

## **ECONOMÍAS DE ESCALA, PODER DE MERCADO Y EXTERNALIDADES: MEDICIÓN DE LAS FUENTES DEL CRECIMIENTO ESPAÑOL**

Francisco Javier SUAREZ BERNALDO DE QUIROS\*

*Universidad Carlos III de Madrid y CEMFI*

*Este artículo presenta un ejercicio de medición de las fuentes del crecimiento de la economía española en el que se relajan los supuestos tradicionales de rendimientos constantes, competencia perfecta y progreso técnico exógeno. Con los datos agregados de la Contabilidad Nacional destaca la obtención de rendimientos de escala no crecientes y una caída en la tasa de crecimiento de la productividad global a partir de 1975. En los sectores manufactureros de la Encuesta Industrial, el crecimiento de la productividad global es bastante más elevado, predominan los rendimientos constantes y existen externalidades relacionadas con el valor añadido de los sectores afines.*

### **1. Introducción**

El análisis de las fuentes del crecimiento económico se ha efectuado tradicionalmente mediante la descomposición de Solow (1957), que descansa sobre la existencia de una función de producción agregada, rendimientos constantes de escala y competencia perfecta. En ella la evolución de la productividad global depende, básicamente, de una tasa exógena de progreso técnico que se estima de manera residual, como la parte de las variaciones del valor añadido que no se explica con las variaciones de los factores productivos. Los ejercicios de medición desarrollados en esos términos han desvelado que la importancia del elemento residual es muy grande, tanto en media como en varianza, planteando un doble reto: hacer endógeno el progreso técnico (es decir, explicarlo) y relajar las hipótesis que dan soporte a la medición, por si fueran causantes de algún tipo de sesgo.

Los desarrollos recientes de la Nueva Macroeconomía Clásica han puesto el énfasis en los *shocks* reales y de oferta, sugiriendo la presencia de aspectos tecnológicos tras el ciclo económico y planteando, por tanto, la existencia de un

\* Agradezco a Samuel Bentolila su labor como director de la tesina que ha dado origen a este artículo; también agradezco al Programa de Investigaciones Económicas de la Fundación Empresa Pública la cesión de los datos de la Encuesta Industrial y los comentarios recibidos al presentar este trabajo en su seminario. Estoy en deuda, asimismo, con los participantes en el Seminario de Investigación Económica del Banco de España —en especial, con mi comentarista, Juan F. Jimeno— y con dos evaluadores anónimos de esta revista.

nexo entre los aspectos cíclicos y tendenciales que, empíricamente, viene respaldada por la presencia de raíces unitarias en el producto interior bruto. *Shocks* de productividad de naturaleza sectorial pueden extenderse y multiplicar sus efectos agregados en presencia de externalidades.

La Economía Industrial, por su parte, ha investigado el vínculo entre la actividad innovadora y el comportamiento de las empresas<sup>1</sup>: la relación bidireccional entre ventajas tecnológicas y poder de mercado, las actividades de investigación y desarrollo (I+D) como variables estratégicas de decisión, etc. Se ha resaltado el carácter endógeno de lo tecnológico y los rasgos peculiares del conocimiento científico-técnico (no rivalidad, difícil excluibilidad) que constituyen obstáculos para su desarrollo en un marco perfectamente competitivo y tienen claras consecuencias de carácter positivo (si se desarrollan actividades de I+D es que existe algún grado de poder de mercado) y normativo (si existe poder de mercado puede ser conveniente regularlo; si existe competencia perfecta no habrá suficiente estímulo para la actividad investigadora y será necesaria la intervención correctora del sector público).

La Teoría del Crecimiento Endógeno ha recogido estos y otros aspectos en modelos dinámicos de equilibrio general<sup>2</sup>, donde se evalúa teóricamente su trascendencia. Se señala la importancia de las economías de escala agregadas, las economías externas (posible causa de las primeras), los factores acumulables sin limitación, etc.

La necesidad de replantear la medición de las fuentes del crecimiento económico con este nuevo marco teórico se ha visto parcialmente cubierta con las contribuciones recientes de Hall (1988a,b), que da cabida a rendimientos de escala no necesariamente constantes en un marco de competencia monopolística, y Caballero y Lyons (1989), que señalan que ignorar la presencia de economías externas puede hacer que se sobreestimen las de escala.

El objetivo de este trabajo consiste en analizar el crecimiento de la economía española por el lado de la oferta, con diferentes grados de desagregación sectorial y considerando de manera explícita el papel desempeñado por las economías de escala y externas, el poder de mercado y el progreso técnico. Diversos trabajos han evaluado la importancia del cambio técnico en España, estimando el crecimiento de la productividad global agregada con la metodología de Solow (Myro, 1983; Martínez Mongay y Pascual, 1988), prestando atención a sus implicaciones sobre el empleo (Segura, 1989; Mas y Pérez, 1989), centrándose en el sector industrial (Segura y Restoy, 1986; Jaumandreu, 1987; Rodríguez Romero, 1987; Gandoy, 1988; Segura y otros, 1989) o analizando el efecto del capital tecnológico (Lafuente, Salas y Yagüe, 1985; Grandón y Rodríguez Romero, 1991).

Esta investigación se centra, por una parte, en los datos del conjunto de la economía para el período 1964-1990 (cubierto por la Contabilidad Nacional y una gran parte de las estadísticas del INE) y, por otra, en los datos de la

<sup>1</sup> Véase Tirole (1988), capítulo 10.

<sup>2</sup> Véanse, por ejemplo, Romer (1988) v Lucas (1988).

Encuesta Industrial, que permiten un análisis muy desagregado de la evolución de las manufacturas durante el período 1978-1987.

La estructura del resto del trabajo es la siguiente. En la Sección 2 se recogen los fundamentos teóricos que permiten la medición en los términos señalados más arriba. La Sección 3 se ocupa de la especificación empírica y la estimación, así como el comentario y la explotación de los resultados econométricos. La Sección 4 resume las principales conclusiones.

## 2. Fundamentos teóricos

Este epígrafe desarrolla el modelo teórico que da soporte a la medición de las fuentes del crecimiento económico. En primer lugar, siguiendo la versión de las derivaciones de Hall (1988a,b) que ofrecen Caballero y Lyons (1990), se obtiene una ecuación que refleja los determinantes tecnológicos de la tasa de variación del producto de una unidad productiva. Dicha unidad productiva se considera enfrentada a una función de demanda de pendiente negativa y dotada de una tecnología, con rendimientos de escala no necesariamente constantes, que está sujeta a variaciones en la productividad global. La productividad total de los factores (PTF) evoluciona como consecuencia, por una parte, de un conjunto de externalidades vinculadas a la producción de otras unidades productivas; y, por otra, gracias a la mejora del conjunto de técnicas disponibles (progreso técnico) o a las variaciones en la cualificación de la mano de obra (capital humano). En la ecuación resultante, la relación entre las tasas de variación del producto (valor añadido) y de los factores tradicionales (capital y trabajo) depende del grado de homogeneidad, en esos argumentos, de la función de producción y de la participación de la remuneración de cada uno de los factores en el coste total (dicha participación tiene implícitamente en cuenta los márgenes aplicados por la empresa sobre sus costes marginales).

En segundo lugar, se discuten los problemas de agregación y la modelización concreta que puede darse a las externalidades.

### 2.1. Poder de mercado y economías de escala

Supóngase que la frontera del conjunto de posibilidades de producción de una empresa viene definida por una función continua y dos veces diferenciable del tipo:

$$Y = F(L, K, E, V) \quad [1]$$

donde  $Y$  representa el valor añadido,  $K$  y  $L$  el capital y el trabajo, respectivamente, que se emplean en la producción,  $E$  es un índice de las economías externas que afectan a la empresa y  $V$  un índice de productividad que refleja el estado de la técnica (todas las variables se refieren a un mismo período de tiempo,  $t$ , por lo que se omite el subíndice temporal).

Si se supone que la función de producción es homogénea de grado  $\gamma(t)$  en los factores capital y trabajo, y homogénea de grado uno en cada uno de los índices de efectos externos y productividad y se toman variaciones proporcionales en [1], se obtiene:

$$dy = \left( \frac{F_L L}{Y} \right) dl + \left( \frac{F_K K}{Y} \right) dk + \left( \frac{F_E E}{Y} \right) de + \left( \frac{F_V V}{Y} \right) dv \quad [2]$$

con:

$$\frac{F_L L}{Y} + \frac{F_K K}{Y} = \gamma \quad [3]$$

$$\frac{F_E E}{Y} = \frac{F_V V}{Y} = 1 \quad [4]$$

siendo  $dx \equiv dX/X = d \ln X$  y  $F_x \equiv \partial F / \partial X$ . Así, después de sumar y restar  $F_K K / Y dl$ , y agrupar términos, resulta:

$$dy = \gamma(t) dl + \left( \frac{F_K K}{Y} \right) (dk - dl) + de + dv \quad [5]$$

Suponiendo que el problema de optimización dinámica de la empresa puede aproximarse mediante una secuencia de problemas estáticos sin costes de ajuste donde el objetivo es maximizar beneficios<sup>3</sup> y que la empresa se enfrenta a una función de demanda de su producto de elasticidad-precio  $\eta(t)$ , se cumplirá:

$$P \left( \frac{\eta(t) - 1}{\eta(t)} \right) F_L = W \quad [6]$$

$$P \left( \frac{\eta(t) - 1}{\eta(t)} \right) F_K = r \quad [7]$$

donde  $P$ ,  $W$  y  $r$  son los precios del producto y de los servicios del trabajo y del capital, respectivamente.

A partir de las expresiones [6] y [7] y utilizando la ecuación [3] puede establecerse que la participación de la remuneración de los factores,  $WL + rK$ , en el valor añadido,  $PY$ , es el cociente entre la elasticidad de escala,  $\gamma(t)$  y el coefi-

<sup>3</sup> Este supuesto es fuertemente restrictivo, pero está presente en la mayoría de los ejercicios de análisis de la productividad global. Los costes de ajuste producen alejamientos friccionales de las reglas que relacionan el valor de la productividad marginal con los precios de los factores e introducen sesgos que, para la formulación que aquí se propone, son tanto más importantes cuanto mayor sea la asimetría con que los costes de ajuste afectan al trabajo y al capital (véase Caballero y Lyons, 1989). Berndt y Fuss (1986) proponen corregir las medidas tradicionales utilizando los precios sombra y no los precios de mercado de los factores, sin embargo, en la práctica, el método descansa en las hipótesis arbitrarias que permiten evaluar tales precios sombra.

ciente de *mark-up* o margen precio/coste marginal,  $\mu(t) \equiv \eta(t)/(\eta(t) - 1)$ . Teniendo esto en cuenta en la ecuación [7] es posible expresar:

$$\left(\frac{F_K K}{Y}\right) = \mu(t) \frac{rK}{PY} = \gamma(t) \frac{rK}{WL + rK} \quad [8]$$

Si la expresión [8] se sustituye en [5] y se agrupan términos, se obtiene:

$$dy = \gamma(t) [\alpha_c(t)dl + (1 - \alpha_c(t))dk] + de + dv \quad [9]$$

donde  $\alpha_c(t)$  es la participación de los costes laborales en el coste total de los factores,  $WL/(WL + rK)$ . Definiendo  $dx \equiv \alpha_c(t)dl + (1 - \alpha_c(t))dk$  como medida de las variaciones en el uso de los factores productivos, puede escribirse:

$$dy = \gamma(t) dx + de + dv \quad [10]$$

La descomposición de Solow (1957) constituye un caso particular de ésta en la cual se toma  $\gamma = 1$  (rendimientos constantes de escala) y  $\alpha_c = \alpha \equiv WL/PY$  (competencia perfecta). La relajación de las hipótesis de Solow conlleva dos contrapartidas: por un lado, construir una medida del precio de los servicios del capital (coste de uso) para calcular  $rK$  y, por otro, estimar el parámetro  $\gamma$ , una vez que se supone su estabilidad a lo largo del tiempo.

## 2.2. Economías externas y agregación

Supóngase ahora que las unidades productivas de la economía se hallan agrupadas en  $N$  sectores con  $M_i$  empresas cada uno de ellos ( $i = 1, \dots, N$ ). Sea  $\delta_i$  la participación del sector  $i$  en el valor añadido global y  $\delta_{ij}$  la de la empresa  $j$  del sector  $i$  en su sector. Considérese, adicionalmente, que las externalidades que afectan la función de producción se relacionan con el valor añadido de los niveles de agregación superiores:

$$de_{ij} = \beta_{1i} dy_i + \beta_2 dy + du_{ij} \quad [11]$$

con  $dy_i \equiv \sum_j \delta_{ij} dy_{ij}$ ;  $dy \equiv \sum_i \delta_i dy_i$ . La expresión de la ecuación [10] para la empresa  $ij$  es, entonces:

$$dy_{ij} = \gamma_i dx_{ij} + (\beta_{1i} dy_i + \beta_2 dy + du_{ij}) + dv_{ij} \quad [12]$$

Multiplicando por  $\delta_{ij}$  y sumando sobre todo  $j$ , resulta:

$$dy_i = \gamma_i dx_i + \beta_{1i} dy_i + \beta_2 dy + du_i + dv_i \quad [13]$$

donde las variables del tipo  $dz_i$  se definen como  $\sum_{j=1}^{M_i} \delta_{ij} dz_{ij}$ . De este modo, se obtiene:

$$dy_i = \frac{\gamma_i}{1 - \beta_{1i}} dx_i + \beta_2 dy + \frac{1}{1 - \beta_{1i}} (dv_i + du_i) \quad [14]$$

La expresión [14] pone de relieve varios aspectos importantes:

— Trabajar con datos sectoriales y no de empresas individuales impide identificar las economías externas que se vinculan a niveles de agregación inferiores o iguales al sectorial (es decir,  $\beta_{1i}$ ). Economías que son externas para las empresas de un sector pasan a ser internas para el sector considerado de manera agregada<sup>4</sup>.

— Esta internalización hace que los parámetros estimables asociados a  $dx_i$  o  $dy_i$  no puedan interpretarse como caracterizadores de las empresas del sector, sino del sector mismo; en la medida en que la externalidad intrasectorial sea importante, las economías de escala, la externalidad ligada al producto total y las variaciones de la PTF de las empresas individuales resultarán sobrevaloradas.

Estos resultados se repiten si se agregan los sectores y se plantea el análisis de las fuentes del crecimiento en el nivel agregado. Multiplicando [13] por  $\delta_i$  y sumando para todo  $i$ , se alcanza, tras operar:

$$dy = \sum_{i=1}^N \delta_i \gamma_i dx_i + \sum_{i=1}^N \delta_i \beta_{1i} dy_i + \beta_2 dy + du + dv \quad [15]$$

cuyos sumatorios pueden desglosarse utilizando la propiedad de que  $E(xy) =$

$= \text{Cov}(xy) + E(x)E(y)$ . De este modo, al definir  $\bar{c} \equiv \sum_{i=1}^N \delta_i c_i$ , queda:

$$dy = \frac{\bar{\gamma}}{1 - \bar{\beta}_1 - \beta_2} dx + \frac{1}{1 - \bar{\beta}_1 - \beta_2} [du + dv + \text{Cov}(\gamma_i, dx_i) + \text{Cov}(\beta_{1i}, dy_i)] \quad [16]$$

por tanto, cuando  $\bar{\beta}_1$  y  $\beta_2$  son positivas, el parámetro asociado a  $dx$ , la elasticidad agregada, es todavía mayor que  $\bar{\gamma}$  o que  $\bar{\gamma}/(1 - \bar{\beta}_1)$ . Por otra parte, la agregación de sectores con diferentes elasticidades de escala y coeficientes de externalidades asociadas al *output* sectorial produce los errores de agregación que se recogen en los términos de covarianzas. Supóngase, por ejemplo, que, en cierto período, los sectores de elasticidades de escala reducidas y externalidades intrasectoriales leves incrementan sus *inputs* y *output* por encima de la media, mientras que los sectores con las características contrarias crecen menos; en tal caso, tanto  $\text{Cov}(\gamma_i, dx_i)$  como  $\text{Cov}(\beta_{1i}, dy_i)$  son negativas y reducen, *ceteris paribus*, el valor del elemento residual<sup>5</sup>. Adicionalmente, esos errores pueden plantear problemas en la estimación del parámetro de escala agregado si no son ortogonales a  $dx$ .

<sup>4</sup> La idea de este tipo de economías externas para las empresas pero internas para un sector se remonta a Marshall (1920).

<sup>5</sup> Si el primer grupo de sectores se pudiese identificar con las ramas de servicios y el segundo con las industriales, las continuas ganancias de participación de los servicios en la composición del valor añadido bruto total provocarían una aparente caída de la productividad residual agregada.

La aportación fundamental del trabajo de Caballero y Lyons (1989) consiste en mostrar que, con los mismos datos utilizados por Hall (1988b) —correspondientes a 20 sectores industriales de los Estados Unidos—, la consideración de economías externas ligadas al *output* total reduce sustancialmente la aparente importancia de las economías de escala.

### 3. Especificación empírica y resultados

El trabajo econométrico se centra, de una parte, en los datos agregados que cubren el período 1964-1987 y que, al disponerse de un *stock* de capital productivo para el conjunto de la economía (Corrales y Taguas, 1989), permiten el análisis en los términos de la ecuación [16]. De otra, en los datos de la Encuesta Industrial (EI) dentro del marco analítico de las ecuaciones [12] y [14] y tomando los sectores como unidad básica de análisis.

#### 3.1. Conjunto de la economía

La ecuación a estimar es:

$$dy_i = \psi dx_i + \varepsilon_i \quad [17]$$

donde  $\psi$  es la elasticidad de escala agregada (mezcla de las economías de escala medias de las unidades productivas y las economías externas, también medias, asociadas a los distintos niveles de agregación) y  $\varepsilon_i$  un elemento residual (de media no necesariamente nula) que recoge tanto el incremento en la productividad total de los factores como los errores de agregación (elementos en covarianzas del apartado 2.2) o de medida; se modelizará, en la especificación más simple, como la suma de una constante y una perturbación aleatoria. El resto de la notación ya se conoce<sup>6</sup>. El Apéndice contiene la definición exacta de las variables y su fuente.

En la ecuación [17] existe un problema de no exogeneidad derivado de la simultaneidad de las decisiones de producción y demanda de factores y de la posible correlación entre la inobservable variación de la PTF y dicha demanda. La solución del problema pasaría por recurrir a un método de variables instrumentales (VI). Hall (1988b) advierte este problema —bien conocido en el marco de la estimación de funciones de producción— y defiende el uso de tres macro-instrumentos para la economía estadounidense: el gasto militar, el precio mundial del petróleo y el partido político del presidente. Caballero y Lyons (1989) señalan que la escasez de buenos instrumen-

<sup>6</sup>  $dx_i$  se definió en la sección 2.2 como  $\sum_{i=1}^N \delta_i dx_{i1}$ , siendo  $\delta_i \equiv Y_i/Y$ . Suponiendo  $X_i/X \simeq Y_i/Y$  puede tomarse simplemente la medida agregada de variación de los factores productivos,  $\alpha_c dl + (1 - \alpha_c) dk$ . Nótese, sin embargo, que existiendo elasticidades de escala heterogéneas, este supuesto puede no ser válido y añadir nuevos errores (de agregación) en el elemento residual.

tos hace poco potente la estimación por VI. Cuando la covarianza entre la parte no explicada de la PTF y  $dx$ , es pequeña en relación a la varianza de  $dx$ , el sesgo asintótico de los métodos ordinarios de estimación es poco importante. Caballero y Lyons (1989) desarrollan diversas simulaciones —con funciones de producción y demanda y *shocks* de productividad específicos— donde prueban que los sesgos son de escasa relevancia; proponen explotar el *trade-off* consistencia-eficiencia sin dejar de lado los métodos ordinarios.

En el caso español los instrumentos utilizados por Hall no parecen muy adecuados. La estimación de [17] se acomete, en principio, por mínimos cuadrados ordinarios (MCO), aplicando posteriormente un contraste de exogeneidad de Hausman que toma como referencia la estimación por VI que utiliza valores desfasados de  $dx$  como instrumentos.

El primer aspecto que se comprueba en las especificaciones más sencillas de la ecuación [17] es la gran inestabilidad del parámetro  $\psi$  estimado. En la primera regresión que figura en el Cuadro 1 destaca la obtención de una elasticidad de escala significativamente superior a 1. Dicha estimación, sin embargo, no resulta satisfactoria, pues los residuos muestran, entre grandes oscilaciones (muy marcadas en la primera parte de la muestra), una tendencia decreciente.

CUADRO 1  
Resultados de los modelos estimados para el conjunto de la economía

La variable dependiente es la tasa de variación del VABcf real.

	Modelos:			
	1	2	3	4
Constante *	1,55 (0,38)	1,71 (0,34)	3,81 (0,67)	3,56 (1,82)
$dx$	1,38 (0,16)	1,30 (0,14)	0,80 (0,18)	0,88 (0,54)
UTIL	—	0,26 (0,10)	0,28 (0,08)	0,28 (0,08)
D75 *	—	—	-2,25 (0,66)	-1,99 (1,84)
$dx \times D75$	—	—	—	-0,09 (0,58)
$\bar{R}^2$	0,78	0,83	0,89	0,88
Desv. Tip. $\times 100$	1,34	1,18	0,95	0,98
Durbin-Watson	2,00	2,11	2,74	2,73
Q-Box-Pierce (6)	5,21	0,68	3,78	3,75
Suma residual $\times 10^4$	37,79	27,77	17,20	17,18

Periodo muestral: 1965-1987. Método de estimación: MCO. Desviaciones típicas entre paréntesis.

\* Los valores de los parámetros asociados a la constante y a la variable D75, así como sus desviaciones típicas han sido multiplicados por 100 para facilitar su interpretación como puntos porcentuales.



Hasta 1975, las oscilaciones del residuo obtenido son difícilmente interpretables como *shocks* de productividad y puede pensarse que recogen, en parte, movimientos del producto a corto plazo que no tienen contrapartida en la variación de las cantidades contratadas de factores, sino en la intensidad de uso de los ya contratados. Este fenómeno de atesoramiento de factores (*labour/capital hoarding*) provocaría errores positivos en los tiempos de auge y negativos en los de recesión. Con la introducción de las variaciones del índice de utilización de la capacidad productiva (UTIL) se pretende recoger este aspecto (Modelo 2). Pese a las limitaciones de esta variable<sup>7</sup>, el parámetro estimado, 0,25, se aproxima al valor medio del peso de la remuneración del capital en los costes totales, que es el coeficiente que se esperaría, con rendimientos constantes de escala, si dicha variable se limitase a recoger cambios en el grado de utilización del capital fijo. Con esta modelización se capta buena parte de las oscilaciones del periodo anterior a 1975 y es posible extender al capital la conclusión alcanzada por Jaumandreu (1987) para el factor trabajo: en el contexto de crecimiento sostenido en vez de paralizarse los planes de inversión y/o creación de empleo ante perturbaciones que se juzgaban transitorias, se ajustaban el grado de utilización de la capacidad productiva y la contratación de horas extraordinarias. Sin embargo, en el Modelo 2 persisten los problemas de inestabilidad: la estimación recursiva de  $\psi$  proporciona oscilaciones inadmisibles<sup>8</sup>.

Los Modelos 3 y 4 permiten dilucidar la naturaleza del problema subyacente. En el primero se introduce un escalón en 1975, D75, destinado a recoger un cambio de media en el crecimiento de la productividad; en el segundo se añade, además, la variable escalón multiplicada por  $dx$  para dar entrada a un salto en  $\psi$ . Los resultados son claros: no puede afirmarse que los rendimientos crecientes de escala aparentemente detectados en el Modelo 1 hayan caracterizado la evolución de la economía española desde 1965. Según el Modelo 3, de hecho, se aceptarían los rendimientos decrecientes ( $\psi = 0,80$ ), sin que sea posible rechazar la hipótesis de rendimientos constantes; paralelamente, la llegada de la crisis energética se habría acompañado de una caída sustancial del crecimiento de la PTF (2,25 puntos porcentuales), desde sus niveles previos del 3,81% anual. En el Modelo 4 se pierde la significación de las variables por un problema de multicolinealidad y la relativa escasez de grados de libertad; sin embargo, se confirma que la elasticidad de escala es inferior a 1 y no presenta ruptura destacable en 1975, mientras que la caída en el crecimiento de la productividad global vuelve a ser cercana a 2 puntos porcentuales. Un contraste  $F$  para hipótesis anidadas del Modelo 4 frente al

<sup>7</sup> Se obtiene de una encuesta de opiniones de carácter cualitativo referida solamente al sector industrial (ver Apéndice).

<sup>8</sup> Partiendo de la muestra 1965-1974 e incluyendo sucesivamente una nueva observación, el parámetro estimado y su desviación típica (entre paréntesis) son: 0,84 (0,46), 1,20 (0,31), 1,44 (0,25), 1,57 (0,23), 1,40 (0,21), 1,58 (0,20), 1,41 (0,18), 1,44 (0,15), 1,45 (0,13), 1,44 (0,13), 1,36 (0,13), 1,36 (0,13), 1,33 (0,14), 1,30 (0,14), 1,28 (0,13), 1,15 (0,15), 1,11 (0,15).

Modelo 3 rechaza el primero a favor del segundo<sup>9</sup>. Esto lleva a pensar que el Modelo 3 es el más adecuado. Los resultados, no obstante, ofrecen una estimación de la elasticidad de escala poco precisa, pues la desviación típica del parámetro estimado es 0,18.

El Modelo 3 supera el *test* de heteroscedasticidad de White y un contraste LM de autocorrelación de primer orden (sugerido por el valor del estadístico de Durbin-Watson que resulta ambiguo sobre la presencia o no de autocorrelación negativa). Tras estimar el Modelo 3 por variables instrumentales (MC2E), utilizando como instrumentos la constante, dos valores retardados de  $dx$  y UTIL y el escalón del año 1975, se aplica un *test* de Hausman para contrastar la hipótesis nula de exogeneidad de los regresores. En este caso, el valor calculado del estadístico (que se distribuye como una chi-cuadrado) es 2,672, quedando muy por debajo del valor crítico al 5%, 7,815.

Desde el punto de vista de la predicción postmuestral, el Modelo 3 supera el correspondiente contraste de estabilidad<sup>10</sup>. Por el contrario, los rendimientos crecientes del Modelo 1 hubieran implicado que los destacados incrementados del empleo y la inversión de los años 1988-1990 se habrían acompañado de importantísimos *shocks* negativos en la PTF.

La elasticidad de escala del Modelo 3 es menor que la estimada en la industria manufacturera europea por Caballero y Lyons (1989), pero es similar a la que obtuvo Jaumandreu (1987) para la industria española utilizando series de Contabilidad Nacional. Según Jaumandreu la no homogeneidad de los factores productivos, concretada en que sean los de inferior calidad los que engrosan las variaciones registradas, explicaría una estimación puntual menor que uno. Ni en las estimaciones de funciones de demanda de trabajo de Carrasco y Lorente (1988) ni en la función de producción de Mas y Pérez (1990) se rechaza la hipótesis de rendimientos constantes. Por el contrario, las estimaciones de Raymond (1983) detectan deseconomías de escala.

El Gráfico 1 representa tres medidas de las variaciones anuales de la PTF: las estimadas con el Modelo 3 («HALL2»), las que se obtienen con una elasticidad de escala unitaria y sin tener en cuenta el grado de utilización del capital («HALL1») y el residuo de Solow tradicional («SOLOW»)<sup>11</sup>. Las tres siguen trayectorias similares, de modo que los refinamientos sobre la medida original de Solow efectuados hasta aquí no parecen desmentir el carácter procíclico de la productividad global, cuya explicación remite a las teorías del ciclo real (donde son los *shocks* de productividad, precisamente, los causantes del ciclo

<sup>9</sup> El valor del estadístico correspondiente es 0,02, que queda por debajo del 4,41 de una  $F(1, 18)$  al 5% de significación.

<sup>10</sup> Las estimaciones se efectúan con la muestra 1965-1987. La predicción postmuestral abarca 1988-1990, aunque parte de la información tiene un carácter muy provisional.

<sup>11</sup> Sea  $HALL2 = dy - \hat{\psi} dx - \hat{\delta} UTIL$ , las expresiones que ligan las diversas medidas son:

$$\begin{aligned} HALL1 &= HALL2 + (\hat{\psi} - 1) dx + \hat{\delta} UTIL \\ SOLOW &= HALL1 - (\mu/\gamma - 1)\alpha (dk - dl) \end{aligned}$$

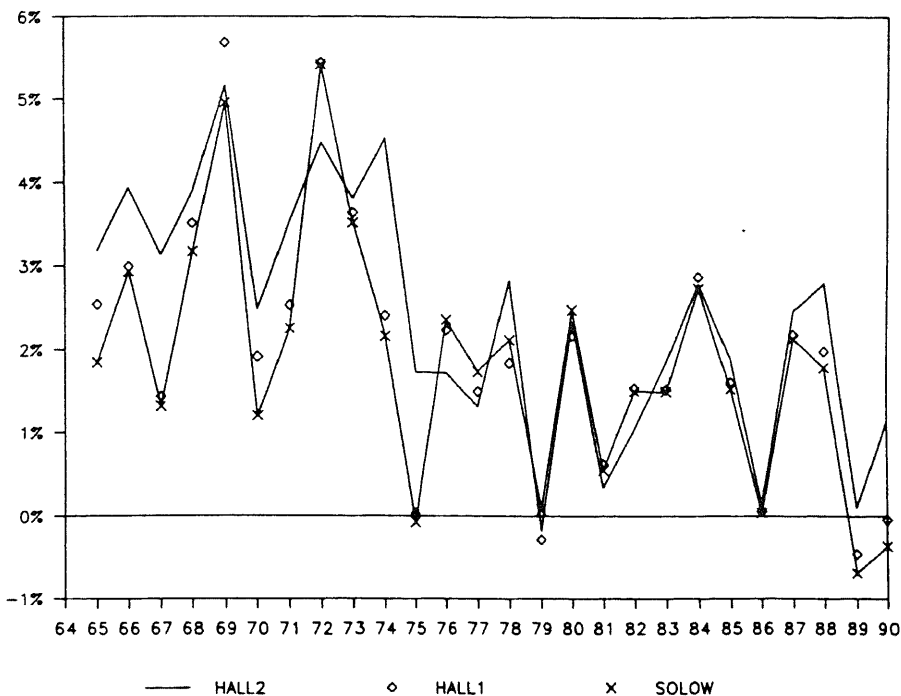


Gráfico 1  
Tres medidas de las variaciones de PTF

económico) o a interpretaciones basadas en fenómenos de atesoramiento de factores (cuyos argumentos ya han sido expuestos más arriba).

Dado que  $\psi$  es cercano a 1, las diferencias entre HALL2 y HALL1 son producto, básicamente, de la consideración de la capacidad utilizada, salvo en los años 1989 y 1990 en que, por el importante crecimiento de los factores, los rendimientos decrecientes explican parte de lo que, en otro caso, sería un residuo excesivamente negativo. Las diferencias entre HALL1 y SOLOW son reflejo del efecto de la consideración de competencia imperfecta. La presencia de márgenes positivos hace que HALL1 pondere menos las variaciones del capital, lo cual es patente entre 1965 y 1970 (años en que se asiste a un importante proceso de acumulación de capital); pese a la recuperación de los márgenes entre los años 1987 y 1990, la diferencia entre las tasas de crecimiento del *stock* de capital y del empleo no es suficiente para que las diferencias entre HALL1 y SOLOW sean muy significativas. HALL1 y SOLOW detectan caídas de la productividad global en 1975, 1979, 1989 y 1990, mientras que HALL2 sólo lo hace en 1979. Mientras que la diferencia de 1975 sería producto de la caída en la capacidad utilizada que acompañó el comienzo de la crisis, las discrepancias referidas a 1989 y 1990 son consecuencia de los rendimientos de escala decrecientes (ignorarlos hace necesario justificar en 1990 caídas de la PTF superiores al 0,5%). Con todo, la variación de la PTF estimada para los años 1989 y 1990 es muy pobre —el valor de 1986, próximo a cero, puede ser

fruto de una infravaloración del crecimiento del Valor Añadido Bruto al coste de los factores (VABcf) de ese año por la introducción del Impuesto sobre el Valor Añadido <sup>12</sup>.

CUADRO 2  
El crecimiento económico y sus fuentes (1965-1990)  
(Porcentajes)

		1965-74	1975-85	1986-90	1965-90
VABcf	Crecimiento	6,48	1,37	4,41	3,89
EMPLEO (L)	Crecimiento	0,72	-1,62	3,00	0,15
	Aportación al VABcf	0,42	-0,90	1,69	0,10
CAPITAL (K)	Crecimiento	9,82	3,46	5,28	6,21
	Aportación al VABcf	2,25	0,66	1,40	1,41
PTF	Aportación	3,70	1,62	1,26	2,34
Otros datos:					
PAT	Crecimiento	5,72	3,03	1,37	3,73
K/L	Crecimiento	9,04	5,16	2,21	6,05

Nota: El crecimiento de *K* no incluye las variaciones en la utilización de la capacidad; la aportación contabilizada sí. Las aportaciones se calculan como el equivalente anual de las anuales del período compuestas. Las variaciones en la PTF se calculan como residuo. Los parámetros implícitos son los del Modelo 3.

El Cuadro 2 sintetiza la evolución reciente de las fuentes del crecimiento agregado. En el período de expansión de los sesenta y primeros setenta (1965-1974), destaca la importancia de la acumulación de capital y el progreso técnico, siendo la aportación agregada del factor trabajo bastante modesta. En el período de crisis (1975-1985), la destrucción de empleo resta casi un punto al crecimiento cada año, punto que la aportación del capital no alcanza a compensar; el crecimiento registrado es consecuencia casi exclusiva de la mermada expansión de la productividad global. El último período (1986-1990) es radicalmente distinto: el crecimiento del empleo se convierte en el primer artífice del incremento del producto, desbancando a la PTF, cuyo aumento se sitúa en mínimos históricos.

La variabilidad a corto plazo del elemento residual es demasiado grande para pensar que pueda obtenerse correlación entre él e indicadores tecnológicos referidos al estado de la técnica o a la acumulación de capital humano (diversos intentos del autor en esta dirección fracasaron). Los ejercicios más habituales de este tipo se realizan con datos de sección cruzada, evitando la componente cíclica de la PTF, o con datos de panel, donde los mejores resul-

<sup>12</sup> Corrales y Taguas (1989) introducen una corrección en la tasa que resulta al deflatar el VABcf a precios corrientes con los precios del valor añadido a precios de mercado, pero quizá sea insuficiente.

tados se obtienen al explotar la variabilidad transversal (véase Grandón y Rodríguez Romero, 1991).

La caída que se advierte en los valores medios de crecimiento de la PTF confirma los resultados de Myro (1983), que estimaba un incremento medio acumulativo anual del 4,1% para el período 1966-74 y del 2,6% para 1975-81. Mis estimaciones asignan, a esos mismos períodos, crecimientos del 3,9% y el 1,4%, respectivamente. Las discrepancias respecto al último subperíodo considerado por Myro pueden deberse, sobre todo, a que la serie de producción utilizada por Myro crece a un 2,2% anual entre 1975 y 1981, mientras que el VABcf utilizado aquí aumenta un 1,3%. La caída del crecimiento de la productividad es común a la mayoría de los países de la OCDE a partir del primer tercio de los años setenta y parece oportuno señalar algunas de sus posibles causas. En Englander y Mittelstädt (1988) se extraen cuatro conclusiones:

1) El progreso técnico está incorporado, en parte, al capital y la ralentización del proceso de acumulación durante la crisis puede haber perjudicado su avance.

2) La adopción de tecnologías procedentes de países más avanzados (Estados Unidos, Japón, parte de Europa) favorece la aparición de un efecto de aproximación (*catch-up*); sin embargo, ese efecto se agota, por su propia naturaleza, en la medida en que se alcanzan los patrones imitados.

3) Las actividades de investigación y desarrollo se han decelerado y parecen haber perdido eficacia en los últimos años. En el caso español, los años de la crisis se caracterizaron por un bajo crecimiento relativo de los indicadores de I+D<sup>13</sup>.

4) Los factores macroeconómicos parecen incidir sobre las tendencias de la productividad global. Condiciones macroeconómicas adversas, sobre todo si se acompañan de cambios en los precios relativos de los bienes y factores, pueden tener un efecto negativo sobre la PTF. En primer lugar, hacen incurrir a las empresas en costes de ajuste y esto induce *per se* caídas en la productividad, al tiempo que absorbe recursos financieros que en situaciones menos apremiantes podrían dedicarse a la actividad innovadora. En segundo lugar, dejan obsoletos los proyectos de investigación en curso y el capital humano que se hubieran especializado en procesos productivos que dejan de ser económicamente eficientes (por ejemplo, los energético-intensivos a partir de la primera crisis del petróleo). En tercer lugar, la incertidumbre desincentiva las inversiones a largo plazo de carácter irreversible, como pueden ser los programas de I+D, los de cualificación de la mano de obra o ciertos bienes de equipo portadores de mejoras técnicas. Finalmente, el desempleo acelera la depreciación del capital humano, crea diferencias de cualificación entre ocupados y parados y desincentiva la especialización de quienes temen perder su

<sup>13</sup> Los gastos totales intramuros crecieron en términos reales a ritmos anuales del 13,8% (1968-74), 6,8% (1975-85) y 13,4% (1986-87). El personal investigador creció al 5,8% (1968-74), 3,2% (1975-85) y 12,7% (1986-87).

puesto de trabajo. Aunque todos estos efectos son transitorios, pueden ser muy duraderos, pues la inercia de cuanto se relaciona con la tecnología y el capital humano es muy grande. Las externalidades contribuyen a la difusión de estos efectos.

Algunos aspectos adicionales pueden ayudar a explicar el comportamiento tendencial advertido en la productividad global, particularmente en el caso español:

5) Los cambios de composición del PIB han sido importantes. El análisis sectorial de la productividad aparente del trabajo (PAT) pone de relieve su heterogeneidad tanto en niveles como en tasas de variación. La diversidad de sus valores absolutos hace esperar cambios importantes en la PAT agregada cuando se produce una alteración de la estructura sectorial del empleo. Aproximando una cuarta parte de la variación temporal de la PAT se debe al *efecto composición*<sup>14</sup>. Adicionalmente, las diferencias tecnológicas entre las ramas industriales y de servicios y el creciente peso de estas últimas pueden provocar caídas en el elemento residual según lo comentado a la luz de la ecuación [16] (epígrafe 2.2).

6) El crecimiento de la productividad dista de ser homogéneo entre las ramas de actividad y la evolución del sector de servicios puede estar marcando la productividad global agregada. En términos de productividad aparente del trabajo, las ramas de servicios son relativamente débiles (excepto Comunicaciones e Instituciones de Crédito y Seguros), creciendo entre 3 y 4 puntos por debajo de las industriales. Esta debilidad se confirma implícitamente en el siguiente epígrafe, donde se advierten tasas de crecimiento de la PTF manufacturera bastante superiores a las estimadas para el conjunto de la economía. Con toda cautela respecto a las dificultades de valoración de las mejoras técnicas en los servicios, debería prestarse especial atención a la evolución de este sector, sobre todo una vez que se disponga de los datos de las nuevas fuentes estadísticas referidas a él (Encuesta de Servicios).

7) La mala medición del *stock* de capital introduce sesgos en la medición de la PTF. Por una parte, si los *shocks* energéticos supusieron una depreciación económica de ciertos bienes de equipo (los asociados, por ejemplo, a tecnologías intensivas en el uso de energía) por encima de lo normal, el capital productivo (que se estima bajo hipótesis de depreciación constante) se habrá sobrevalorado, lo cual va en detrimento de la contribución al crecimiento que se asigna a la PTF. Por otra parte, el importante proceso inversor registrado durante los años de recuperación puede asociarse a una intensa renovación de los equipos (aplazada durante los años de estancamiento), de modo que la tasa de depreciación constante tampoco refleje las bajas efectivamente registradas en el *stock* de capital<sup>15</sup>.

<sup>14</sup> Para mayor detalle, véase Suárez (1991).

<sup>15</sup> Un trabajo reciente de Escribá y Ruiz (1991) propone el uso de una serie endógena de depreciación y su descomposición conforme a las implicaciones que conlleva la correspondiente inversión de reemplazamiento.

El apartado siguiente trata de profundizar en los aspectos sectoriales del crecimiento (poder de mercado, economías de escala y externalidades), concentrándose, necesariamente (por los datos disponibles), en los sectores manufactureros y el período 1978-1987.

### 3.2. Sectores manufactureros

Como ya se ha señalado, el objetivo es aproximarse a las economías de escala y externalidades en línea con las ecuaciones [12] y [14]. Dado que el número de observaciones temporales es reducido, es imprescindible aprovechar la dimensión transversal del panel de datos de la EI para obtener estimaciones mínimamente fiables. Esto implica no llevar la heterogeneidad sectorial de las economías de escala y externalidades más allá de ciertas agrupaciones de sectores tecnológicamente próximos, suponiendo que los parámetros son los mismos para todos sus miembros. Ciertas carencias de la estadística correspondiente a los ocho primeros sectores de la EI, que corresponden a las ramas de energía, gas y agua, y su propia peculiaridad dentro de la industria (entre otras razones por la fuerte regulación que les afecta) aconsejan limitar el análisis a los 81 sectores restantes, es decir, los sectores manufactureros. El Apéndice detalla los 18 grupos, que se forman con referencia, básicamente, en las agrupaciones (dos dígitos) de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE) —véanse los Cuadros A1 y A2—.

Considerando  $N$  grupos de  $M_i$  sectores cada uno, las ecuaciones a estimar son:

$$dy_{ijt} = \gamma_i dx_{ijt} + \beta_{1i} dy_{it} + \beta_{2i} dy_t + a_{ijt} \quad \begin{array}{l} t = 1, \dots, T \\ j = 1, \dots, M_i \\ i = 1, \dots, N \end{array} \quad [18]$$

donde  $dy_{ijt}$  representa la tasa de variación del VAB de la agrupación a la que pertenece el sector  $ij$  y  $dy_t$  la del conjunto de las manufacturas.  $a_{ijt}$  es un elemento residual que recoge la parte no explicada por las externalidades del incremento en la PTF y los errores de agregación y de medida. Esta ecuación es una variación de la ecuación [12] donde  $ij$  representa el sector  $j$  de la agrupación  $i$  y no la empresa  $j$  del sector  $i$  (es decir, se emplea un grado de agregación que no existía en la ecuación original). Precisamente por esto debe atenderse, *mutatis mutandi*, a las consideraciones hechas al presentar la ecuación [14] (los parámetros  $\gamma_i$ ,  $\beta_{1i}$  y  $\beta_{2i}$  deberán interpretarse como característicos de los sectores de cada agrupación, pero no de las empresas de cada sector pues pueden existir externalidades *internas para cada sector* que hayan quedado ocultas por la agregación). La definición exacta de las variables se encuentra en el Apéndice.

La formulación recogida en [18] puede interpretarse como un modelo para un panel de datos con tres dimensiones: una temporal (años) y dos transversales (agrupaciones y sectores), una de ellas asimétrica (sectores). Los parámetros sólo varían entre agrupaciones y es posible contrastar si esta variación está

justificada o, por el contrario, se acepta la igualdad de coeficientes entre agrupaciones.

En el elemento residual se contrasta la presencia de efectos tanto temporales como de agrupaciones, que podrían relacionarse con las características cíclicas o idiosincráticas de la variación de la PTF. La discusión ya realizada sobre los problemas derivados de la posible correlación entre  $dx_{it}$  y las sorpresas tecnológicas podría reproducirse aquí. En este caso, el control de las externalidades y la posibilidad de tratar los efectos temporales —perturbaciones que afecten la PTF del conjunto de los sectores— reduce aún más la gravedad del problema<sup>16</sup>.

Exige tratamiento la no exogeneidad de  $dy_{it}$  y  $dy_i$ , fruto de su propia definición. Sin embargo, una vez aceptados los argumentos previos, los instrumentos a utilizar vienen sugeridos por la agregación de las ecuaciones sectoriales conforme se discutió en 2.2 (ecuaciones [14] y [16]): se utilizarán  $dx_{it}$  y  $dx_i$ .

Las estimaciones de las diversas especificaciones de la ecuación [18] —inclusión o no de efectos individuales y temporales, eliminación de variables no significativas, imposición y contrastación de restricciones de igualdad de coeficientes entre agrupaciones— se realizan utilizando el programa DPD de Arellano y Bond (1988). Cuando aparecen las variables  $dy_{it}$  o  $dy_i$  entre los regresores, se estima por variables instrumentales, utilizando como instrumentos  $dx_{it}$  y  $dx_i$ , la constante y, en su caso, las variables artificiales asociadas a agrupaciones y períodos de tiempo<sup>17</sup>. La validez del conjunto de instrumentos se contrasta en cada caso mediante un test de Sargan de restricciones de sobreidentificación que se distribuye asintóticamente como una chi-cuadrado con grados de libertad iguales a la diferencia entre el número de instrumentos y el número de regresores. Los resultados que se presentan corresponden a un estimador VI en dos etapas que admite la presencia de una forma genérica de heteroscedasticidad y calcula la matriz de varianzas-covarianzas de los parámetros de acuerdo con ella.

La contrastación de restricciones de no significación en los modelos más amplios conduce a una especificación final de [18] relativamente escueta donde las elasticidades de escala estimadas para cada agrupación son diferentes pero los coeficientes de las externalidades son comunes. De los dos tipos de externalidades que se contemplan: a) vinculadas al incremento del VAB de la agrupación a la que pertenece cada sector, b) vinculadas al incremento del VAB del conjunto de las manufacturas, sólo las primeras son significativas. Se

<sup>16</sup> Jimeno (1990), en un contexto similar a este, propone utilizar *instrumentos sectoriales*, en concreto, utilizar para cada sector las variaciones del producto o los factores de sectores que no suministran bienes intermedios a dicho sector (lo cual se constata a través de las tablas *input-output*).

<sup>17</sup> La entrada simultánea de  $dx$  y las variables dicotómicas temporales no es posible puesto que la ausencia de variación sectorial en ambas produce un problema de multicolinealidad perfecta. Cuando el coeficiente de  $dx$  es igual entre agrupaciones, se imponen implícitamente restricciones respecto al caso en que se introducen *dummies* temporales; restricciones cuya aceptación es posible contrastar.



CUADRO 3  
Resultados de la especificación principal

La variable dependiente es la tasa de variación anual del VABcf real de los sectores manufactureros de la Encuesta Industrial.

PARAMETROS ESTIMADOS	COEFICIENTE	DES. TIP.	
Término constante ( $\times 100$ )	3,78	0,41	
Elasticidades de escala ( $\gamma_i$ )			
Agrupaciones:			
1. Minerales metálicos, siderurgia	0,91	0,38	
2. Minerales no metálicos	1,21	0,17	
3. Química básica	0,93	0,39	
4. Química industrial	0,54	0,40	
5. Química de consumo	0,67	0,30	
6. Productos metálicos	1,02	0,16	
7. Maquinaria agrícola, industrial y eléctrica	1,07	0,11	
8. Máquinas de oficina, electrónica y precisión	0,45	0,20	
9. Elementos y material de transporte	0,49	0,33	
10. Alimentos: molienda, extracción	1,63	0,23	
11. Alimentos: elaboración, conservería	0,89	0,16	
12. Bebidas y tabaco	1,09	0,23	
13. Textiles	0,92	0,13	
14. Cuero y calzado	0,62	0,12	
15. Confección	1,22	0,22	
16. Madera, corcho, cestería, muebles de madera	0,86	0,17	
17. Papel, edición y artes gráficas	0,85	0,21	
18. Plástico, caucho y otros	0,68	0,13	
Economías externas			
Vinculadas a $dy_{it}$ ( $\beta_{1i}$ )	0,34	0,07	
Vinculadas a $dy_{it}$ ( $\beta_{2i}$ )	—	—	
CONTRASTES	ESTADÍSTICO	GR. LIB.	VAL. CRÍTICO
De Wald de significación conjunta	736.27	19	30.1
De Sargan (de sobreidentificación)	38.07	42	60.3
De autocorrelación de 1. <sup>er</sup> orden	-2.76	81	$\pm 1.96$
De autocorrelación de 2. <sup>do</sup> orden	-0.37	81	$\pm 1.96$
De estabilidad ( $F$ ):			
Submuestra 1979-1985	0.89	[162,547]	1
Submuestra 1981-1987	0.91	[162,547]	1
De igualdad de los $\gamma_i$ :	40.14	17	27.6
Rendimientos crecientes de escala (versus ctes.): agrupación 10			
Rendimientos decrecientes de escala (versus ctes.): agrupaciones 8, 14, 18			

Periodo muestral: 1979-1987. Valores críticos al 5%.

CUADRO 4  
Resultados con otras especificaciones

---

CONTRASTES

Se realizan analizando modelos que constituyen ampliaciones directas del principal.

---

\* Significación de las externalidades ligadas al VAB del conjunto de las manufacturas:

Estadístico ( $t$ )	1,22
Grados de libertad	708
Valor crítico (5%)	1.96

\* Significación conjunta de las constantes diferenciadas por periodo:

Estadístico	8,5
Grados de libertad	8
Valor crítico (5%)	15,5

\* Significación conjunta de las constantes diferenciadas por agrupación:

Estadístico	18,5
Grados de libertad	17
Valor crítico (5%)	27,6

\* Significación conjunta de las «dummies» temporales y de agrupación:

Estadístico	29,0
Grados de libertad	25
Valor crítico (5%)	37,7

\* Heterogeneidad de  $\beta_1$  entre agrupaciones:

Estadístico	20,5
Grados de libertad	17
Valor crítico (5%)	27,6

---

Todos los estadísticos, salvo especificación, se distribuyen, bajo  $H_0$ , como chi-cuadrado.

rechaza la presencia de efectos temporales y el término constante es igual para todas las agrupaciones. Los resultados se presentan en el Cuadro 3 (especificación principal). El Cuadro 4 resume los contrastes relativos a un conjunto de especificaciones alternativas a la principal, que se descartan en favor de ésta. La instrumentación de las variables  $dy_{it}$  y  $dy_i$  parece adecuada, no sólo por la superación del *test* de Sargan, sino, también, porque la comparación con la estimación mínimo cuadrática indica la corrección del sesgo de esta última en el sentido esperado (en ella el parámetro correspondiente a  $dy_{it}$  es 0,61, con desviación típica de 0,07).

Pasando, en consecuencia, a comentar la estimación del Cuadro 3, los resultados indican que las elasticidades de escala medias de los sectores de cada agrupación son en general cercanas a 1, no pudiéndose rechazar la hipótesis de rendimientos constantes en 14 de las 18 agrupaciones. En la agrupación 10 (Alimentos: molienda y extracción) predominan los rendimientos crecientes; en las agrupaciones 8 (Máquinas de oficina, electrónica e instrumentos de precisión), 14 (Cuero y calzado) y 18 (Plástico, caucho y otros) los decrecientes. Aunque con una metodología distinta, la medición de los fenómenos de escala que ofrece Velázquez (1991) arroja resultados cualitativamente similares a estos, identificando diversos sectores de las agrupaciones 2 —Metales no ferreos, Minerales no metálicos, Vidrio y Productos Cerámicos— y 10 —Pan,

bollería y pastelería— entre los que disfrutaban rendimientos crecientes más notorios<sup>18</sup>.

La presencia de externalidades obliga a poner cuidado en la interpretación de los resultados, en concreto al analizar sus implicaciones a nivel agregado. El crecimiento medio de la componente de la PTF ajena a las externalidades se sitúa en una tasa anual del 3,78% y las externalidades detectadas implican que ante un aumento del 1% en el valor añadido de una agrupación se esperaría un incremento (en primera vuelta) del 0,34% en la productividad de los sectores que integran la agrupación. De este modo, el crecimiento autónomo de la PTF se transmitirá por la vía de las externalidades y su dimensión agregada deberá evaluarse en el marco de la agregación que recoge la ecuación [16],  $du/(1 - \bar{\beta}_1 - \beta_2)$ , resultando un 5,75% ( $3,78/(1 - 0,34)$ ). Aunque las fuentes estadísticas son muy dispares, la comparación de esta cifra con el 1,56% calculado para el conjunto de la economía con datos de la Contabilidad Nacional (ver epígrafe 3.1) parece confirmar la idea de que la debilidad de la PTF agregada resulta de una pobre aportación de las ramas de servicios.

Igualmente, una elasticidad de escala sectorial de 0,91, como la de Metales metálicos, se transformaría al considerar la agrupación de manera agregada en otra de 1,38 ( $0,91/(1 - 0,34)$ ). Las estimaciones llevan a pensar que la elasticidad de escala agregada del conjunto de las manufacturas está por encima de 1, en consonancia con lo observado por Caballero y Lyons (1989, 1990) en Estados Unidos, Alemania, Francia, Reino Unido y Bélgica. Para España, con las nueve observaciones temporales del conjunto de las manufacturas (1979-1987), no es posible obtener una estimación fiable de la elasticidad de escala agregada, no obstante, al regresar  $dy_i$  frente a  $dx_i$ , el coeficiente que se obtiene es superior a 1 y el término constante superior a 0,06 (6%). Aquí, nuevamente, hay divergencias notables entre los sectores manufactureros y la economía en su conjunto.

Tanto la correlación entre el crecimiento del valor añadido y la productividad como la volatilidad de ésta son muy importantes. Sin embargo, aunque el ya señalado carácter procíclico de la productividad agregada se reproduce a nivel sectorial, la no significatividad de los efectos temporales y la ausencia de externalidades ligadas a la producción de las manufacturas en su conjunto parecen descartar que los fenómenos macroeconómicos afecten de modo uniforme a todos los sectores y apuntan hacia un origen más microeconómico de la correlación que se observa entre el VABcf y la PTF o, en todo caso, a una transmisión sectorialmente heterogénea de los *shocks* agregados.

En el Cuadro 5 se compara el crecimiento de la PTF (incluyendo la componente de externalidades) que resulta para el conjunto de las manufacturas (a partir de agregar los resultados sectoriales de la estimación principal) con el residuo de Solow. Aunque las divergencias son poco importantes, la descom-

<sup>18</sup> Se trata de sectores que, en la terminología de Velázquez (1991) —que parte de la estimación de curvas de costes variables medios con una forma funcional flexible—, tienen una gran «desventaja de costes», en el sentido de que sufren fuertes incrementos en los costes medios cuando la escala se reduce a la mitad del tamaño mínimo eficiente.

CUADRO 5  
La productividad global en las manufacturas  
(detalle anual del conjunto de los sectores)

Año	Descomposición del crecimiento de la PTF			Residuo de solow
	Total	Externalidades	Resto	
1979	1,98	-0,18	2,16	2,24
1980	4,01	0,40	3,61	3,88
1981	0,44	-2,18	2,62	0,89
1982	1,92	-1,57	3,49	1,98
1983	3,90	-0,01	3,91	4,06
1984	-0,51	-1,94	1,43	-0,20
1985	2,92	-0,23	3,15	3,32
1986	6,35	1,76	4,59	6,53
1987	9,45	3,49	5,96	9,34
<b>MEDIAS:</b>				
1979-85	2,09	-0,82	2,91	2,31
1986-87	7,90	2,63	5,27	7,94
1979-87	3,38	-0,05	3,44	3,56

Nota: las medidas del conjunto de las manufacturas se obtienen por agregación de las medidas de cada sector de la EI, ponderando por su peso en el VAB conjunto del año anterior.

posición que permite el enfoque aquí adoptado es sugerente (Gráfico 2)<sup>19</sup>. Las aportaciones de las externalidades y de los otros elementos de la PTF siguen sendas paralelas. Esto, y que las externalidades se vinculen al valor añadido de sectores afines, sugiere que los efectos externos observados se han podido relacionar con los procesos de difusión de la innovación tecnológica (horizontales en gran medida), innovación cuyo papel, como han señalado otros autores, ha sido determinante en la evolución del valor añadido.

Si se acepta que las mejoras técnicas que surgen en un sector se transmiten a los sectores afines ya mediante procesos de imitación, ya mediante la cesión de patentes, la compra de bienes de equipo (que incorporan la tecnología) o de bienes intermedios más versátiles y con mejor rendimiento, si la formación, la experiencia y la capacidad organizativa que se adquieren en un sector se transmiten a otros cercanos mediante la movilidad de los cuadros técnicos y la mano de obra especializada, parece lógico que el dinamismo de la agrupación a la que un sector pertenece —y, en el mismo sentido, del sector al que una empresa pertenece— contribuya de manera relevante a la evolución de su productividad. No debería extrañar que valores negativos de la componente de las externalidades compensen parcialmente en varios años el aumento de la componente autónoma, pues, conforme a esta interpretación, la caída de la producción en un sector paraliza o ralentiza los procesos de difusión en curso.

<sup>19</sup> En el Gráfico 2 se denomina «progreso técnico» al crecimiento *autónomo* —o no explicado por externalidades— de la PTF.

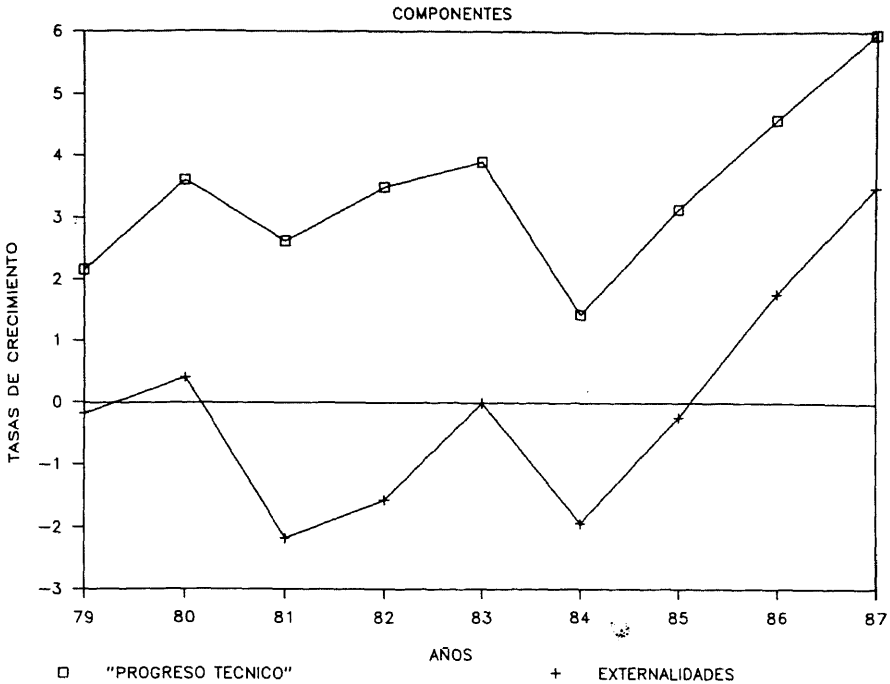


Gráfico 2  
PTF en las manufacturas

Frente al crecimiento moderado y fluctuante de la productividad global entre 1979 y 1985, el registrado en 1986 y 1987 es espectacular, sobre todo si se compara con el comportamiento de la PTF en el conjunto de la economía.

El Cuadro 6 resume la evolución en el período 1979-87 de los sectores manufactureros de la EI. La comparación de mi medida de la productividad global y el residuo de Solow permite constatar que existen diferencias de relativa importancia. La expresión analítica de las diferencias es:

$$-(\gamma_i - 1) dx_{ij} + \left[ \left( \frac{PY}{WL + rK} - 1 \right) \alpha (dk - dl) \right]_{ij} + \beta_i dy_i$$

que permite descomponer esas diferencias según el fenómeno que las provoca (economías de escala, poder de mercado y externalidades, respectivamente). Entre los 81 sectores manufactureros y para el conjunto del período analizado, las diferencias prácticamente se compensan en promedio, cifrándose, tan solo, en  $-0,09$  puntos porcentuales (media simple de las diferencias que figuran en el Cuadro 6); las economías de escala aportan  $-0,35$  puntos que son contrarrestados por los  $0,21$  puntos de la relajación del supuesto de competencia perfecta y los  $0,05$  de las economías externas. Estos resultados provienen de la propia heterogeneidad sectorial, de la relativa proximidad a

CUADRO 6  
La productividad global en los sectores manufactureros  
crecimiento acumulativo medio del período 1979-1987 (%)

Sector	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	PTF	«Progreso técnico»	Residuo de SOLOW	Dif. (1)-(3)	VABcf	Factores	PAT
9	0,22	0,89	1,55	-1,33	-1,18	-1,53	5,95
10	1,07	1,74	1,89	-0,82	-2,98	-4,45	4,10
11	4,76	5,43	4,81	-0,05	1,64	-3,43	4,71
12	1,82	2,74	1,64	0,18	-0,78	-2,13	3,31
13	1,85	2,77	0,36	1,49	-7,10	-7,37	2,78
14	5,51	6,43	3,96	1,55	-1,54	-5,80	1,96
15	2,27	3,19	0,91	1,36	-6,09	-6,88	1,89
16	4,26	5,18	2,99	1,27	-1,52	-4,76	2,29
17	4,60	5,52	3,67	0,93	-0,27	-4,01	5,27
18	3,55	4,47	2,66	0,89	-0,48	-3,31	3,68
19	15,60	13,98	16,17	-0,58	12,96	-2,84	14,23
20	6,91	5,29	7,00	-0,09	2,19	-5,10	5,32
21	4,55	2,93	4,60	-0,05	2,59	-2,11	4,50
22	3,08	1,46	3,02	0,06	1,70	-1,49	4,07
23	0,60	0,92	2,78	-2,18	-2,19	-5,13	2,68
24	5,22	5,55	6,75	-1,53	2,42	-5,15	4,43
25	4,75	5,07	5,63	-0,89	3,86	-1,63	4,56
26	1,08	1,40	2,56	-1,48	-0,92	-3,67	3,17
27	4,02	3,07	4,54	-0,52	3,02	-1,51	4,12
28	5,10	4,16	5,65	-0,55	3,86	-1,87	5,28
29	7,34	6,39	7,94	-0,60	4,15	-4,79	11,44
30	-2,35	-3,29	-1,79	-0,55	-4,22	-2,81	-0,22
31	3,42	3,64	3,37	0,05	-0,50	-3,84	3,49
32	4,54	4,76	4,40	0,14	0,42	-4,04	4,69
33	3,42	3,64	3,25	0,17	-2,05	-5,36	3,22
34	4,08	4,30	3,89	0,19	-1,07	-5,04	4,50
35	5,04	5,26	5,11	-0,08	3,81	-1,20	4,64
36	2,02	2,68	1,44	0,58	-6,33	-7,82	1,20
37	4,08	4,73	3,64	0,44	-1,50	-5,23	3,97
38	8,57	7,55	7,42	1,15	8,35	-0,48	10,32
39	4,46	5,12	4,01	0,45	-1,60	-5,68	4,04
40	5,99	4,98	9,81	-3,82	2,97	-6,77	9,54
41	5,88	5,35	7,24	-1,36	4,74	-2,33	6,39
42	-7,41	-7,94	-6,14	-1,27	-11,53	-8,45	-4,02
43	2,18	1,65	3,41	-1,24	0,62	-3,20	3,19
44	1,60	1,06	1,35	0,24	1,47	-0,25	0,85
45	2,97	2,44	6,10	-3,13	0,00	-6,10	5,92
46	3,56	2,55	5,80	-2,24	1,53	-4,55	6,40
47	11,60	10,94	8,66	2,93	6,20	-3,31	8,47
48	5,33	4,48	5,98	-0,65	2,94	-2,69	4,33
49	3,69	2,83	2,29	1,40	4,15	0,52	5,45
50	4,44	3,59	3,98	0,46	1,51	-3,30	6,31
51	3,86	3,00	2,42	1,44	0,60	-3,66	5,51
52	6,80	6,15	4,97	1,83	0,44	-3,90	8,39

CUADRO 6 (Continuación)  
La productividad global en los sectores manufactureros  
crecimiento acumulativo medio del período 1979-1987 (%)

Sector	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	PTF	«Progreso técnico»	Residuo de SOLOW	Dif. (1)-(3)	VABcf	Factores	PAT
53	0,82	-0,03	1,06	-0,24	-0,67	-1,68	1,74
54	6,83	6,18	5,25	1,58	1,33	-3,37	8,49
55	5,81	5,15	3,34	2,47	1,90	-2,39	5,29
56	5,72	5,07	4,18	1,54	3,06	-1,63	6,02
57	7,26	6,40	5,77	1,49	8,64	1,56	8,42
58	9,36	8,69	8,57	0,80	6,98	-2,19	10,34
59	10,73	10,06	10,47	0,27	4,53	-5,71	9,16
60	2,98	2,30	2,94	0,04	3,22	0,22	3,23
61	1,79	1,11	0,20	1,59	-5,68	-6,87	2,55
62	4,20	3,52	3,29	0,91	2,17	-1,86	6,35
63	2,98	2,30	2,29	0,69	1,53	-1,34	4,50
64	2,93	2,25	1,01	1,92	1,66	-1,17	4,44
65	2,24	2,95	2,85	-0,60	-3,62	-6,36	4,26
66	3,42	4,12	3,60	-0,18	-0,26	-4,00	3,95
67	4,18	4,88	4,60	-0,42	-0,60	-5,18	4,92
68	5,56	6,27	5,27	0,29	1,38	-4,53	7,33
69	3,30	4,93	4,37	-1,07	2,21	-1,76	4,14
70	-0,49	1,13	2,39	-2,89	-5,92	-8,78	3,63
71	-1,62	0,01	1,20	-2,81	-6,84	-8,46	2,22
72	1,85	2,65	0,80	1,04	-1,98	-3,14	1,35
73	2,89	3,69	2,58	0,31	-11,86	-12,09	1,18
74	3,69	4,50	2,13	1,57	-5,12	-7,23	2,45
75	2,29	3,22	2,17	0,12	1,95	-0,39	2,78
76	1,46	2,39	2,01	-0,55	-1,76	-3,75	3,50
77	5,80	6,73	5,96	-0,16	2,03	-4,40	8,38
78	1,31	2,25	2,39	-1,08	-5,04	-7,41	5,49
79	0,27	1,21	0,56	-0,29	-4,12	-5,12	1,91
80	3,73	3,19	4,16	-0,43	0,81	-3,45	6,95
81	4,12	3,59	4,29	-0,17	1,30	-3,34	5,82
82	4,67	4,13	5,23	-0,56	2,32	-2,78	4,39
83	1,66	1,47	2,52	-0,86	-0,29	-2,86	1,83
84	3,44	3,25	4,19	-0,75	1,83	-2,36	3,97
85	2,32	2,13	3,95	-1,62	-1,36	-5,41	5,29
86	2,81	2,61	5,11	-2,30	-1,90	-6,91	5,25
87	4,13	3,94	3,74	0,39	2,93	-1,76	5,67
88	2,88	2,69	4,10	-1,22	-1,43	-6,34	6,36
89	8,84	8,65	9,27	-0,43	5,66	-4,67	12,23

Nota: las tasas son diferencias logarítmicas (o medias ponderadas de éstas) multiplicadas por 100. Se denomina «Progreso técnico» a la parte de la variación de la PTF no explicada por externalidades, la codificación sectorial es la de la Encuesta Industrial (Apéndice).

uno de las economías de escala, de la debilidad de los márgenes durante la etapa de crisis, del débil crecimiento de la relación capital-trabajo en muchos sectores y de la existencia de externalidades negativas en los sectores de las agrupaciones más afectadas por la crisis industrial. Mejor síntesis de la discrepancia entre ambas medidas es la desviación típica de las diferencias sectoriales, que alcanza el valor de 1,28<sup>20</sup>. El valor absoluto de las diferencias es superior a 2 en 9 sectores. Estas magnitudes —que posiblemente hubiesen sido mayores en una etapa en la cual las manufacturas hubiesen mostrado mayor dinamismo— justifican el esfuerzo de refinar la medición de la productividad global. Disponer de una medida correcta del crecimiento medio de la productividad sectorial durante un período largo constituye un primer paso en el análisis de los determinantes de la diversidad sectorial, que es la vía para alcanzar una comprensión más exacta de la evolución de la productividad global (agregada o no) en el largo plazo.

#### 4. Conclusiones

La presencia potencial de rendimientos de escala no necesariamente constantes, comportamientos no competitivos y externalidades aconsejan replantear la medición de las fuentes del crecimiento económico, que habitualmente se realiza en el marco de la descomposición propuesta por Solow. Este replanteamiento se aborda en el marco propuesto por Hall (1988a,b) y Caballero y Lyons (1989), prestando especial atención a los problemas que surgen cuando se utilizan datos agregados.

En el análisis del conjunto de la economía española se ha puesto de relieve, por un lado, la no presencia de rendimientos crecientes de escala en el nivel agregado y, por otro, una caída de más de 2 puntos porcentuales en el crecimiento medio de la productividad global a partir de 1975, sin que exista hasta hoy evidencia de recuperación. Aunque las oscilaciones a corto plazo de la productividad total de los factores pueden responder a *shocks* tecnológicos, es más fácil relacionarlas con el grado de utilización de la capacidad instalada y, posiblemente, con atesoramiento de trabajo (en presencia de costes de ajuste y perturbaciones macroeconómicas) que con indicadores del cambio técnico. Diversas razones justifican que las medidas de productividad sean sensibles a las circunstancias macroeconómicas y a los cambios de la estructura productiva de la economía. La evolución del sector servicios puede estar detrás de las pobres realizaciones que registra la productividad global en los últimos años.

El análisis de los sectores manufactureros de la Encuesta Industrial descubre el predominio, en el nivel sectorial, de rendimientos constantes; sin embargo, la presencia de externalidades vinculadas al valor añadido bruto del nivel inmediatamente superior de agregación (agrupaciones de sectores afines) provoca que las manufacturas disfruten rendimientos crecientes de escala en el

<sup>20</sup> Para los tres componentes de dichas diferencias, las desviaciones típicas son 1,33, 0,90 y 0,82, respectivamente.



nivel agregado. Las externalidades, por otra parte, parecen desempeñar un papel relevante en la difusión del progreso técnico y los demás *shocks* que afectan a la productividad, habiendo predominado los procesos horizontales de difusión de las innovaciones tecnológicas. La metodología aplicada arroja mediciones sectoriales del crecimiento de la productividad global que en algún caso difieren de forma importante de las de Solow.

Pese a los refinamientos introducidos, las medidas de productividad global conservan un carácter procíclico. Ofrecer explicaciones de este fenómeno y contrastarlas sigue siendo un objetivo para los desarrollos teóricos y empíricos en este área, y un paso necesario para poder evaluar con precisión los determinantes y efectos de la evolución de la productividad en el largo plazo.

## Apéndice 1

### Fuentes estadísticas y definición de las variables utilizadas

#### A1.1 Conjunto de la economía

Las variables utilizadas en las estimaciones de la Sección 3.1 responden a la siguiente definición:

$dy_t$ : Tasa de variación del valor añadido bruto al coste de los factores a precios constantes del año 1980 (VABcf). Se calcula a partir de la serie correspondiente de Corrales y Taguas (1989).

$dx_t$ : Medida de las variaciones en las cantidades de factores utilizadas en la producción. Se calcula como media ponderada de las tasas de variación del número de ocupados (tomado de las series homogéneas de la Dirección General de Previsión y Coyuntura (DGPC) del Ministerio de Economía (1991) y del *stock* de capital productivo (estimado por Corrales y Taguas (1989) a partir de la aplicación de un método de inventario perpetuo a la serie de formación bruta de capital fijo sin inmuebles residenciales). Las ponderaciones, variables en el tiempo, son las participaciones de cada factor en los costes totales en el año precedente. A los ocupados no asalariados se les asigna una remuneración de 2/3 de la implícita por asalariado en los datos de la Contabilidad Nacional de España tomados de Corrales y Taguas (1989). El número de asalariados procede de las series de la DGPC. La remuneración del capital se calcula aplicando un coste de uso nominal al *stock* de capital. Dicho coste de uso responde a la definición convencional, con impuestos, y en su construcción se sigue a Espitia y otros (1989a,b) con las siguientes variaciones: a) expresión en términos nominales, b) redefinición del activo compuesto para excluir existencias, c) cobertura del período 1964-1987.

UTIL: Tasa de variación del índice de utilización de la capacidad productiva en la industria (Encuesta de Opiniones Empresariales).

CUADRO A1  
Sector es de la encuesta industrial

---

- 1 COMBUSTIBLES SOLIDOS
  - 2 COQUERIAS
  - 3 HIDROCARBUROS
  - 4 REFINO DE PETROLEO
  - 5 MINERALES RADIOACTIVOS
  - 6 ENERGIA ELECTRICA
  - 7 GAS
  - 8 AGUA
  - 9 MINERALES METALICOS
  - 10 SIDERURGIA Y PRIMERA TRANSFORMACION DEL HIERRO Y DEL ACERO
  - 11 PRODUCCION Y TRANSFORMACION DE METALES NO FERREOS
  - 12 MINERALES NO METALICOS Y CANTERAS
  - 13 MATERIALES DE CONSTRUCCION DE TIERRA COCIDA
  - 14 CEMENTOS, CALES Y YESOS
  - 15 HORMIGON Y DERIVADOS DEL CEMENTO
  - 16 PIEDRA NATURAL, ABRASIVOS Y OTR. PROD. MINERALES NO METALICOS
  - 17 VIDRIO Y SUS MANUFACTURAS
  - 18 PRODUCTOS CERAMICOS
  - 19 PETROQUIMICA Y QUIMICA ORGANICA
  - 20 QUIMICA INORGANICA
  - 21 MATERIAS PLASTICAS Y CAUCHO
  - 22 FIBRAS ARTIFICIALES Y SINTETICAS
  - 23 ABONOS Y PLAGUICIDAS
  - 24 PINTURAS, BARNICES Y TINTAS
  - 25 ACEITES ESENCIALES Y AROMAS
  - 26 OTROS PRODUCTOS QUIMICOS INDUSTRIALES
  - 27 PRODUCTOS FARMACEUTICOS
  - 28 JABONES, DETERGENTES Y PERFUMERIA
  - 29 MATERIAL FOTOGRAFICO SENSIBLE
  - 30 OTROS PRODUCTOS QUIMICOS DE CONSUMO
  - 31 FUNDICIONES METALICAS
  - 32 FORJA Y OTROS TRATAMIENTOS DE LOS METALES
  - 33 CARPINTERIA METALICA, ESTRUCTURAS Y CALDERERIA
  - 34 ARTICULOS METALICOS
  - 35 TALLERES MECANICOS
  - 36 MAQUINARIA AGRICOLA
  - 37 MAQUINARIA INDUSTRIAL
  - 38 MAQUINAS DE OFICINA
  - 39 MAQUINARIA Y MATERIAL ELECTRICO
  - 40 MATERIAL ELECTRONICO
  - 41 AUTOMOVILES, PIEZAS Y ACCESORIOS
  - 42 CONSTRUCCION NAVAL
  - 43 MATERIAL FERROVIARIO
  - 44 AERONAVES
  - 45 MATERIAL DE TRANSPORTE DIVERSO
  - 46 INSTRUMENTOS DE PRECISION, OPTICA Y SIMILARES
  - 47 ACEITES Y GRASAS
  - 48 MATADEROS E INDUSTRIAS CARNICAS
  - 49 INDUSTRIAS LACTEAS
  - 50 CONSERVAS VEGETALES
-

CUADRO A1 (Continuación)  
Sector de la encuesta industrial

---

51	CONSERVAS DE PESCADO
52	MOLINERIA
53	PAN, BOLLERIA, PASTELERIA Y GALLETAS
54	AZUCAR
55	CACAO, CHOCOLATE Y PRODUCTOS DE CONFITERIA
56	PRODUCTOS DE ALIMENTACION ANIMAL
57	PRODUCTOS ALIMENTICIOS DIVERSOS
58	ALCOHOLES
59	LICORES
60	VINOS
61	SIDRERIA
62	CERVEZA
63	BEBIDAS ANALCOHOLICAS
64	TABACO
65	PREPARACION, HILADO Y TEJIDO
66	GENEROS DE PUNTO
67	ACABADOS TEXTILES
68	ALFOMBRAS Y OTROS
69	CURTIDOS
70	CUERO
71	CALZADO
72	CONFECCION EN SERIE
73	CONFECCION A MEDIDA
74	PELETERIA
75	ASERRADO DE MADERA
76	INDUSTRIA DE LA MADERA
77	INDUSTRIA DEL CORCHO
78	JUNCO, CAÑA, CESTERIA, BROCHAS Y CEPILLOS
79	MUEBLES DE MADERA
80	PASTA PAPELERA, PAPEL Y CARTON
81	TRANSFORMACION DEL PAPEL Y EL CARTON
82	ARTES GRAFICAS Y EDICION
83	TRANSFORMACIONES DEL CAUCHO
84	TRANSFORMACION DE MATERIAS PLASTICAS
85	JOYERIA Y BISUTERIA
86	INSTRUMENTOS DE MUSICA
87	LABORATORIOS FOTOGRAFICOS
88	JUEGOS Y JUGUETES
89	MANUFACTURAS DIVERSAS

---

El ejercicio de análisis de los años 1988-1990 se realiza prolongando las series con las estadísticas disponibles. Los datos de 1988 de la CNE son provisionales, los de 1989 avance y los de 1990 primera estimación. El factor impositivo de la serie de coste de uso se mantiene en su valor de 1986.

#### *A.1.2. Sectores manufactureros*

Los datos utilizados de la Encuesta Industrial (EI) del Instituto Nacional de Estadística han sido cuidadosamente depurados y completados por el Pro-

grama de Investigaciones Económicas (PIE) de las Fundación Empresa Pública. El PIE ha construido, como se indica en Segura y otros (1989), índices de precios que permiten deflactar las magnitudes nominales de valor añadido y producción de la EI.

CUADRO A2  
Clasificación de los sectores de la encuesta industrial  
en las 18 agrupaciones utilizadas en el análisis

- 
- 1 EXTRACCION Y PRIMERA TRANSFORMACION DE METALES  
Sectores: 9-11
  - 2 EXTRACCION Y TRANSFORMACION DE MINERALES NO METALICOS  
Sectores: 12-18
  - 3 QUIMICA BASICA  
Sectores: 19-22
  - 4 PRODUCTOS QUIMICOS INDUSTRIALES  
Sectores: 23-26
  - 5 PRODUCTOS QUIMICOS DE CONSUMO  
Sectores: 27-30
  - 6 PRODUCTOS METALICOS, EXCEPTO MAQUINARIA Y ELEMENTOS DE  
TRANSPORTE  
Sectores: 31-35
  - 7 MAQUINARIA AGRICOLA E INDUSTRIAL, MAQUINARIA Y MATERIAL  
ELECTRICO  
Sectores: 36-37, 39
  - 8 MAQUINAS DE OFICINA, MATERIAL ELECTRONICO, INSTR. DE PRECI-  
SION  
Sectores: 38, 40, 46
  - 9 ELEMENTOS Y MATERIAL DE TRANSPORTE  
Sectores: 41-45
  - 10 ALIMENTICIOS DE MOLIENDA Y EXTRACCION  
Sectores: 47, 52, 54-56
  - 11 ALIMENTICIOS DE ELABORACION Y CONSERVERIA  
Sectores: 48-51, 53, 57
  - 12 BEBIDAS Y TABACO  
Sectores: 58-64
  - 13 TEXTILES  
Sectores: 65-68
  - 14 CUERO Y CALZADO  
Sectores: 69-71
  - 15 CONFECCION  
Sectores: 72-74
  - 16 MADERA, CORCHO, CESTERIA Y MUEBLES DE MADERA  
Sectores: 75-79
  - 17 PAPEL, ARTICULOS DE PAPEL, EDICION Y ARTES GRAFICAS  
Sectores: 80-82
  - 18 PLASTICO, CAUCHO Y OTROS  
Sectores: 83-89
-

El Cuadro A1 recoge la denominación de los 81 sectores manufactureros de la EI, cuya numeración original se mantiene a lo largo del trabajo. El Cuadro A2 clasifica los 81 sectores en las 18 agrupaciones que se manejan en parte del análisis.

La definición de las variables utilizadas es la siguiente:

$dy_{ijt}$ : Tasa de variación<sup>21</sup> del VABcf en pesetas constantes de 1980 correspondiente al sector  $ij$ .

$dx_{ijt}$ : Medida de las variaciones en las cantidades de factores utilizadas en la producción; se calcula como media ponderada de las tasas de variación del número de horas trabajadas ( $dl$ ) y del *stock* de capital fijo ( $dk$ ). Las series de capital real se calculan, siguiendo a Segura y otros (1989), mediante inventario perpetuo a partir de las series de Formación Bruta de Capital Fijo a precios constantes. Las tasas de depreciación y la relación capital-producto del año 1978 se obtienen de Ministerio de Industria y Energía (1980), completando con las de sectores afines las de aquellos que esa publicación no cubre. Las ponderaciones con las que  $dl$  y  $dk$  entran en  $dx$  son las participaciones de cada factor en el coste total del año anterior. Al personal no remunerado se le imputa un coste por hora trabajada igual al del personal remunerado. Al capital se le asigna un coste de uso nominal sin variación sectorial e idéntico al que se utiliza con los datos del conjunto de la economía.

$dy_{it}$  y  $dx_{it}$ ,  $dy_i$  y  $dx_i$  responden a la misma definición que  $dy_{ijt}$  y  $dx_{ijt}$ , pero refiriéndose, respectivamente, a las magnitudes agregadas de la agrupación  $i$  y del conjunto de las manufacturas.

## Referencias

- Arellano, M. y Bond, S. (1988): *Dynamic Panel Data Estimation Using DPD - A guide for users*, Institute for Fiscal Studies, London.
- Berndt, E. R. y Fuss, M. A. (1986): «Productivity Measurement with Adjustments for Variations in Capacity Utilization and Other Forms of Temporary Equilibrium», *Journal of Econometrics* 33, pp. 7-29.
- Caballero, R. J. y Lyons, R. K. (1989): «The Role of External Economies in U.S. Manufacturing». Discussion Paper Series, 431, Department of Economics, Columbia University.
- Caballero, R. J. y Lyons, R. K. (1990): «Internal versus External Economies in European Industry», *European Economic Review* 34, pp. 805-830.
- Carrasco, N. y Lorente, J. (1988): «Ecuaciones de demanda de trabajo de la economía española una aproximación crítica». Apuntes y documentos económicos, Ministerio de Economía y Hacienda.
- Corrales, A. y Taguas, D. (1989): *Series macroeconómicas para el período 1954-88: Un intento de homogeneización*, Instituto de Estudios Fiscales, Monografía 75.
- Englander, A. S. y Mittelstädt, A. (1988): «Total Factor Productivity: macroeconomic and structural aspects of the slowdown», *OECD Economic Studies* 10, Spring.

<sup>21</sup> Todas las tasas de variación calculadas sobre los datos de la EI se definen como primeras diferencias del logaritmo neperiano de la magnitud a la cual se refieren.

- Escrivá, F. J. y Ruiz, J. R. (1991): «Empleo, cambio técnico y estructura de la inversión. Aplicación a la economía española 1964-1988», Universidad de Valencia mimeo.
- Espitia, M.; Huerta, E.; Lecha, G. y Salas, V. (1989a): «La eficacia de los estímulos fiscales a la inversión en España», *Moneda y Crédito* 188, pp. 105-159.
- Espitia, M.; Huerta, E.; Lecha, G. y Salas, V. (1989b): «Impuestos efectivos sobre beneficios y rentas de los activos productivos», *Papeles de Economía Española* 39, pp. 433-450.
- Gandoy, R. (1987): «La evolución de la productividad global en la industria española, un análisis desagregado para el período 1964-1981», Tesis doctoral editada por la Universidad Complutense de Madrid.
- Grandón, V. y Rodríguez Romero, L. (1991): «Capital tecnológico e incrementos de productividad en la industria española (1975-1981)», *Investigaciones Económicas* (2.ª época), suplemento.
- Hall, R. E. (1988a): «The Relation between Price and Marginal Cost in U.S. Industry», *Journal of Political Economy* 96, pp. 921-947.
- Hall, R. E. (1988b): «Increasing Returns: Theory and Measurement with Industry Data». Mimeo, Program on Economic Fluctuations, National Bureau of Economic Research.
- Jaumandreu, J. (1987): «Producción, empleo, cambio técnico y costes relativos en la industria española 1964-1985», *Investigaciones Económicas* (2.ª época) 11, pp. 427-463.
- Jimeno, J. F. (1990): «Productivity Shocks, Demand Shocks and Economic Fluctuations in the U.S. Economy (1953-81)», London School of Economics, mimeo.
- Lafuente, A.; Salas, V. y Yagüe, M. J. (1985): *Productividad, capital tecnológico e innovación*, Ministerio de Industria y Energía.
- Lucas, R. E. (1988): «On the Mechanics of Economic Development», *Journal of Monetary Economics* 22, pp. 3-42.
- Marshall, A. (1920): *Principles of Economics*, Macmillan.
- Martínez Mongay, C. y Pascual, N. (1988): «Productividad multifactor y efecto capacidad en la industria española, 1971-1981», *Investigaciones Económicas* (2.ª época), suplemento.
- Mas, M. y Pérez, F. (1989): «Cambio tecnológico y empleo en la economía española (1964-1987)», *Economía Pública* 5, pp. 171-189.
- Mas, M. y Pérez, F. (1990): «Los determinantes de la evolución de la productividad en España». Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas, Documento de trabajo 9001.
- Ministerio de Economía (1991): «Nota sobre el enlace provisional de las series laborales tras la reforma de la Encuesta de Población Activa en el segundo trimestre de 1987». Dirección General de Previsión y Coyuntura. En *Estudios de economía del trabajo en España. III. El problema del paro*, Bentolila, S. y Toharia, L. (comp.), Colección Economía y Sociología del Trabajo, Ministerio de Trabajo y Seguridad Social.
- Ministerio de Industria y Energía (1980): «Los coeficientes de capital de la industria española», Documentación, núm. 6.
- Myro, R. (1983): «Evolución de la productividad global de la economía española en el período 1965-1981», *Información Comercial Española* 594.
- Raymond, J. L. (1983): «Una nota sobre la demanda de empleo, nivel de actividad económica y salarios reales», *Papeles de Economía Española* 15, pp. 276-282.
- Rodríguez Romero, L. (1987): «Elasticidad de sustitución entre inputs primarios en las grandes empresas industriales españolas», *Investigaciones Económicas* (2.ª época) 11, pp. 399-426.
- Romer, P. (1988): «Capital accumulation in the theory of long-run growth». En *Modern Business Cycle Theory*, Barro, R., ed. Harvard.
- Segura, J. (1989): «Cambio técnico y empleo: teoría y evidencia empírica en España». Ponencia presentada en el III Congreso Nacional de Economía.
- Segura, J. y Jaumandreu, J. (1987): «Algunos resultados recientes sobre la importancia

- del cambio técnico en la industria española», *Cuadernos de economía de Información Comercial Española* 37/38, pp. 71-79.
- Segura, J. y Restoy, F. (1986): «Una explotación de las tablas input-output de la economía española para 1975 y 1980». Fundación Empresa Pública. Documentos de trabajo, 8608.
- Segura, J. y otros (1989): *La industria española en la crisis 1978/1984*, Alianza Economía y Finanzas.
- Solow, R. M. (1957): «Technical Change and the Aggregate Production Function», *Review of Economics and Statistics* 39, pp. 312-320.
- 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 9104.
- Tirole, J. (1988): *The Theory of Industrial Organization*, The MIT Press.
- Velázquez, J. (1991): «Economías de escala y tamaños óptimos en la industria española (1980-1986)». Fundación Empresa Pública. Documentos de trabajo, 9105.

## Abstract

This article investigates the sources of Spanish economic growth. Assumptions about constant returns to scale, perfect competition and exogenous technical progress are relaxed. Aggregate data from National Accounts show aggregate non-increasing returns to scale and a slowdown in total factor productivity growth from 1975. In the manufacturing industries of Spanish Industrial Survey, productivity grows faster, constant returns to scale dominate, and there is evidence of the existence of external economies related to the output of similar industries.

*Recepción del original, enero de 1992*  
*Versión final, junio de 1992*