobre el tema es relativamente reciente [Suárez (1992), Martín (1993), Hernando y Vallés (1993), Goerlich (1994) o Goerlich y Orts (1994)]. En ella se pone de manifiesto el carácter procíclico de la productividad y se ofrecen distintas explicaciones relacionadas fundamentalmente con la presencia de algún tipo de rendimientos crecientes y/o mercados no perfectamente competitivos, prestando escasa atención a la posible existencia de un fenómeno de atesoramiento del trabajo y a los cambios subsiguientes en el “esfuerzo” laboral. Además, como en la mayoría de trabajos realizados para otros países hasta fechas recientes, buena parte de los análisis efectuados para España se restringen al uso de datos de *valor añadido* como medida del *output*, considerando básicamente el trabajo y el capital como *inputs* del proceso productivo<sup>2</sup>. Esta opción, justificada en ocasiones por la ausencia de información adecuada sobre consumos intermedios, distorsiona las estimaciones de la productividad total de los factores, y sesga al alza las *ratios* entre precio y coste marginal y los índices de rendimientos a escala. El problema no es nuevo y fue reconocido por el propio Hall (1988). Más recientemente, sin embargo, varios trabajos han venido a confirmar empíricamente las derivaciones teóricas realizadas inicialmente por Hall, poniendo de relieve que al sustituir los datos de valor añadido por los de producción total en el análisis de la industria de EE.UU., la evidencia sobre la discrepancia entre precio y coste marginal se vuelve insignificante para muchos sectores y la hipótesis conjunta de competencia perfecta y rendimientos constantes no puede ser rechazada [Norrbin (1993)], al tiempo que los efectos externos detectados por Caballero y Lyons (1992) desaparecen prácticamente al completo [Marchetti (1994)]<sup>3</sup>.

Evidentemente, estos trabajos obligan en general a replantearse los resultados obtenidos para la industria española con datos de valor añadido y en particular los de Suárez (1992) y Goerlich y Orts (1994), dado su paralelismo con los trabajos de Hall y Caballero y Lyons para otros países. Así pues, el objetivo perseguido en esta nota es doble: por un lado vamos a tratar de discriminar entre atesoramiento de trabajo, economías de escala y externalidades, como origen del comportamiento procíclico observado en la productividad de la industria española y, por otro, comprobaremos la robustez de resultados anteriores que utilizaban como medida del *output* datos de *valor añadido*, utilizando ahora datos de *producción bruta* como medida del *output*, así como consumos intermedios, junto al trabajo y al capital, como factores productivos.

---

(2) Excepciones a lo anterior son los trabajos de Martín (1993) y Jaumandreu (1987), este último, sólo en lo referente al atesoramiento de trabajo.

(3) En este caso, como veremos más adelante, el resultado puede deberse tanto al uso de datos de producción bruta y consumos intermedios, como a considerar en su especificación la posible existencia de un fenómeno de atesoramiento de trabajo.

El trabajo se ha organizado como sigue. En el apartado 1 se presenta el modelo que subyace a las estimaciones posteriores; una breve reseña sobre los datos utilizados en el apartado 2 da paso a las estimaciones y resultados obtenidos que se recogen en el apartado siguiente. Por último, un apartado de conclusiones pone punto final al trabajo.

## 1. EL MODELO

En este apartado se presenta una versión muy sintética del modelo básico utilizado por Hall (1988) y adaptado posteriormente por Caballero y Lyons (1990)<sup>4</sup>, introduciendo dos modificaciones: (1) Se considera la utilización de *consumos intermedios* entre los *inputs* de la función de producción, y por tanto se recurre a la *producción bruta* como medida del *output* sectorial; y (2) se considera la posibilidad de que existan tanto *economías de escala internas* y *externas* a los sectores considerados, como la presencia de un fenómeno de *atesoramiento de trabajo*, como un componente explicativo adicional de la productividad observada.

Consideremos una función de producción diferenciable del tipo

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

donde  $Q_{it}$  es la *producción bruta*,  $N_{it}$ ,  $K_{it}$  y  $M_{it}$  son el *trabajo*, *capital* y *consumos intermedios* del sector  $i$ -ésimo en el periodo  $t$ , mientras que  $A_{it}$  es un factor que recoge las alteraciones en el *output* no explicadas por las variaciones en los *inputs* considerados. A partir de esta especificación, la tasa de variación de la producción bruta puede expresarse en términos de tasas de variación de los *inputs* como,

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

donde, con carácter general

$$dx = \frac{dX}{X} \quad \text{y} \quad \xi_{x,it}$$

es la elasticidad del *output* ante variaciones en el *input*  $x$ .

Dichas elasticidades, que son inobservables, pueden a su vez expresarse en términos del grado de economías de escala y de la participación de cada *input* en el coste total, si suponemos que: primero,  $F(\bullet)$  es una función homogénea de grado  $\gamma_i$  en todos los *inputs* considerados, como forma de captar las economías de escala internas al sector  $i$ ,  $\xi_{n,it} + \xi_{k,it} + \xi_{m,it} = \gamma_i$ ; segundo, que el problema de optimización dinámica al que se enfrentan las empresas en cada sector puede aproximarse secuencialmente por el correspondiente problema estático de maximización de beneficios, y tercero, que dichas empresas son precio aceptantes en los mercados de factores, pero tienen cierto grado de monopolio en el mercado de bienes. Con estas hipótesis se verifica que

(4) Dado el paralelismo con los trabajos de Hall (1990) y Caballero y Lyons (1990), la presentación del modelo en este apartado es muy sintética y se recomienda al lector acudir a cualquiera de los trabajos mencionados o al apéndice que se recoge en Marchetti (1994) donde se realiza una exposición más detallada.

$$\left. \begin{aligned} \xi_{n,it} &= \mu_{it} \cdot \alpha_{n,it} \\ \xi_{k,it} &= \mu_{it} \cdot \alpha_{k,it} \\ \xi_{m,it} &= \mu_{it} \cdot \alpha_{m,it} \end{aligned} \right\} \Rightarrow \begin{cases} \xi_{n,it} = \gamma_i \cdot \phi_{n,it} \\ \xi_{k,it} = \gamma_i \cdot \phi_{k,it} \\ \xi_{m,it} = \gamma_i \cdot \phi_{m,it} \end{cases} \quad [3]$$

donde  $\mu_{it}$  es la *ratio* entre precio y coste marginal<sup>5</sup>, y  $\alpha_{x,it}$  y  $\phi_{x,it}$  representan la proporción del coste del factor  $x$  en el ingreso y el coste total respectivamente; así por ejemplo para el factor trabajo tenemos

$$\alpha_{n,it} = \frac{W_{it}N_{it}}{P_{it}Q_{it}} \quad \text{y} \quad \phi_{n,it} = \frac{W_{it}N_{it}}{W_{it}N_{it} + R_{it}K_{it} + P_{m,it}M_{it}} ,$$

donde  $P_{it}$ ,  $W_{it}$ ,  $R_{it}$  y  $P_{m,it}$  son respectivamente, el nivel de precios de la producción del sector, el salario nominal, el coste de uso del capital en términos nominales y el precio de los consumos intermedios del sector  $i$ -ésimo.

Haciendo uso de [3], la expresión [2] puede escribirse como

$$dq_{it} = da_{it} + \gamma_i (\phi_{n,it}dn_{it} + \phi_{k,it}dk_{it} + \phi_{m,it}dm_{it}) \quad [4]$$

a partir de la cual es posible estimar el grado de economías de escala,  $\gamma_i$ , una vez establezcamos hipótesis sobre el proceso seguido por  $da_{it}$ .

Obsérvese además que a partir de un valor de  $\gamma_i$ , es posible calcular *las ratios*, variables en el tiempo, entre precio y coste marginal,  $\mu_{it}$ , mediante la siguiente expresión

$$\mu_{it} = \gamma_i \frac{P_{it}Q_{it}}{W_{it}N_{it} + R_{it}K_{it} + P_{m,it}M_{it}} \quad [5]$$

En primer lugar vamos a suponer que  $da_{it}$  puede descomponerse en componentes ortogonales, de forma que

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

donde  $\theta_i$  recoge la variación porcentual en el *output* de cada sector que se debe a verdaderos cambios exógenos en la productividad,  $v_t$  es un *shock* agregado común a todos los sectores y  $u_{it}$  es un término aleatorio. Dado el proceso seguido por  $da_{it}$ , es posible reescribir [4] como

$$dq_{it} = \theta_i + \gamma_i dz_{it} + v_t + u_{it} \quad [7]$$

donde  $dz_{it} = \phi_{n,it}dn_{it} + \phi_{k,it}dk_{it} + \phi_{m,it}dm_{it}$ , una variación ponderada de los factores productivos.

La expresión [7] permite estimar un indicador del grado de economías de escala y una medida de los *shocks* sectoriales de productividad consistentes con la especificación establecida para la función de producción y para el proceso seguido por  $da_{it}$ .

(5) En nuestro trabajo anterior se empleaba la denominación margen entre precio y coste marginal para designar a  $\mu_{it}$ , sin embargo, la denominación *ratio* precio-coste marginal resulta menos equívoca. Agradecemos a un evaluador esta precisión terminológica.

Naturalmente, si existen problemas de especificación, el término  $da_{it}$  de la ecuación [2] incorporará, junto al componente que recoge los *shocks* de productividad, componentes que capten el efecto sobre *output* de los errores de especificación mencionados. En concreto si consideramos que junto al término  $\theta_i$ , que recoge el efecto de los verdaderos cambios exógenos en la productividad (residuo de Solow en sentido estricto),  $da_{it}$  incluye un término que recoge el efecto de las *economías externas* y otro que capta el posible efecto del *atesoramiento del factor trabajo* sobre la producción bruta sectorial, entonces

$$da_{it} = \theta_i + \beta dq_{it} + \delta de_{it} + v_t + u_{it} \quad [8]$$

donde el término  $\beta dq_{it}$  recoge los efectos de las *economías externas*, y depende de la evolución de la producción total de la industria, y  $\delta de_{it}$  recoge los efectos del *atesoramiento del trabajo*.

Haciendo uso de [8], [4] puede reescribirse ahora como

$$dq_{it} = \theta_i + \beta dq_{it} + \delta de_{it} + \gamma_i dz_{it} + v_t + u_{it} \quad [9]$$

De donde es fácil apreciar que [7] no es más que una versión restringida de [9], en la que  $\beta = \delta = 0$ , y por lo tanto mal especificada si las restricciones correspondientes no se cumplen. Las ecuaciones [7] y [9] son las que inspiran el modelo empírico de este trabajo.

Además, si como medida del *output* se utilizan datos de *valor añadido* e ignoramos la presencia de consumos intermedios, junto al posible problema de mala especificación que ya hemos señalado, se producirá también una sobreestimación de los distintos coeficientes considerados (índice de economías de escala y *ratios* precio-coste marginal) e incluso se obtendría evidencia consistente con la presencia de efectos externos aunque en realidad no existan, si la tasa de crecimiento del valor añadido industrial agregado está correlacionada con las tasas de variación sectoriales de los consumos intermedios. Estos extremos pueden verse fácilmente si tenemos en cuenta que a partir de la relación contable que existe entre producción bruta, consumos intermedios y valor añadido, es posible expresar la tasa de variación del valor añadido en términos reales,  $dy_{it}$ , como [Hall (1988, p. 931)]

$$dy_{it} = \frac{1}{1 - \alpha_{m,it}} [dq_{it} - \alpha_{m,it} dm_{it}] \quad [10]$$

donde  $\alpha_{m,it}$  es la participación de los consumos intermedios en el ingreso total del sector  $i$ , y que haciendo uso de [7], puede expresarse como

$$dy_{it} = \frac{1}{1 - \alpha_{m,it}} [\theta_i + \gamma_i (\phi_{n,it} dn_{it} + \phi_{k,it} dk_{it}) + \alpha_{m,it} (\mu_{it} - 1) dm_{it} + v_t + u_{it}] \quad [11]$$

de donde es inmediato comprobar el sesgo al alza de todos los parámetros estimados, siempre que no se tome en consideración la presencia de consumos intermedios y  $\alpha_{m,it}$  sea positivo e inferior a la unidad, así como la evidencia consistente con la presencia de externalidades captadas por  $dy_{it}$ , si dicha variable está correlacionada con  $dm_{it}$  [Hall (1988), Domowitz, Hubbard y Petersen (1988), Norrbin (1993) o Marchetti (1994)].

## 2. LOS DATOS Y SU COMPORTAMIENTO ESTADÍSTICO

El estudio abarca trece de los catorce sectores industriales de la clasificación NACE-CLIO R25 para la economía española durante el período 1964-1989<sup>6</sup>.

El comportamiento de la productividad total de los factores (residuo de Solow) calculado a partir de [2] utilizando participaciones de los *inputs* en el ingreso total del sector correspondiente como medida de las elasticidades del *output* ante variaciones en los *inputs* puede observarse en el cuadro 1. El crecimiento de la productividad observada calculada a partir de datos de producción total sigue siendo positivo (1,34% para el total de la industria), aunque es mucho menor que cuando se calcula a partir de datos de valor añadido (4,05% para idéntico período)<sup>7,8</sup>. En cuanto a la persistencia del crecimiento de la productividad, y a pesar de que se detecta cierta inercia, normalmente positiva, los coeficientes de autocorrelación son extremadamente bajos. Respecto a los sectores que muestran el mayor crecimiento de la productividad observada (y que coinciden con sectores con elevadas tasas de crecimiento de su producción y de la productividad calculada a partir de datos de valor añadido) son el sector 7, Máquinas de oficina (que incluye ordenadores), seguido del 8, Material eléctrico y del 4, Químico.

Aunque la productividad sigue mostrando carácter procíclico, con la excepción de los sectores 6, Maquinaria, 10, Alimentación y 12, Papel y derivados<sup>9</sup>, la correlación entre la tasa de crecimiento de la productividad observada y el *output* no aumenta conforme utilizamos una medida de producción más cercana al propio sector; al contrario de lo que sucede cuando se utilizan datos de valor añadido. También es de destacar que las correlaciones obtenidas entre la tasa de variación del residuo de Solow y de la producción (independientemente de la medida considerada) son sistemáticamente más bajas que las calculadas a partir de datos de valor añadido, lo que abunda en la debilidad del comportamiento procíclico de diferentes medidas de la productividad detectada para la economía española en trabajos anteriores [Dolado, Sebastián y Vallés (1993) a nivel agregado y Hernando y Vallés (1993) y Goerlich (1994) a nivel sectorial].

---

(6) Las bases de datos sectoriales utilizadas son las elaboradas por García, Goerlich y Orts (1994), donde se presentan series de valor añadido bruto, excedente bruto de explotación, costes de personal, índices de precios industriales, formación bruta de capital fijo, *stock* de capital, personas ocupadas y horas trabajadas, a nivel de los catorce sectores industriales de la clasificación NACE-CLIO R25, y Goerlich (1995), donde se amplía esta base de datos incorporando series de producción bruta, consumos intermedios, deflatores de VAB, obreros y horas trabajadas por los obreros, para los mismos sectores industriales. La metodología utilizada en ambos trabajos es idéntica y puede verse con mayor detalle en el primero de ellos. Por otra parte, la información sobre variables a nivel agregado se ha obtenido de Corrales y Taguas (1989).

Por último, sólo mencionar que de los sectores industriales considerados por la NACE-CLIO R25 se ha eliminado, en las estimaciones econométricas, el primero, Energía, debido a su mal comportamiento y a la pobreza estadística de la información de base utilizada en su elaboración. Consecuentemente en estos casos, los agregados para el total de la industria se definen respecto a los 13 sectores restantes.

(7) Ver cuadro 2 de Goerlich (1994).

(8) La misma regularidad empírica ha sido observada por Oulton y O'Mahony (1994, Cap. 5) para la industria del Reino Unido, lo que debe constituir un serio aviso para las mediciones en la productividad observada realizadas a partir de datos de valor añadido.

(9) En el caso de los dos primeros sectores el carácter contracíclico de la productividad observada también se detectaba al utilizar datos de valor añadido.

Cuadro 1: COMPORTAMIENTO CÍCLICO DEL RESIDUO DE SOLOW  
(TASAS DE VARIACIÓN), 1965-1989

SECTOR	Estadísticos del residuo de Solow			Correlación de la tasa de variación del residuo de Solow con la tasa de variación del:		
	Media	Desviación Estándar	Correlación serial	PIB	PB de la industria	PB sectorial
1. Energía	0,48%	4,54%	-0,292	0,252	0,164	-0,112
2. Minerales metálicos	1,53%	1,78%	0,319	0,485	0,536	0,463
3. Productos no metálicos	2,56%	2,30%	0,113	0,563	0,432	0,581
4. Químico	2,62%	1,83%	0,354	0,331	0,306	0,526
5. Productos metálicos	2,14%	1,84%	0,098	0,403	0,449	0,638
6. Maquinaria	1,85%	2,80%	-0,210	-0,095	-0,080	0,631
7. Máquinas de oficina	3,36%	4,80%	0,060	0,097	-0,060	0,508
8. Material eléctrico	2,71%	2,56%	0,211	0,088	0,027	0,601
9. Material de transporte	1,41%	6,37%	-0,153	0,481	0,405	0,470
10. Alimentación	0,80%	0,97%	0,393	-0,391	-0,256	-0,014
11. Textil, vestido y calzado	0,91%	1,56%	-0,050	0,205	0,403	0,565
12. Papel y derivados	1,48%	1,25%	0,146	-0,015	-0,035	0,222
13. Caucho y plástico	1,25%	2,25%	0,351	0,547	0,463	0,692
14. Madera, corcho y otras	1,39%	1,38%	0,203	0,209	0,253	0,484
Total de la industria	1,34%	1,04%	0,041	0,528	0,531	0,531

Notas: Error estándar aproximado para los coeficientes de correlación 0,2.

Otro aspecto a señalar en este apartado es qué medida de “esfuerzo” podemos utilizar para captar la responsabilidad del atesoramiento de factores, y en particular del *labour hoarding*, en el comportamiento procíclico de la productividad que hemos detectado. La cuestión es cómo captar el efecto que tendrían sobre la productividad observada las variaciones en el flujo de servicios que proporciona un factor productivo que podría considerarse, de ser correcta esta hipótesis, cuasi-fijo. La dificultad genérica de encontrar una medida de las variaciones en el “esfuerzo” se ve agravada en nuestro caso debido a que uno de los indicadores que se utiliza habitualmente para captar dicho fenómeno es la variación de la producción agregada, lo que imposibilitaría discriminar entre *atesoramiento de trabajo* y la presencia de *externalidades* en el proceso productivo.

Así pues, con el objetivo de salvar en la medida de lo posible la anterior dificultad, vamos a utilizar como *proxi* de las variaciones del “esfuerzo laboral” dos variables sectoriales: la proporción de trabajadores productivos (obreros) sobre empleo total<sup>10</sup>, y la proporción de horas trabajadas por los obreros sobre horas totales. Ambas

(10) Esta es una de las variables utilizadas por Marchetti (1994) enfrentado a idéntico problema al tratar de discutir las implicaciones sobre externalidades obtenidas por Caballero y Lyons (1992).

variables tratan de eludir, al menos parcialmente, el posible sesgo de indicadores como la jornada laboral media, ya que dicha variable, como se ha señalado en la literatura, incorpora de forma asimétrica la intensificación del esfuerzo laboral y su disminución [Jaumandreu (1987)], al tiempo que se apoya en la hipótesis de una mayor estabilidad relativa del empleo vinculado a la gestión y administración que el directamente relacionado con la producción. Si existe un fenómeno de *atesoramiento de trabajo* y somos capaces de captarlo adecuadamente de esta forma, cuando en una recesión disminuya la actividad, la variación en la productividad observada será corregida, al menos parcialmente, por el indicador propuesto de *atesoramiento de trabajo*, revelando de esta forma la importancia de una de las posibles explicaciones de su comportamiento procíclico.

### 3. EVIDENCIA EMPÍRICA

Los aspectos econométricos relativos a los problemas de inconsistencia de las estimaciones por mínimos cuadrados ordinarios de ecuaciones como la [7] y [9] se han discutido sobradamente en la literatura y se exponen con suficiente detalle en Goerlich y Orts (1994) por lo que parece innecesario repetirlos aquí. No obstante, solo mencionar que ante la dificultad de encontrar buenos instrumentos, ya que las variables disponibles para ello están débilmente correlacionadas con las incluidas, de forma que la estimación por variables instrumentales garantiza la consistencia de los estimadores pero genera mayor error cuadrático medio respecto a la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (OLS), se ha optado por presentar las estimaciones de OLS. En concreto la ecuación [7] se estimó por OLS/SURE (si se estima un sistema de ecuaciones) y la ecuación [9] por 3SLS 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)]. En la ecuación [9]  $dy_t$  se instrumentó en cada ecuación con las variaciones de los *inputs* a nivel agregado,  $dz_t$ , las variaciones sectoriales en los *inputs*,  $dz_{it}$ , y la variable esfuerzo,  $de_{it}$ .

El cuadro 2 recoge los resultados de estimar la ecuación [7] para el agregado industrial, y a juzgar por los estadísticos ofrecidos no parecen existir síntomas de incorrecta especificación<sup>11</sup>. Las conclusiones de Norrbin (1993) parecen confirmarse: si utilizamos datos de *producción bruta* en lugar de datos de *valor añadido* rendimientos constantes a escala y competencia perfecta pueden ser una aproximación razonable de la realidad. La hipótesis  $\gamma = 1$  es aceptada con un amplio margen de confianza, mientras que el (valor medio del) ratio entre precio y coste marginal es ligeramente superior a la unidad (1,12), aunque muy inferior al obtenido en Goerlich y Orts (1994) (1,60).

Los mismos resultados son válidos para las estimaciones sectoriales (con el parámetro  $g$  restringido a igualdad entre sectores) ofrecidas en el cuadro 3. No obstante, la

---

(11) Por razones de comparabilidad con las estimaciones realizadas utilizando datos de valor añadido, se ofrece sistemáticamente la relación con la estimación equivalente de Goerlich y Orts (1994). Los cuadros 2, 3 y, salvo por la consideración de posibles cambios en el esfuerzo laboral, el cuadro 4 del presente trabajo son equivalentes a los cuadros 1, 2 y 3 del mencionado trabajo.



**Cuadro 2: ESTIMACIONES A NIVEL AGREGADO DE LOS RENDIMIENTOS A ESCALA  
Y RATIO PRECIO-COSTE MARGINAL SIN CONSIDERAR EFECTOS EXTERNOS  
NI ATESORAMIENTO DE TRABAJO**

Métodos de estimación: OLS

Estimación de la ecuación [7] a nivel agregado

			Constraste de hipótesis (Niveles de significación)
constante	1,311 (0,214)		gamma = 1            0,163
gamma	1,058 (0,040)		
R2	0,97		
R2 corregido	0,97		
SEE	0,01		
DW	1,42		
Q(6)	8,59	(0,20)	
Simetría	-0,18	(0,74)	
Curtosis	0,19	(0,87)	
Normalidad	0,14	(0,93)	
Linealidad	0,19	(0,66)	

Estabilidad: Contraste de Chow con ruptura en 1975

F(2,21)            0,55            (0,59)

Valor medio de la *ratio* P-CMg variable: 1964-1989

1,12  
(0,04)

Correlación con la tasa de variación del PIB: 1965-1989

0,85

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.

precisión de las estimaciones sólo permite aceptar la hipótesis  $\gamma = 1$  a un nivel de significación del 4%. Obsérvese además que el grado de ajuste del modelo aumenta de forma notable respecto al obtenido por Goerlich y Orts (1994) utilizando datos de valor añadido.

En la parte inferior del cuadro 3 se recogen las estimaciones de los efectos fijos sectoriales (multiplicados por 100 para permitir su interpretación en términos porcentuales), lo que representa la estimación del crecimiento medio a lo largo del período de la productividad sectorial. Los sectores que presentan un mayor crecimiento de su productividad son el 7, Máquinas de oficina, seguido del 8, Material eléctrico, del 3, Productos no metálicos, y del 4, Químico; resultado prácticamente coincidente con lo obtenido a partir del análisis de la productividad a través del residuo de Solow. Además, es de destacar que también existe una importante coincidencia con el *ranking* sectorial proporcionado por las estimaciones basadas en datos de valor añadido, aunque ahora las estimaciones son sistemáticamente tres puntos inferiores a las obtenidas en anteriores trabajos<sup>12</sup>.

La información recogida en el cuadro 4 permite examinar qué sucede cuando consideramos la posible existencia de *efectos externos* y *atesoramiento de trabajo*. La variable que se ha utilizado en las estimaciones recogidas en el cuadro 4 para captar las variaciones en el esfuerzo laboral es la tasa de variación de la proporción trabajadores productivos (obreros)/empleo total. Prácticamente idénticos resultados se obtuvieron utilizando la tasa de variación de la proporción horas trabajadas por los obreros/horas totales y no son ofrecidos.

De los resultados incluidos en el cuadro 4 merece la pena mencionar que, a diferencia de las estimaciones que utilizan datos de valor añadido, el grado de economías de escala internas a los sectores considerados, tal y como se recoge por  $\gamma$ , se muestra persistentemente igual a la unidad (rendimientos constantes), los efectos fijos (productividad media sectorial) mantienen su valor, en lugar de caer significativamente respecto a las estimaciones restringidas en las que  $\beta = \delta = 0$ , como sucedía al usar datos de valor añadido e incorporar la posible existencia de externalidades, al tiempo que ahora los *efectos externos* no son significativos. Por su parte las variaciones en el esfuerzo laboral, indicativos del posible *atesoramiento de trabajo*, al menos cuando se utiliza nuestra variable *proxi*, tampoco resultan significativas.

Finalmente, indicar que los contrastes de *ratio* y *quasi-ratio* de verosimilitud, sobre la igualdad de los coeficientes entre sectores ofrecidos en los cuadros 3 y 4 respectivamente, no parecen desfavorables a la hipótesis nula. No obstante, también se realizaron las estimaciones a nivel sectorial (sin restringir) de las ecuaciones [7] y [9] con el objetivo básico de permitir la comparación de los resultados con los obtenidos en el trabajo anterior. En líneas generales, los resultados son acordes con los mencionados para el conjunto de la industria, razón por la que no se ofrecen aquí.

---

(12) Por ejemplo, la tasa porcentual de crecimiento medio de la productividad para el conjunto de la industria es del 4,8% si se utilizan datos de valor añadido, mientras que cuando se utilizan datos de producción total, dicha tasa desciende al 1,7%. Para el período 1981-1986 Martín (1993) estima el crecimiento medio de la productividad, utilizando datos de producción bruta, en el entorno del 2%.

**Cuadro 3: ESTIMACIONES DE LOS RENDIMIENTOS A ESCALA Y *RATIO* PRECIO-COSTE MARGINAL SIN CONSIDERAR EFECTOS EXTERNOS NI ATESORAMIENTO DE TRABAJO: ESTIMACIONES RESTRINGIDAS**

Método de estimación SURE (efectos fijos)

Estimación de la ecuación [7]

		Constraste de hipótesis (Niveles de significación)	
gamma	1,025 (0,040)	gamma = 1	0,039
		Constraste de igualdad entre coeficientes (LR) (Niveles de significación)	
R2 multivariante	0,96	gamma(j)=gamma	0,0351

Valor medio de la *ratio* P-CMg variable: 1964-1989

1,09  
(0,04)

Correlación con la tasa de variación del PIB: 1965-1989

0,55  
(0,38)

Efectos fijos

Sector 2	1,401	(0,361)
Sector 3	2,537	(0,455)
Sector 4	2,273	(0,358)
Sector 5	2,068	(0,357)
Sector 6	1,613	(0,469)
Sector 7	2,842	(0,933)
Sector 8	2,680	(0,467)
Sector 9	1,139	(1,204)
Sector 10	0,667	(0,201)
Sector 11	0,959	(0,281)
Sector 12	1,245	(0,259)
Sector 13	1,118	(0,403)
Sector 14	1,414	(0,263)
Media	1,689	(0,684)

Notas: Errores estándar entre paréntesis.

Efectos fijos multiplicados por 100.

El valor medio de la *ratio* 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.

**Cuadro 4: ESTIMACIONES DE LOS RENDIMIENTOS A ESCALA, *RATIO* PRECIO-COSTE MARGINAL, EFECTOS EXTERNOS Y ATESORAMIENTO DE TRABAJO: ESTIMACIONES RESTRINGIDAS**

Método de estimación 3SLS (efectos fijos)

Estimación de la ecuación [9]

gamma	1,005 (0,022)	Contraste de hipótesis (Niveles de significación) gamma = 1	0,804
beta	0,053 (0,031)	Contraste de igualdad entre coeficientes (QLR)	
delta	0,003 (0,066)	(Niveles de significación) gamma(j)=gamma & beta(j)=beta	
R2 multivariente	0,96	& delta(j)=delta	0,083

Valor medio de la *ratio* P-CMg variable: 1964-1989

1,06  
(0,04)

Efectos fijos

Sector 2	1,207	(0,351)
Sector 3	2,319	(0,449)
Sector 4	2,131	(0,369)
Sector 5	1,870	(0,362)
Sector 6	1,409	(0,518)
Sector 7	2,709	(0,932)
Sector 8	2,512	(0,495)
Sector 9	1,026	(1,158)
Sector 10	0,476	(0,255)
Sector 11	0,714	(0,307)
Sector 12	1,064	(0,286)
Sector 13	0,972	(0,398)
Sector 14	1,193	(0,290)
<b>Media</b>	<b>1,508</b>	<b>(0,693)</b>

Notas: Errores estándar entre paréntesis.

Efectos fijos multiplicados por 100.

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

*Atesoramiento de trabajo*: Tasa de variación obreros/empleo total.

#### 4. CONCLUSIONES

Obtenemos resultados que modifican sustancialmente las conclusiones sobre economías de escala y externalidades de los trabajos realizados con anterioridad para la economía española [Suárez (1992), Velázquez (1993) o Goerlich y Orts (1994)], lo que está en la línea de los últimos resultados aparecidos en la literatura empírica para otros países y con buena parte de las derivaciones teóricas presentadas desde los trabajos iniciales de Hall. En particular nuestros resultados son en gran medida acordes con los obtenidos por Norrbin (1993) y Marchetti (1994) para la industria de EE.UU.

Se demuestra que, en el caso de la industria española, la utilización de datos de valor añadido en lugar de producción bruta sesga al alza significativamente los resultados referentes a rendimientos de escala y provoca la sobreestimación de la importancia de los *efectos externos*, tal y como había conjeturado Hall (1988) inicialmente y mostrado Norrbin (1993) con posterioridad. En concreto, cuando se utilizan datos de producción bruta en lugar de valor añadido en el análisis, y al menos para el nivel de agregación utilizado, los *efectos externos* desaparecen y rendimientos constantes a escala y competencia perfecta parecen ser una buena aproximación a la realidad. Además, dichos resultados son consistentes con la disminución de las estimaciones del residuo de Solow y con el descenso en la correlación de dicho residuo con el PIB.

En este punto conviene introducir una matización al resultado anterior. Es evidente que la agregación de sectores con diferente tipo de rendimientos a escala sesga su estimación hacia el caso de rendimientos constantes. Además, este fenómeno se confirma para la industria española en Martín (1993). Sin embargo, en este trabajo, al utilizar idéntica metodología y nivel de agregación que en Goerlich y Orts (1994) es posible una comparación precisa del sesgo derivado de la medida de *output* utilizada, al margen de que un mayor nivel de desagregación sectorial permitiría, probablemente, detectar sectores con rendimientos crecientes.

Por otra parte, nuestra variable *proxi* para captar los efectos del *atesoramiento de trabajo* no resultó significativa, lo que contrasta con los resultados obtenidos por Marchetti (1994) para la economía americana. En nuestro caso debemos concluir que: (i) la variable utilizada no constituye una buena *proxi* para captar las variaciones en el esfuerzo que sería consistente con la presencia de un fenómeno de *atesoramiento de trabajo*, o (ii) el fenómeno de *atesoramiento de trabajo* no es de gran relevancia en nuestra industria.

Estos resultados dejan de nuevo abiertas las explicaciones sobre el carácter procíclico de la productividad observada, y en cierta forma plantean más cuestiones de las que resuelven. Como se recogía en el cuadro 1, aunque de forma más débil que cuando se utilizan datos de valor añadido, se mantiene el carácter procíclico de la productividad en la industria española. La presencia de rendimientos crecientes, tanto internos como externos a los sectores considerados, parece quedar descartada. Tampoco el *atesoramiento de trabajo*, al menos con las variables que hemos utilizado, parece ser responsable de la prociclicidad de la productividad observada. Implícitamente, este trabajo refuerza la hipótesis de que *shocks* tecnológicos, probablemente con especificidades sectoriales, aunque de magnitud muy inferior a la estimada con anterioridad, desempeñen un papel más significativo del que se le ha atribuido hasta el momento en la explicación de nuestro ciclo económico.

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.
- Bernanke, B. S. y Parkinson, M. L. (1991): "Procyclical labor productivity and competing theories of the business cycle: Some evidence from interwar U.S. manufacturing industries", *Journal of Political Economy*, 99, págs. 439-459.
- Burnside, C.; Eichenbaum, M. y Rebelo, S. (1993): "Labor Hoarding and the Business Cycle" *Journal of Political Economy*, 101 (April), págs. 245-73.
- Caballero, R. J. y Lyons, R. K. (1990): "Internal versus external economies in European industry", *European Economic Review*, 34, 4, págs. 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.
- 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).

- 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.
- García, S.; Goerlich, F. J. y Orts, V. (1994): "Macromagnitudes básicas a nivel sectorial de la industria española: Series históricas", *Economía Industrial*, 299, (Septiembre/Octubre), págs. 213-245.
- 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. (1995): "Macromagnitudes adicionales a nivel sectorial para la economía española: Series históricas", *Quaderns de Treball*, n.º 5 (nova època), Facultat de Ciències Econòmiques i Empresariales, Universidad de Valencia.
- Goerlich, F. J. y Orts, V. (1994): "Margen entre precio y coste marginal y economías de escala en la industria española (1964-1989)", *Revista de Economía Aplicada*, vol. II, n.º 6, (Invierno), págs. 29-53.
- Granger, C. W. J. y Terasvirta, T. (1993): *Modeling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford University Press, Oxford.
- 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.
- 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. 427-461.
- Ljung, G. M. y Box, G. E. P. (1978): "On a measure of lack of fit in time series models", *Biometrika*, 67, págs. 297-303.
- Marchetti, D. J. (1994): "Procyclical productivity, externalities and labor hoarding: A reexamination of evidence from U.S. manufacturing", *Working Paper ECO 94/13*, European University Institute, Florence.
- Martín, A. (1993): "Medida y determinantes de la productividad: Una aplicación a la industria española", Tesis Doctoral, Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales, UNED.
- Norrbin, S. C. (1993): "The relation between price and marginal cost in U.S. industry: A contradiction", *Journal of Political Economy*, 101, 6, págs. 1149-1164.
- Oi, W.Y. (1962): "Labor as a Quasi-Fixed Factor" *Journal of Political Economy*, 70 (December), págs. 538-55.
- Oulton, N. y O'Mahony, M. (1994): *Productivity and growth. A study of British industry, 1954-1986*, Cambridge and New York, Cambridge University Press.
- Prescott, E. (1986): "Theory ahead of Business Cycle Measurement", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 25, págs. 11-44.
- Ramsey, J. (1969): "Tests of 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. 511-529.

- Rotemberg, J. J. y Summers, L. H. (1990): "Inflexible prices and procyclical productivity", *Quarterly Journal of Economics*, 105, 4, (November), págs. 851-874.
- Schmidt, P. (1990): "Three-stage least squares with different instruments for different equations", *Journal of Econometrics*, 43, págs. 389-394.
- Segura, J. y otros (1989): *La Industria Española en la Crisis (1978 - 1984)*, Alianza Editorial, Madrid.
- 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.
- 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. (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: septiembre, 1995*

*Versión final: febrero, 1997*

#### ABSTRACT

This paper confirms the procyclical behavior of total factor productivity for the manufacturing sectors of the spanish industry when total *output*, instead of value added, enters the calculations. It should be mention, however, that in this case the data show a lower degree of procyclicality. In addition, we investigate if the presence of external economies, that have been reported in previous work, are robust to the use of such data. Our results show that the external economies are not significant and that labor hoarding is not a plausible explanation of the procyclical productivity issue for our data. At our level of aggregation constant returns to scale cannot be rejected for the industrial sector.

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