

ALGUNAS DIFERENCIAS EN LA PRODUCTIVIDAD DE LAS EMPRESAS MANUFACTURERAS ESPAÑOLAS *

Ignacio HERNANDO y Javier VALLES

Banco de España

El objetivo de este trabajo es el de estudiar las diferencias en la productividad total de las empresas a causa de la estructura del mercado en que operan, de su situación financiera y de la liberalización del mercado de trabajo. El procedimiento seguido obtiene el residuo de una función de producción Cobb-Douglas, con y sin los supuestos de rendimientos constantes a escala y competencia perfecta en el mercado de trabajo. Utilizando un panel de empresas industriales españolas, medimos el efecto sobre el residuo de un conjunto de variables estructurales en el período 1983-1989. Encontramos evidencia de que tanto el nivel como el crecimiento de la productividad están correlacionados con la cuota de mercado y con el ratio de concentración sectorial y que la situación financiera afecta a la productividad de cada empresa por la vía de la disponibilidad de recursos internos para acometer nuevas inversiones.

1. Introducción

Durante la segunda parte de la década de los ochenta las manufacturas en España experimentaron en promedio ritmos de crecimiento de la productividad total de los factores¹ muy moderados a pesar de la fase expansiva del ciclo. Sin embargo, esta evolución agregada oculta comportamientos sectoriales muy dispares. Estas diferencias en la evolución de la productividad contribuyen a explicar las distintas variaciones en la posición competitiva de los sectores manufactureros (reflejadas en la evolución de su saldo comercial). Cabe señalar que, al margen del efecto heterogéneo de la productividad sobre la competitividad de los distintos sectores, ésta ha experimentado una tendencia al deterioro debida, en parte, a factores de influencia común (apreciación del tipo de cambio) o bastante similar (evolución relativa de los costes laborales) sobre los distintos sectores.

Segura y González-Romero (1992) explican la compatibilidad del proceso de fuerte crecimiento y pérdida de competitividad experimentado por la industria española a través de la «existencia de un comportamiento dual

* Agradecemos la valiosa ayuda de A. Ricardo y los comentarios de S. Bentolila, O. Bover, J. Marín, C. Mazón, V. Salas, M. Sebastián, así como los de tres evaluadores anónimos.

¹ Medida como la productividad del trabajo menos la sustitución factorial de trabajo por capital ponderada por el peso de las rentas del capital.

de la industria española, sólo observable en un análisis desagregado». Estos autores señalan que algunos sectores han sido capaces de expandir su producción sin crecimientos notables de empleo, absorbiendo un importante volumen de inversión extranjera que ha aportado tecnología, redes de comercialización y otros factores de competencia. Al mismo tiempo, otros sectores han aprovechado la fase expansiva para aumentar su producción vía incrementos en el empleo. Esta dualidad de comportamiento ha originado en los años ochenta, como ilustra el Cuadro 1, una dispersión importante en la evolución de la productividad total sectorial. Además, este cuadro incluye algunos factores, que presentan heterogeneidad sectorial y que, a priori, se encuentran entre los candidatos a explicar las diferencias sectoriales en la productividad.

Este trabajo, tomando como base el modelo empírico desarrollado por Nickell, Wadhvani y Wall (1992), tiene como objetivo la medición del efecto que sobre la productividad total de las empresas manufactureras españolas tienen las características del mercado en el que operan (incluyendo variables de estructura y de tamaño), su situación financiera y el proceso de flexibilización del mercado laboral. Para ello, se ha utilizado información en el período 1983-1989, de una muestra de empresas manufactureras españolas procedente de la Central de Balances del Banco de España (CBBE). Esta aproximación permite delimitar algunas de las causas que pueden explicar las diferencias sectoriales e intrasectoriales en el comportamiento, tanto del nivel como del crecimiento, de la productividad pero carece de un modelo teórico completo que explique tales relaciones causales. Haskel (1991), utilizando información sectorial, delimita teórica y empíricamente la relevancia de los cambios en los mercados del producto y de trabajo en la explicación de la mejora del crecimiento de la productividad en el Reino Unido durante la última década. Una referencia para el caso español es Martín (1992) que, empleando también información sectorial, propone una medida corregida de la productividad total y examina los determinantes de su crecimiento.

La variación de la productividad total de los factores es una medida de los cambios en la producción que no vienen explicados por alteraciones en los factores trabajo y capital. De acuerdo con Solow (1956), esta variación responde a las mejoras tecnológicas introducidas en el proceso productivo. Siguiendo a Nickell *et al.*, pensamos que el efecto sobre la productividad de variables que reflejan características de los mercados de bienes y de factores y de variables que aproximan la situación financiera de las empresas se produce no sólo a través de su influencia en la actividad innovadora, sino también vía el nivel de esfuerzo. La utilización de este esquema de influencias y la estimación de las relaciones indirectas se justifica por dos motivos: 1) por el interés intrínseco de las relaciones entre productividad y las variables que reflejan la situación financiera y las condiciones de los mercados de bienes y de trabajo y 2) por la fragilidad de las estimaciones de las relaciones directas entre productividad y actividades de $I + D$ y esfuerzo, derivada de los problemas de medición asociados a estas dos

CUADRO I
Productividad total sectorial y posibles variables explicativas*.
Periodo 1983-1989

| | Productividad total ¹ | Concentración ² | Concentración ¹ | Penetración de importaciones ¹ | Proporción de empleo temporal ¹ | Coefficiente de endeudamiento ¹ |
|---|----------------------------------|----------------------------|----------------------------|---|--|--|
| 1. Minerales metálicos y siderometalurgia | 4.88 | 49.41 | 1.34 | 6.10 | 11.34 | -3.18 |
| 2. Minerales y productos no metálicos | 1.56 | 20.20 | 0.08 | 2.67 | 23.93 | -3.12 |
| 3. Químico | 6.85 | 33.19 | 1.58 | 3.14 | 16.08 | -2.26 |
| 4. Productos metálicos | 2.46 | 9.79 | -3.23 | 4.94 | 24.43 | -0.97 |
| 5. Maquinaria agrícola e industrial | 3.06 | 7.35 | -0.68 | 7.01 | 35.72 | -1.31 |
| 6. Máquinas de oficina y otros ³ | - | 67.28 | -0.72 | 1.84 | - | - |
| 7. Material eléctrico | 4.15 | 22.72 | -1.26 | 6.91 | 43.71 | -1.44 |
| 8. Material de transporte | 5.47 | 20.76 | -1.95 | 12.79 | 43.71 | -1.48 |
| 9. Alimentación | -0.28 | 26.07 | -0.55 | 11.56 | 7.29 | -0.87 |
| 10. Textil, vestido y calzado | -0.42 | 15.14 | -3.14 | 12.72 | 18.70 | -1.07 |
| 11. Papel y derivados | 1.06 | 16.58 | -1.71 | 4.73 | 21.18 | -2.33 |
| 12. Caucho y plásticos | 1.06 | 29.34 | -2.95 | 8.53 | 27.89 | -3.81 |
| 13. Madera, corcho y otras manufacturas | 1.77 | 11.96 | -0.66 | 0.61 | 31.87 | -0.34 |

Fuente: Concentración (Encuesta Industrial). Penetración de importaciones (Encuesta Industrial y Dirección General de Aduanas). Productividad Total, Proporción de Empleo Temporal y Coeficiente de Endeudamiento (Muestra de 850 empresas manufactureras de la Central de Balances del Banco de España).

Notas: * La productividad total está definida como $(Y/L) - (1 - \alpha)(K/L)$, donde (Y/L) es la productividad del trabajo, (K/L) es la relación capital-trabajo y α es la participación de las rentas del trabajo en el valor de la producción. Para el resto de las variables, la definición figura en el Apéndice.

¹ Tasas de crecimiento. Medias período 1984-1989.

² Niveles medios.

³ No hay ninguna empresa perteneciente a este sector en la muestra utilizada.

variables. Para todas las variables analizadas se ha considerado su posible efecto tanto sobre el nivel como sobre el crecimiento de la productividad.

Al margen de las variables que permiten explicar las diferencias sectoriales e intrasectoriales en el comportamiento de la productividad existen un conjunto de factores comunes que tienen una incidencia generalizada. Aunque en este trabajo no se identifican de forma precisa estos factores, al menos sí se contrasta su existencia.

Estudiar el efecto de las variables de interés en la productividad, aún sin un modelo teórico explícito, exige hacer supuestos sobre el funcionamiento de los mercados de factores y de productos, sobre las formas funcionales en el proceso productivo así como sobre las posibles diferencias individuales en las elasticidades factoriales. Además, al medir este efecto el trabajo debe considerar la posible no exogeneidad de las variables de interés.

En la sección segunda de este trabajo, se discute la forma en que inciden sobre la productividad las variables que reflejan la competencia y la liberalización exterior, la estructura del mercado de trabajo y la situación financiera de las empresas. En la sección tercera, se presenta una especificación de la relación entre la productividad total de las empresas y el conjunto de variables considerado en la sección segunda, se detallan algunas características del proceso de estimación y se comentan los resultados. Hemos tenido en cuenta la posible existencia de efectos individuales, así como de efectos dinámicos generados por los costes de ajuste asociados a la incorporación de nuevos factores en el proceso productivo. Además se ha estudiado la solidez de los resultados ante la existencia de rendimientos constantes y de competencia perfecta en el mercado de trabajo. En la sección cuarta, se recogen las conclusiones más importantes.

2. Algunos factores explicativos de la productividad total

2.1. Productividad individual y determinantes sectoriales

La correlación de variables que reflejan las condiciones de competencia del mercado con la productividad es un hecho generalmente aceptado en la literatura. Sin embargo, el signo de esta correlación es un aspecto discutido y existen numerosas explicaciones que justifican uno u otro signo. En los párrafos siguientes se presentan argumentos para explicar las relaciones entre productividad y concentración y entre productividad y cuota de mercado, separadamente. No obstante, ambos conjuntos de argumentos están interrelacionados dada la estrecha vinculación de los conceptos de concentración y cuota de mercado.

La actividad investigadora e innovadora (R & D) de las empresas y el esfuerzo constituyen las dos vías de conexión básicas para explicar la relación entre concentración y productividad. De acuerdo con la primera, el signo positivo de dicha relación se justificaría en la medida en que las

empresas con mayor poder de mercado tienen más incentivos a la investigación, ya que la mayor parte de las ganancias que se derivan de las innovaciones repercutiría en ellas. Además, tienen más facilidad para realizar una actividad investigadora, al disponer de un flujo de fondos más estable. Por el contrario, el signo negativo viene explicado por el hecho de que, cuanto más competitivo sea el mercado (o menor sea la concentración), mayor será la difusión de las innovaciones. De este modo, se racionaliza tanto la pendiente positiva como la negativa de una relación no lineal, en forma de u invertida, que se obtiene empíricamente en una regresión de la proporción de R & D sobre un ratio de concentración a nivel sectorial (Levin *et al.* (1985)). La segunda vía de conexión se formaliza normalmente mediante un modelo de *bargaining* entre empresarios y trabajadores, donde los empresarios eligen el nivel de empleo, y los trabajadores, el salario y el esfuerzo (ver por ejemplo Haskel (1991)). Un incremento en el grado de concentración del sector genera un aumento de las rentas de monopolio. Los trabajadores querrán apropiarse de parte de estas rentas. Una forma de hacerlo es vía disminución del esfuerzo, lo que se traduce en descensos de la productividad total. Dentro de esta segunda vía de conexión existen argumentos adicionales para justificar la relación negativa entre concentración y productividad. La posibilidad de supervisión de la actividad gerencial por parte de los accionistas de una empresa, mediante comparación con los resultados de otras empresas, es menor cuanto mayor sea la concentración del sector. Este hecho justificaría una provisión subóptima de esfuerzo por parte de los gerentes de las empresas que operan en mercados con elevada concentración, incurriendo la empresa en «x-ineficiencias» (Leibenstein (1966)). Nickell *et al.* (1992) señalan que el efecto de concentración sobre la productividad a través de la actividad innovadora será un efecto crecimiento, mientras que el efecto inducido a través del esfuerzo será un efecto nivel.

Por otro lado, esperamos un efecto positivo en la relación entre cuota de mercado y productividad de acuerdo con la hipótesis de eficiencia debida a Demsetz (1974), según la cual las empresas más eficientes obtienen una mayor participación en el mercado.

Es necesario considerar el proceso de apertura al exterior que ha caracterizado a la economía española en los últimos años entre los factores que condicionan la estructura del mercado de bienes. Por un lado, durante los años ochenta, la eliminación de barreras arancelarias y la incorporación de España a la Comunidad Europea (CE) supusieron un incremento muy notable de las importaciones industriales que, indudablemente, aumentó la competencia sectorial. Las variables cuota de mercado individual (CM_{it}) y concentración sectorial (CNC_{it}), habitualmente medidas sobre la producción interior, no captan este efecto, y, por tanto, es necesario considerar una variable adicional como la penetración de importaciones en el sector (IMP_{jt}) que mida el impacto del sector exterior en la estructura del mercado. Por otro lado, cabe pensar que los sectores más dependientes de su capacidad exportadora han tenido, en el período analizado, más incentivos

a lograr mejoras de productividad para hacer frente a las pérdidas de competitividad derivadas de la aceleración de los costes laborales, de la apreciación del tipo de cambio y de la estabilidad de los precios exteriores. Para captar este efecto se introduce la variable proporción de exportaciones sobre ventas (EXP_{ij}).

Se ha medido la posible externalidad que sobre la productividad de las empresas tienen las variaciones en la producción del resto de empresas del sector. Hemos elegido como índice de externalidad el valor añadido sectorial sobre el valor añadido total (VAS_{ij}). Es de esperar que el proceso innovador de la industria durante los ochenta haya generado externalidades positivas sobre la productividad individual (véase Caballero y Lyons (1989), o, para el caso español, Suárez (1992)). No obstante, esta variable puede estar también recogiendo la variación de capacidad productiva en el sector o cualquier otro tipo de perturbaciones de carácter sectorial. Hemos intentado controlar estos efectos adicionales de tres formas alternativas: *a*) introduciendo algún indicador de utilización de la capacidad —en concreto, las variaciones relativas de existencias—; *b*) midiendo el empleo con el número de horas trabajadas en lugar de con el número de empleados, con el fin de recoger la utilización efectiva del factor trabajo y *c*) introduciendo variables ficticias sectoriales.

2.2. *El impacto de la flexibilización laboral*

Durante los años que cubre este estudio —1983 a 1989—, en España se pasa de un período recesivo en la industria a otro de clara expansión. Hasta 1986, hay un crecimiento muy pequeño de la producción, paralelo a un proceso de reorganización de las capacidades productivas de las empresas, que implicaron tasas negativas de crecimiento del empleo. A partir de ese año, la mejoría en las expectativas internacionales y la evolución favorable de los precios relativos de los factores condujeron a las empresas a crecimientos positivos de su producción y del empleo, y, por tanto, a frenar el proceso de sustitución factorial entre trabajo y capital, que fue muy elevado en la primera parte de los ochenta. Se pasó del 3,5% en el crecimiento de la relación capital-trabajo en el período 1981-85, al 0,8% en el período 1986-89 (ver, por ejemplo, Ricardo (1993)).

A partir de 1984, se produjo en España una flexibilización del mercado de trabajo permitiendo a las empresas realizar contratos temporales, a tiempo parcial y en prácticas. Creemos que este cambio legislativo ha incidido sobre la productividad del trabajo y puede ayudar a explicar las diferencias entre empresas en el comportamiento de dicha productividad, en función de cómo haya afectado a la composición de las plantillas de las empresas.

Si estudiamos la influencia del citado proceso de flexibilización laboral sobre la medida de productividad total, definida esta como el residuo de Solow (productividad del trabajo menos situación factorial ponderada por

el peso de la remuneración del trabajo en el valor de la producción), conviene distinguir dos efectos posiblemente contrapuestos: uno, el impacto que la variación en la proporción de trabajadores con contrato de duración fija tiene sobre la productividad del trabajo; otro, el efecto que dicha variación tiene sobre la sustitución factorial. Respecto al primer efecto, Jimeno y Toharia (1991) sostienen que el aumento del empleo temporal (compuesto fundamentalmente por trabajadores jóvenes y con baja formación profesional) de un 8% en 1984 a un 27% en 1989 pudo hacer disminuir la productividad del trabajo. En cuanto al segundo efecto, como se señaló antes, en la economía agregada el proceso de expansión del empleo temporal ha coincidido en el tiempo con una desaceleración notable de la sustitución de trabajo por capital. Dados estos dos efectos y por la propia definición de productividad total, el impacto del crecimiento de la proporción de empleo temporal sobre la productividad total es incierto. Por consiguiente, si estas consideraciones para la economía agregada son aplicables al sector manufacturero, no hay que esperar «a priori» un signo determinado en la relación entre productividad total individual y proporción de empleo temporal. En este sentido, es coherente observar un efecto negativo del empleo temporal sobre la productividad del trabajo y un efecto no significativo sobre la productividad total si existe una correlación negativa entre la proporción de empleo temporal y la relación capital-trabajo.

El cambio en la proporción de empleo temporal puede afectar a la productividad vía progreso técnico (Lucas (1988)). La variación en la composición del empleo lleva consigo un cambio en el nivel medio del capital humano de signo incierto dada la baja formación específica para el desempeño del trabajo de los nuevos contratados pero el mayor número de años de escolarización que traen consigo con respecto al de los trabajadores existentes. El efecto vía esfuerzo también nos parece indeterminado ya que la temporalidad puede incentivar o desincentivar el empeño escrupuloso del contrato. En este trabajo analizamos si ha existido un impacto de la proporción de empleo temporal ($LTEMP_{it}$) sobre la productividad total.

2.3. Productividad y situación financiera de las empresas

Si no hay sustituibilidad perfecta en el mercado de capitales, la situación financiera de una empresa puede influir en la decisión sobre sus variables reales, en la medida en que afecte a su capacidad para acometer proyectos de inversión con alta rentabilidad esperada o para afrontar procesos de reestructuración y modernización de su capacidad productiva. Por tanto, es esperable que la situación financiera de una empresa condicione su nivel de productividad. En esta sección, se repasa la posible relación entre productividad y algunas variables financieras (capacidad de autofinanciación, volumen de deuda y posibilidad de financiarse en bolsa).

Con información asimétrica (por ejemplo, cuando la rentabilidad esperada de los proyectos de inversión no es observable por los oferentes de crédi-

to), puede darse una situación de equilibrio financiero con empresas racionadas (Stiglitz y Weiss (1981)). Probablemente, las empresas en esta situación serán más dependientes de la generación de recursos internos. Por otro lado, aún no estando racionadas en el mercado de crédito, las empresas serán sensibles a la disponibilidad de recursos propios, siempre que el coste de la autofinanciación sea inferior al de los recursos ajenos. De este modo, un incremento en el nivel de *cash-flow* de las empresas, dado un nivel de deuda, supone, en general, más recursos disponibles para aprovechar las oportunidades de inversión. En la medida en que estos proyectos de inversión se materialicen en el corto plazo, supondrán un incremento en la productividad por trabajador y en la productividad total actual. Por tanto, esperamos un efecto nivel positivo de la variable *cash-flow* (CFK_i) sobre la productividad total.

Junto a la capacidad de autofinanciación, otra variable financiera que puede afectar a la productividad es la proporción de deuda ($CEND_i$). En esta línea, se ha encontrado evidencia recientemente de que empresas adquiridas mediante endeudamiento por parte de la nueva dirección (*leveraged buyout*) han experimentado elevadas tasas de productividad en su nueva etapa (ver Lichtenberg y Siegel (1990)). Nickell *et al.* (1992) encuentran a nivel individual una relación positiva entre la proporción de deuda por unidad de activo y la productividad total (tanto en su nivel como en su crecimiento). Estos autores señalan que la situación financiera de la empresa influye sobre su productividad a través del efecto disciplina que un incremento en el endeudamiento produce en la utilización de los fondos disponibles, y que, vía eficiencia en la gestión, aumenta la productividad total.

Un último experimento analizado ha sido el de contrastar el efecto que sobre la productividad de las empresas tiene el hecho de cotizar sus acciones en bolsa. Recientemente, Mayer y Alexander (1992) comprueban con una muestra de grandes empresas en el Reino Unido que las empresas que cotizan en bolsa, a pesar de tener que dedicar más recursos en forma de dividendos para pagar a sus accionistas, tienen un nivel y un crecimiento de la productividad del trabajo más altos que los de otras empresas con similares características, pero que no se financian en bolsa. Hemos contrastado con la muestra de empresas disponible si el nivel y el crecimiento de la productividad total, una vez tenidas en cuenta la sustitución factorial y las características financieras arriba mencionadas, son sensibles a una variable ficticia (BOL) que mida si la empresa cotiza en bolsa o no.

3. Contrastación empírica

3.1. Especificación del Modelo Teórico y Estimación

En esta sección, presentamos una especificación sencilla de la ecuación de productividad que nos permita contrastar la validez de las ideas recogidas

en la sección precedente. El punto de partida es una función de producción Cobb-Douglas:

$$y_{it} = \alpha l_{it} + \beta k_{it} + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad [1]$$

donde el subíndice i hace referencia a la empresa y t al tiempo. Las variables y_{it} , l_{it} , k_{it} son los logaritmos del valor añadido real, empleo y *stock* de capital real, respectivamente (ver las definiciones en el Apéndice), δ_i recoge todos los efectos individuales no observables, δ_t recoge los efectos comunes y ε_{it} es un término de productividad que recoge todas las variables que afectan al volumen de producción, dados unos niveles de factores productivos. Es este término el que pretendemos modelizar a la luz de los comentarios enumerados en la sección anterior. Hay que señalar que, con esta formulación, no estamos suponiendo rendimientos constantes de escala ni competencia perfecta en los mercados de bienes y de factores, si bien la mayor limitación de este enfoque es suponer una tecnología idéntica para el conjunto de empresas de la muestra².

Suponemos, en cambio, que las variaciones en los factores productivos tardan un cierto tiempo en generar su efecto pleno sobre el *output*, o bien que existen costes de ajuste asociados a la incorporación de nuevos factores. Una forma sencilla de captar este hecho, aunque *ad-hoc*, es la de introducir en la especificación la variable dependiente desfasada:

$$y_{it} = \lambda y_{it-1} + (1 - \lambda) (\alpha l_{it} + \beta k_{it}) + \delta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad [2]$$

donde $0 < \lambda < 1$ puede interpretarse como un parámetro que mide la importancia de los costes de adaptación de los nuevos factores al proceso productivo.

Considerando explícitamente x_{it} como un vector de variables incluidas en el término de productividad que se han mencionado en la sección anterior, la ecuación [2] se transforma en:

$$y_{it} = \lambda y_{it-1} + (1 - \lambda) (\alpha l_{it} + \beta k_{it}) + \delta_i + \delta_t + \gamma' x_{it} + \Theta' z_{it} + u_{it} \quad [3]$$

donde $z_{it} = \sum_{s=1}^t x_{is}$. Con esta especificación se está modelizando el efecto nivel (γ) y el efecto crecimiento (Θ) de las variables que incluimos en el término de productividad. Esta modelización permite distinguir para cada variable entre efectos según su grado de persistencia. Los efectos que presentan una mayor inercia temporal son captados por el término $\Theta' z$ y constituyen un efecto crecimiento (tienen un carácter permanente) mientras que los efectos que sólo afectan contemporáneamente al nivel de *output* quedan recogidos por el término $\gamma' x$ representando el efecto nivel (tie-

² En cambio Martín (1992) intenta aislar los determinantes de la productividad sectorial una vez se corrige esta por el poder de mercado mediante estimaciones márgenes-coste y por las economías de escala delimitando los sectores con rendimientos crecientes, constantes y decrecientes.

nen un carácter transitorio)³. La variable u_{it} es un término de perturbación que suponemos ruido blanco. Si se acepta que la inercia modelada en [2] también pudiera afectar a las nuevas variables explicativas, para recuperar su efecto en la productividad habría que dividir por $(1 - \lambda)$.

La ecuación [3] puede reparametrizarse de la siguiente forma:

$$y_{it} - k_{it} = \lambda (y_{it-1} - k_{it}) + (1 - \lambda) \alpha (1_{it} - k_{it}) + \gamma' x_{it} + \Theta' z_{it} + (1 - \lambda) [\beta - (1 - \alpha)] k_{it} + \delta_i + \delta_t + u_{it} \quad [4]$$

La estimación [4] permite, en primer lugar, contrastar si la función de producción presenta rendimientos constantes de escala, es decir, si el coeficiente de k_{it} es no significativo. De ser así, dicha hipótesis puede imponerse mediante una estimación de [4] que no incluya la variable k_{it} entre los regresores.

Una aproximación alternativa partiría de la consideración de los supuestos de rendimientos constantes y de competencia perfecta en los mercados del bien y de factores. Con estos supuestos, el coeficiente del trabajo de la función de producción para cada empresa debe igualarse a la participación de la remuneración del trabajo en el valor añadido. Considerando de nuevo costes de ajuste asociados a la incorporación de nuevos factores, obtendríamos:

$$y_{it} - \alpha_i^* 1_{it} - (1 - \alpha_i^*) k_{it} = \lambda (y_{it-1} - \alpha_i^* 1_{it} - (1 - \alpha_i^*) k_{it}) + \delta_i + \delta_t + \gamma' x_{it} + \Theta' z_{it} + u_{it} \quad [5]$$

siendo α_i^* la media muestral para cada empresa de la participación de la renta del trabajo en el valor añadido.

En este caso, la variable dependiente es el residuo de Solow que constituye aquella parte de la producción que no viene explicada por cambios en los factores productivos. En [5], a diferencia de en [3], estamos imponiendo rendimientos constantes y competencia perfecta, pero, en cambio, permitimos que el coeficiente del trabajo (y, en general, las elasticidades factoriales) en la función de producción varíe por empresas. De esta forma, reconocemos la existencia de procesos productivos diferenciados que pueden influir en la determinación de variables explicativas de la productividad. Sin embargo, la utilización de esta aproximación —ecuación [5]— presenta un serio inconveniente: el supuesto de competencia perfecta en el mercado del bien no es coherente con la inclusión de medidas de poder de mercado

³ Nickell *et al.* (1992), utilizan una modelización alternativa para el efecto crecimiento. Definen

$$\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum x_{it}$$

en lugar de z_{it} . De este modo, de acuerdo con su efecto crecimiento la variable dependiente crece a un ritmo constante determinado por el valor medio de la variable explicativa. Nuestra modelización del efecto crecimiento sugiere, por tanto, una interpretación diferente y permite una mayor flexibilidad, pues a diferencia de lo que ocurre con \bar{x}_i , z_{it} presenta variación temporal.

entre las variables explicativas del modelo. No obstante, hemos creído conveniente incluir la especificación [5] como forma de comprobación de que los resultados derivados de la estimación de la ecuación [3] no dependen de la imposición de una tecnología común para todas las empresas.

Básicamente, lo que perseguimos con esta modelización –especificaciones [3] ó [5]– es la identificación de las variables que contribuyen a explicar el término de productividad (ε_{it}). Las variables que se incluyen en ambas especificaciones responden a las ideas esbozadas en los anteriores epígrafes. Hacemos hincapié en la influencia sobre las diferencias en la productividad entre las empresas de la estructura del mercado de bienes y de la situación financiera de las mismas, prestando un interés marginal a las condiciones del mercado de trabajo.

En la estimación, utilizamos una muestra de 850 empresas manufactureras privadas que han respondido a los cuestionarios de la Central de Balances del Banco de España durante el período 1983-1989. En el Apéndice se detalla el proceso de selección de la muestra, se definen las variables utilizadas en el análisis y se precisan las fuentes de un conjunto de variables sectoriales que complementan la información de carácter individual. El Cuadro 2 presenta estadísticos descriptivos de alguna de estas variables agrupados por tamaño de las empresas dada la gran variación intramuestral.

Hemos introducido en la regresión un conjunto de variables ficticias temporales que pretenden aproximar el efecto de factores comunes (δ_{it}) que afectan a todas las empresas. Este tipo de factores es importante para explicar la variación de la productividad agregada observada en los años ochenta. La introducción de ficticias temporales permite evitar el posible sesgo derivado de la no consideración de factores agregados, pero aporta poca información acerca de las causas de la evolución temporal de la productividad. No obstante, dado el corto período muestral disponible, la posibilidad de análisis de los efectos temporales, mediante variables agregadas, es muy limitada. En algún caso, los modelos se estiman incluyendo un conjunto de variables ficticias sectoriales que recogen efectos crecimiento de naturaleza sectorial, que por su carácter permanente no desaparecen al estimar en diferencias.

Estimamos el panel de datos en primeras diferencias para eliminar los efectos individuales, δ_{it} , debido a que su posible correlación con los regresores generaría estimaciones inconsistentes. Por tanto, el término de productividad, cuya expresión en niveles era $\gamma' x_{it} + \Theta' z_{it}$, se formula en primeras diferencias como $\gamma' \Delta x_{it} + \Theta' x_{it}$. Dado que la variable dependiente está en primeras diferencias, el primer sumando de esta expresión recogería un efecto nivel (de la primera diferencia de las variables contenidas en el vector x sobre la primera diferencia del valor añadido) y el segundo sumando un efecto crecimiento (del nivel de las variables contenidas en el vector x sobre la primera diferencia del valor añadido).

En la sección 2, hemos defendido que existen perturbaciones en la productividad total que están relacionadas no sólo con los factores productivos,

CUADRO 2
Estadísticos descriptivos. Clasificación de las empresas según el valor añadido¹

| Valor añadido ² | N.º empresas | Empleo | Stock capital ² | Cash-Flow/k | Proporción Empleo temporal | Proporción Deuda | Cuota de Mercado |
|----------------------------|--------------|--------------------|----------------------------|----------------|----------------------------|------------------|------------------|
| VA ≤ 2500 | 88 | 1937.8 (2940.8) | 10945.0 (18183.0) | .217 (.169) | .040 (.050) | .397 (.161) | 1.619 (2.557) |
| 1000 ≤ VA < 2500 | 130 | 380.8 (146.9) | 1543.6 (1257.7) | .257 (.239) | .071 (.103) | .419 (.190) | .271 (.124) |
| 500 ≤ VA < 1000 | 123 | 194.6 (74.6) | 675.6 (563.9) | .251 (.215) | .081 (.113) | .418 (.170) | .142 (.065) |
| 250 ≤ VA < 500 | 172 | 114.0 (49.9) | 334.7 (241.4) | .257 (.203) | .084 (.134) | .437 (.192) | .071 (.035) |
| 100 ≤ VA < 250 | 201 | 60.2 (28.5) | 154.1 (128.4) | .309 (.411) | .088 (.153) | .427 (.202) | .033 (.016) |
| VA < 100 | 136 | 28.8 (13.4) | 54.7 (46.2) | .254 (.358) | .086 (.139) | .582 (.241) | .013 (.007) |

Notas: ¹ Valores medios para el período 1983-89. Entre paréntesis figuran las desviaciones típicas.

² Tanto el valor añadido como el stock de capital son magnitudes reales expresadas en millones de pesetas.

sino también con un conjunto de variables que miden la estructura de mercado y la situación financiera de la empresa. Se puede esperar que el término de error, u_{it} , recoja *shocks* de productividad y, por tanto, pueda estar correlacionado con alguna de las variables explicativas. Dado que todos los regresores no son estrictamente exógenos, la estimación MCO de la expresión [7] sería inconsistente. Por tanto, las estimaciones se llevan a cabo mediante el Método Generalizado de Momentos, utilizando el programa de Arellano y Bond (1991), que es una extensión más eficiente del procedimiento tradicional de variables instrumentales de Anderson y Hsiao (1981).

En el supuesto de que el error, u_{it} , sea ruido blanco, al estimar en primeras diferencias obtendremos una estructura MA (1) en el término de error. Por consiguiente, se utilizan como instrumentos variables endógenas desfásadas dos o más períodos. Para que estos instrumentos sean adecuados, es necesario que se cumpla la hipótesis de que u_{it} es ruido blanco. En tal caso, el término de error de la ecuación en diferencias no presenta correlación serial de segundo orden. El estadístico m_2 , que figura en los cuadros de resultados, se distribuye asintóticamente como una normal y sirve para contrastar esta hipótesis. También aparece el test de Sargan que se utiliza para contrastar la validez de las restricciones de sobreidentificación y se distribuye asintóticamente como una χ^2 .

Al estimar en primeras diferencias y utilizar la variable endógena desfásada, el período muestral se reduce a cinco años (1985-1989).

3.2. Resultados

En el Cuadro 3 se presentan los resultados de distintas estimaciones de la ecuación de productividad expresada en primeras diferencias. Para llegar a los resultados presentados se partió de expresiones más generales que incluían en niveles y en primeras diferencias todas las variables consideradas teóricamente en las secciones anteriores con el fin de contrastar los posibles efectos crecimiento y nivel de las distintas variables sobre la productividad. Las estimaciones que se presentan en el Cuadro 3 se realizaron con aquellos regresores cuyo efecto resultó significativo en las estimaciones de las especificaciones más generales. En el Cuadro 3, las variables que aparecen con asterisco (valor añadido, empleo, *stock* de capital, cuota de mercado, *cash-flow* por unidad de capital y valor añadido sectorial) se consideran endógenas. El conjunto básico de instrumentos utilizado incluye las variables endógenas antes citadas (excepto el *stock* de capital y el valor añadido sectorial), el coeficiente de endeudamiento y la proporción de empleo temporal, todas desfásadas dos y tres períodos, las variables exógenas incluidas en cada ecuación, el empleo sectorial (l_{jt}) y un conjunto de variables ficticias temporales. El *stock* de capital se ha eliminado como instrumento debido al probable error de medida que puede estar correlacionado con el término de error. El valor añadido sectorial que estará también correlacionado con las perturbaciones del valor añadido individual, más en las empresas con mayor cuota de mercado, se ha instrumentado con el empleo sectorial. Las cuatro primeras

CUADRO 3
Estimaciones de la ecuación de productividad. Periodo muestral 1985-89
(variable dependiente: va_{it})

| | Ecuación [3] | | | Ecuación [4] | Ecuación [5] | |
|--|------------------|----------------------|-------------------------------|------------------------|-------------------------|------------------|
| | Ecuación básica | Dummies Industriales | Instrumentos Empezando en t-3 | Instrumentos Hasta t-4 | Rendimientos constantes | Residuo de Solow |
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>Coefficientes de los factores productivos</i> | | | | | | |
| λ | .166 (2.37) | .349 (5.47) | .333 (3.16) | .261 (4.83) | .179 (2.54) | .105 (2.06) |
| $(1-\lambda) \alpha$ | .455 (4.06) | .294 (2.51) | .305 (2.44) | .501 (5.37) | .580 (6.61) | — |
| $(1-\lambda) \beta$ | .187 (1.70) | .259 (2.54) | -1.33 (1.04) | .069 (0.87) | — | — |
| <i>Factores explicativos de la productividad</i> | | | | | | |
| cm_{it}^* | .081 (5.23) | .078 (4.97) | .075 (4.21) | .095 (5.27) | .083 (5.13) | .104 (5.76) |
| cnc_{jt} | .0088 (4.83) | .0113 (3.79) | .0065 (3.23) | .0080 (4.62) | .0090 (4.89) | .002 (.64) |
| imp_{jt} | .0051 (2.87) | .0102 (4.59) | .0057 (2.55) | .0062 (3.64) | .0049 (2.73) | .008 (1.50) |
| vas_{jt}^* | .057 (3.70) | .069 (4.79) | .043 (2.37) | .045 (3.28) | .054 (3.45) | .073 (10.6) |
| cfk_{it}^* | .175 (4.06) | .108 (2.86) | .053 (1.09) | .098 (2.83) | .196 (4.43) | .345 (16.56) |
| lcm_{it}^* | .0033 (2.40) | .0021 (2.04) | .0022 (1.13) | .0031 (2.50) | .0041 (3.11) | .003 (2.00) |
| $lcnc_{jt}$ | -.0029 (3.39) | -.0150 (2.36) | -.0020 (1.96) | -.0020 (3.01) | -.0030 (3.47) | -.004 (4.89) |
| σ^2 | .0201 | .0243 | .0228 | .0214 | .0207 | .020 |
| m_1 | -3.384 | -4.722 | -3.430 | -4.595 | -3.647 | -3.102 |
| m_2 | -.039 | -.165 | .578 | -.137 | -.130 | 1.14 |
| s | 44.11 (47) | 48.81 (47) | 38.60 (35) | 69.17 (65) | 42.46 (48) | 38.5 (49) |

- Las estimaciones se realizan en primeras diferencias, excepto las variables «lcm» y «lcnc» que son el nivel de la cuota de mercado y del índice de concentración, respectivamente.
- Todas las ecuaciones se han estimado con 4250 observaciones (850 empresas por 5 periodos).
- Entre paréntesis figuran los estadísticos t en valor absoluto.
- * Indica variable considerada endógena.
- El conjunto de instrumentos para la columna (1), sobre el que se introducen modificaciones detalladas en el texto principal en alguna de las restantes columnas, es el siguiente: va_j ($t-2$, $t-3$), l_i ($t-2$, $t-3$), CM_i ($t-2$, $t-3$), $CEND_i$ ($t-2$, $t-3$), $LTEMP_i$ ($t-2$, $t-3$), CFK_i ($t-2$, $t-3$), CNC_{jt} , IMP_{jt} , ls_{jt} , Dummies temporales.
- Las estimaciones se realizan utilizando el programa *DPD* escrito por M. Arellano y S. Bond.
- m_1 es un test de correlación serial de primer orden que se distribuye como una $N(0,1)$.
- m_2 es un test de correlación serial de segundo orden que se distribuye como una $N(0,1)$.
- s es el test de Sargan sobre restricciones de sobreidentificación que se distribuye como una χ^2 (grados de libertad entre paréntesis).

columnas del Cuadro 3 recogen distintas estimaciones de la ecuación [3], la quinta columna corresponde a la estimación de la ecuación [4] sin incluir el stock de capital como regresor (es decir, imponiendo rendimientos constantes)⁴ y la última columna recoge la estimación de la ecuación [5] donde la variable dependiente es el residuo de Solow. En todos los casos, las ecuaciones están expresadas en primeras diferencias.

Con los instrumentos utilizados, siempre se satisface que las restricciones de sobreidentificación son aceptadas al 5 por ciento de significatividad y se acepta la hipótesis de que los errores estimados no presentan correlación serial de segundo orden. Todas las regresiones que aparecen en los cuadros son las estimaciones de segunda etapa, una vez que se han ponderado por la matriz de varianzas y covarianzas de los residuos estimados. Las estimaciones de primera etapa, corregidas de heterocedasticidad, dan coeficientes similares y significativos, pero con mayores errores estándar.

El Cuadro 3, muestra como los coeficientes estimados del trabajo y del capital, de la variable dependiente desfasada y del *cash-flow* son los que presentan mayores variaciones. La variación en los factores productivos indican que no se está aislando bien el componente de la productividad total, en la mayor parte debido a errores de medida del stock de capital que no están siendo totalmente eliminados por los conjuntos de instrumentos. Este problema es común al trabajo de Nickell *et al.* para U.K. Sin embargo los coeficientes estimados para el resto de las variables son robustos ante cambios en el conjunto de instrumentos⁵. En el resto del epígrafe, se comentan los principales resultados, empezando por los relativos a las variables que reflejan las condiciones de mercado.

En primer lugar, se obtiene como se esperaba un signo positivo para la primera diferencia de la cuota de mercado (efecto nivel) y para el nivel de la cuota de mercado (efecto crecimiento), lo que puede estar indicando que son las empresas más eficientes (y, por tanto, con mayor productividad) las que consiguen absorber una mayor proporción del mercado. Estos resultados coinciden con los de Mazón (1992) que estudia la correlación entre beneficios y cuota de mercado en España.

Respecto a la variable concentración, se encuentra un efecto nivel positivo y un efecto crecimiento negativo sobre la productividad cuya interpretación no es

⁴ La hipótesis de rendimientos constantes implica que, en la expresión [4], el coeficiente del capital, $(\beta - (1 - \alpha))$, es igual a 0. La estimación de la ecuación [4] ofrece como resultado un coeficiente $\beta - (1 - \alpha) = -0,192$ con un estadístico t de 1,56. Por tanto, no se puede rechazar la hipótesis de rendimientos constantes, aunque el coeficiente $\beta - (1 - \alpha)$ está muy próximo al límite de significatividad. La columna 5 presenta el resultado de la estimación de [4], pero omitiendo el término $[\beta - (1 - \alpha)] K_{it}$, es decir, imponiendo rendimientos constantes.

⁵ Las regresiones presentadas en las columnas 3 y 4 ofrecen divergencias con los coeficientes estimados en la ecuación básica, especialmente en el caso de las variables individuales, debido a que se utilizan instrumentos más alejados en el tiempo.

clara. De acuerdo con Nickell *et al.* el efecto crecimiento negativo se justificaría por un predominio del efecto de difusión de mejoras tecnológicas sobre el efecto incentivo a innovar existente en los sectores más concentrados. El efecto nivel positivo puede reflejar, al igual que ocurría con la cuota de mercado, un efecto eficiencia y es opuesto al encontrado por Haskel y Nickell *et al.* para el Reino Unido. En España, a partir de información sectorial, para el período 1980-1987, Martín (1992) encuentra una relación positiva y significativa entre la tasa de rotación en el número de establecimientos y la productividad, una vez que se ha controlado por factores de escala y existencia de poder de mercado. Esta variable rotación puede implicar cambios en la estructura del mercado sectorial producidos por el aumento de eficiencia innovadora a través de las nuevas unidades productivas y, por tanto, estar recogiendo el efecto nivel que nosotros encontramos en la concentración. La significatividad, magnitud y signo de los efectos crecimiento se mantienen cuando el nivel de la cuota de mercado y de la concentración se miden, como hacen Nickell *et al.*, por la media muestral en vez de por la observación temporal.

La significatividad del coeficiente de la penetración de importaciones se interpreta como el efecto positivo que la competencia exterior, inducida por la reducción de costes vía mayores innovaciones, tiene sobre el nivel de productividad de la empresa. Los sectores más abiertos a la competencia exterior (tanto exportadores como con elevada penetración de importaciones), ante las dificultades para trasladar los incrementos de costes a precios, sólo pueden frenar la pérdida de competitividad por medio de incrementos de productividad. Por contra, no hemos encontrado un efecto significativo sobre la productividad de la variable proporción de exportaciones sobre ventas pudiéndose justificar parcialmente por el hecho de que, en un período muestral de apreciación del tipo de cambio de la peseta, de moderación de los precios exteriores y de elevados crecimientos de los costes laborales, las empresas exportadoras pueden estar compensando la pérdida de competitividad más mediante reducción de márgenes que a través de incrementos de productividad. El efecto positivo de la variable penetración de importaciones no es robusto sin embargo a considerarla como variable endógena. El coeficiente pasa a ser no significativo cuando se suprime Imp_{jt} del conjunto de instrumentos de la ecuación básica y añadiendo y sin añadir los propios desfases. La no significatividad del coeficiente indicaría la existencia de importaciones tanto a sectores con bajos niveles de productividad (existen expectativas de ganar cuota) como en sectores de alta productividad (fuerte demanda). Este resultado sin embargo no es concluyente sobre la endogeneidad de la penetración de importaciones ya que el posible efecto de la producción individual en las importaciones sectoriales de existir sería indirecto, vía el valor añadido sectorial, y en la estimación de la ecuación básica se acepta el conjunto de instrumentos con el valor añadido sectorial como endógeno y la penetración de importaciones como exógena.

Al margen de las variables concentración y penetración de importaciones, hemos incluido una tercera variable sectorial, el valor añadido sectorial, VAS_{jt} . La columna 2 muestra como el efecto de esta variable se mantiene al tener en cuenta las diferencias sectoriales. Al incluir en la regresión básica la variación

de existencias por unidad de ventas para intentar corregir el posible exceso de capacidad de utilización sectorial el coeficiente de VAS_{jt} apenas varía. Tampoco parece estar recogiendo VAS_{jt} el error de medida en el factor trabajo. Cuando este factor se mide como el producto de número de trabajadores en la empresa por el número de horas medias trabajadas en el sector el coeficiente del factor trabajo disminuye sin cambiar el del valor añadido sectorial. El coeficiente del valor añadido sectorial puede reflejar las externalidades positivas inducidas por las variaciones en la producción sectorial sobre la productividad de la empresa. Este resultado coincide con el señalado por Suárez (1992) al encontrar economías externas ligadas a la agregación por agrupaciones de subsectores de la Encuesta Industrial y no al conjunto industrial. Además, este resultado indica la importancia que a nivel agregado tienen las perturbaciones propiamente sectoriales en España, sin poder determinar si están ligadas a variaciones en la demanda agregada o son puramente tecnológicas.

Cuando recogemos, a través de la inclusión de ficticias sectoriales⁶, el efecto sobre la productividad de la empresa de factores sectoriales adicionales a las ya recogidos por otras variables (columna 2) se pone de manifiesto un sesgo negativo (a pesar de estimar por variables instrumentales) en los coeficientes estimados de la penetración de importaciones y del efecto crecimiento de la concentración mientras que el coeficiente estimado para el efecto nivel de la concentración apenas varía. Estos sesgos indican que en ausencia de *dummies* sectoriales los coeficientes estimados de estas variables están recogiendo, además, otro tipo de efectos sectoriales. Una interpretación alternativa es que al presentar la concentración mucha variabilidad en su dimensión sectorial y muy poca en su dimensión temporal (ver Cuadro 1) y ser esta variable una medida imperfecta de la estructura de mercado, las *dummies* sectoriales también están recogiendo parte de ese efecto. Estos cambios tienen la misma dirección cuando las *dummies* sectoriales se incorporan al modelo con rendimientos constantes. La comparación de la estimación del residuo de Solow con y sin ficticias sectoriales parece evidenciar que el sesgo se produce únicamente en el efecto crecimiento de la variable concentración. La inclusión de *dummies* sectoriales, aún aumentando considerablemente el número de parámetros a estimar, no altera significativamente los coeficientes estimados de las variables individuales, del valor añadido sectorial y del efecto nivel de la concentración.

Así pues entre los determinantes sectoriales de la productividad individual observamos que el efecto tamaño, tanto en el nivel como en crecimiento, es relevante. Una variación en una desviación típica de la cuota de mercado (de 0,978 puntos porcentuales) incrementará el nivel de la productividad en el largo plazo, según la ecuación básica, en 9,5 puntos porcentuales y el crecimiento en 0,3 puntos porcentuales. En cambio, la influencia de la variable concentración depende mucho de los valores estimados elegidos. Según la ecuación básica una variación en una desviación típica de concentración tiene un efecto positivo en el nivel de productividad de 1,0 puntos porcentuales y un efecto negativo en el

⁶ El test de Wald de significatividad conjunta de las *dummies* sectoriales se acepta con un valor de 72,03 (se distribuye como χ^2 con 11 grados de libertad).

crecimiento de la productividad de $-0,3$, puntos porcentuales. Si tomamos los valores estimados de la columna 2 los efectos son $1,7$ y $-2,3$ respectivamente. Por tanto, cuando se elimina el sesgo inducido por la omisión de otros factores sectoriales el efecto difusión domina al efecto eficiencia que sobre la productividad tiene una variación en la concentración. Los dos restantes efectos sectoriales (la penetración de importaciones y el valor añadido sectorial) tienen un claro efecto positivo sobre el nivel de productividad promovido por la competencia exterior y las externalidades sectoriales positivas, respectivamente⁷.

La única variable relativa a la estructura del mercado de trabajo que consideramos es la proporción de empleo temporal. No encontramos un efecto positivo de esta variable sobre la productividad total de las empresas, lo que puede indicar que el efecto del empleo temporal sobre la relación capital-trabajo esté compensando el efecto negativo sobre la productividad del trabajo. Se debe tener en cuenta que, al intentar recoger este efecto, no estamos controlando nuestra medida de empleo temporal por el grado de cualificación del mismo, además del error de medida que supone no ajustar por las horas trabajadas. En cualquier caso, la media muestral de la proporción de empleo temporal es $7,8\%$, y aunque ha estado creciendo entre 1983 y 1989 es muy inferior a la del total nacional. Es posible pensar, por tanto, que la liberalización en la contratación laboral sea un fenómeno menos observable entre la muestra de empresas manufactureras y con cierta antigüedad y que esté más correlacionado con empresas de nueva creación y con empresas de servicios y construcción.

Respecto a las variables financieras, sí se encuentra evidencia de que las empresas con mayor *cash-flow* por unidad de capital tienen una mayor productividad total aunque la magnitud de este efecto es muy variable, incluso no significativa cuando los instrumentos son las mismas variables explicativas pero con distintos conjuntos de desfases (columnas 3 y 4). Por consiguiente, la disponibilidad de recursos internos para financiar nuevas inversiones mejora los niveles de productividad⁸. No obstante, este efecto positivo del flujo de recursos internos sobre la productividad puede también indicar la correlación positiva entre las expectativas futuras de beneficios, medidas por el *cash-flow* corriente, y el nivel presente de productividad. Por otro lado, existe una correlación positiva, pero no significativa, entre coeficiente de endeudamiento y productividad total, por lo que la evidencia sobre el efecto

⁷ Una variación en una desviación típica en la penetración de importaciones tiene un efecto de $0,6$ puntos porcentuales en el nivel de productividad.

⁸ No es descartable, sin embargo, que este efecto positivo se deba al error de medida de la depreciación del capital. Al utilizar información contable para el cálculo de la depreciación, estamos teniendo en cuenta exclusivamente una depreciación física del capital, pero podemos estar prescindiendo de otras consideraciones como, por ejemplo, la obsolescencia del *output* procedente de unidades de capital antiguas (ver Baily (1981)). En este caso, estaríamos sobrevalorando el factor capital, y, además, dada la correlación negativa entre la obsolescencia y los beneficios y entre la obsolescencia y la productividad, estaríamos sobreestimando la correlación entre *cash-flow* y productividad.

disciplina que la deuda imprime en la productividad es débil en España. Tampoco se ha encontrado un efecto significativo del nivel de deuda o del nivel de *cash-flow* sobre el crecimiento de la productividad. Finalmente, no hemos encontrado evidencia significativa del efecto de la cotización en bolsa sobre el nivel o sobre el crecimiento de la productividad cuando ya se han tenido en cuenta otras características financieras de la empresa.

La incorporación de cuatro *dummies* temporales y una constante entre los regresores pretende recoger el efecto sobre la productividad de variables macroeconómicas, una vez se han considerado efectos individuales y sectoriales que también varían con el tiempo. Los coeficientes de estas *dummies* temporales son siempre significativos⁹ y tienen un efecto positivo aunque decreciente. Probablemente, este perfil de los efectos temporales venga explicado por el mayor crecimiento del valor añadido del conjunto de las manufacturas hasta 1987, y por la disminución en el precio de bienes intermedios, que siendo más intensa en la primera parte de la muestra, reduce los costes de producción no ligados al capital y al trabajo. En las estimaciones sin *dummies* temporales como regresores se rechaza el conjunto de instrumentos, lo que puede indicar que en este caso el término de error recoge efectos temporales correlacionados con los instrumentos. El corto período temporal de la muestra impide poder identificar algunos de estos efectos¹⁰.

En el trabajo se ha discutido el efecto que un conjunto de variables tienen, vía cambio tecnológico o esfuerzo, sobre la productividad. La posibilidad de disponer de un indicador, aunque sea parcial, de la actividad innovadora de la empresa permitiría una medición directa de su efecto sobre la productividad. Este efecto se ha tratado de medir tanto con la muestra completa como con el subconjunto de empresas con gastos en I + D positivos.

A partir de la información de la CBBE sobre gastos propios en investigación y desarrollo tecnológico y los pagos al extranjero por transferencia de tecnología hemos construido una serie de stock de capital tecnológico para aquellas empresas que aportan esta información (ver Apéndice). En el período de que se dispone de información de esta variable, 1985-1989, las empresas con gastos en I + D positivos en 1985 representan alrededor de un 11 por ciento de la muestra utilizada representando el total de gastos en I + D aproximadamente un 2,5 por ciento de las ventas. Tanto para la muestra completa como para la submuestra de empresas que realizan actividades investigadoras, se han estimado dos versiones de la ecuación [3]. Una de ellas coincide con la especificación básica (columna 1 del Cuadro 3) ampliada con el capi-

⁹ El test de Wald de significación conjunta se acepta en la ecuación básica con un valor de 55,85.

¹⁰ Se han realizado diversas estimaciones sustituyendo las *dummies* temporales por distintas combinaciones de tres variables agregadas elegidas de entre un conjunto formado por el valor añadido total, la inversión pública, al precio de los bienes intermedios importados, y la tasa de paro de la economía. Los resultados obtenidos muestran una gran variación de valor y significatividad de los coeficientes estimados para las variables agregadas en las distintas estimaciones.

tal tecnológico desfasado un período y la otra incluye únicamente como regresores la variable dependiente desfasada¹¹, los factores productivos y el capital tecnológico desfasado. Con la muestra completa el capital tecnológico no resultó significativo en ningún caso. Sin embargo, esto no ocurre cuando consideramos las submuestras con gastos en I + D positivos (ver Cuadro 4). El coeficiente del capital tecnológico es positivo y significativo en ambas especificaciones. Cuando incorporamos las variables de estructura de mercado y financieras el efecto del stock tecnológico sigue siendo significati-

CUADRO 4
Estimaciones de la ecuación de productividad. Empresas con I + D positivo
(variable dependiente: va_{it} . Período muestral 86-89)

| | (1) | (2) |
|--|-----------------|------------------|
| <i>Coefficientes de los factores productivos</i> | | |
| λ | .320 (8.86) | .335 (5.70) |
| $(1-\lambda) \alpha$ | .140 (1.49) | .249 (2.89) |
| $(1-\lambda) \beta$ | .352 (8.00) | .366 (6.62) |
| <i>Factores explicativos de la productividad</i> | | |
| cm_u^* | | .108 (5.34) |
| cnc_{jt} | | .005 (3.23) |
| imp_{jt} | | -.002 (.97) |
| vas_{jt}^* | | .040 (2.15) |
| cfk_u^* | | .202 (3.90) |
| lcm_u^* | | .002 (2.36) |
| $lcnc_{jt}$ | | -.0006 (1.61) |
| CT_{it-1} | .020 (14.17) | .015 (4.88) |
| σ^2 | .0024 | .0018 |
| m_1 | -2.03 | -2.20 |
| m_2 | -.03 | .32 |
| s | 58.48 (47) | 54.11 (40) |

- Todas las ecuaciones se han estimado con 380 observaciones (95 empresas por 4 períodos).
- Ver resto notas cuadro 3.

¹¹ Se han estimado otras especificaciones con distintos desfases, en niveles y en primeras diferencias, del capital tecnológico (variable stock) y con distintos desfases de la variable gastos I+D más pagos por transferencias de tecnología (variable flujo), con resultados menos satisfactorios.

vo aunque su coeficiente se reduce sensiblemente. El hecho de que las anteriores variables sigan siendo significativas cuando incluimos el capital tecnológico, puede indicar que los coeficientes estimados están recogiendo el efecto inducido a través del esfuerzo o que la medida utilizada de capital tecnológico constituye una medida imperfecta de la actividad innovadora.

4. Conclusiones

En este trabajo, se analizan algunos determinantes de las diferencias entre empresas de la productividad total de los factores. En concreto, hemos considerado la influencia de variables relacionadas con las condiciones de competencia del mercado, con la flexibilidad del mercado de trabajo y con la situación financiera de las empresas.

Hemos encontrado evidencia de que tanto el nivel como el crecimiento de la productividad están correlacionados, en el plano individual, con diferentes medidas de poder de mercado. Sin embargo, este trabajo no determina la relación de causalidad de esta relación. Por un lado, se ha encontrado un efecto positivo del nivel y de la primera diferencia de la cuota de mercado sobre la productividad, lo que parece estar reflejando que las empresas que logran ser más eficientes consiguen aumentar su cuota de mercado. Por otro lado, la variable concentración presenta un efecto nivel positivo y un efecto crecimiento negativo sobre la productividad, pudiendo reflejar el efecto positivo, factores de eficiencia, y el efecto negativo, la menor difusión de las innovaciones en los sectores más concentrados o menos competitivos. La influencia positiva de la penetración de importaciones puede ser explicada por el incremento del nivel de competencia sectorial que genera. Por consiguiente parece deseable que la política industrial favorezca la eliminación de barreras a la competencia externa pues el incremento en las importaciones, a pesar de deteriorar el saldo comercial, fomenta el crecimiento de la productividad de las empresas nacionales. Por otro lado, las políticas de mejora de competitividad vía concentración sectorial deben tener un carácter específico y evaluar en cada caso los efectos de eficiencia y de difusión de innovaciones sobre la productividad.

Es destacable la importancia que las variaciones en el valor añadido sectorial (que recogen perturbaciones sectoriales no captadas por las variables concentración y penetración de importaciones) tienen sobre las variaciones en la productividad total entre empresas, pero no está claro si estas perturbaciones sectoriales están ligadas a variaciones en la demanda agregada o son puramente tecnológicas.

No se ha encontrado una influencia significativa en la muestra entre la proporción de empleo temporal y la productividad total. Hay dos posibles explicaciones: en primer lugar, la expansión de las modalidades de contratación temporal ha sido menor en la industria que en el conjunto de la economía, y, en segundo, el presumible efecto negativo que el proceso de flexibilización laboral ha tenido sobre la productividad del trabajo puede haberse visto compensado por una atenuación en la sustitución de trabajo por capital.

La situación financiera afecta a la productividad de cada empresa, por la vía de la disponibilidad de los recursos internos para acometer nuevas inversiones y mejorar los niveles de productividad total. Sin embargo, no parece existir un efecto disciplina que haga ser más productivas a las empresas más endeudadas.

Por último, hay que subrayar que en este trabajo hemos pretendido explicar las diferencias entre empresas en el comportamiento de la productividad total, a través de la consideración de un conjunto de variables estructurales. Sin embargo, estas variables, por sí solas, no son capaces de explicar la evolución de la productividad en España en la última década. Existe una combinación de factores comunes a todas las empresas, que desempeña un papel fundamental en esta evolución.

Apéndice. Selección de la muestra y definición de variables

A.1. Selección de la muestra

Este trabajo utiliza información individual de variables reales y financieras contenidas en la muestra de empresas de la Central de Balances del Banco de España (CBBE). El período de cobertura se extiende desde 1983 hasta 1989.

Sobre una muestra inicial de 1.066 empresas manufactureras privadas, se realizó una serie de filtros con el fin de eliminar las empresas con comportamientos atípicos, y, al mismo tiempo, permitir la obtención de los valores del *stock* de capital a coste de reposición. En concreto, los filtros exigen: a) que las variables ventas, inmovilizado material neto, amortización acumulada, producción bruta y dotación para amortización sean positivas en todos los años de la muestra; b) que las variaciones del inmovilizado material neto sean menores que el triple del inmovilizado material neto inicial; c) que la variable edad media del inmovilizado (construida como cociente para el año inicial entre amortización acumulada y dotación para amortización) sea inferior a 20 años, y d) que la actividad principal se encuadre en el mismo sector, en todos los años de la muestra.

La muestra final resultante de este proceso de filtrado contiene un total de 850 empresas (aproximadamente, un 80 % de la muestra inicial).

Esta información individual se complementa con información sectorial obtenida básicamente a partir de la Encuesta Industrial, elaborada por el Instituto Nacional de Estadística (INE).

A.2. Definición de variables

a) VARIABLES INDIVIDUALES:

- Valor añadido bruto real (Y): producción bruta menos consumos intermedios deflactando por deflactores sectoriales de Contabilidad Nacional.

- Empleo (L): empleo fijo más empleo temporal (número de trabajadores temporales, multiplicado por el número medio de semanas trabajadas y dividido por 52).
- Stock de capital real (K): valor a coste de reposición del inmovilizado material neto, deflactado utilizando el deflactor de la formación bruta de capital fijo. El valor a coste de reposición se obtiene mediante el procedimiento de inventario permanente (Salinger y Summers (1983) incluyen en su apéndice una descripción detallada de este método) y tomando como valor para el año inicial el valor contable del inmovilizado material neto.
- Cuota de mercado (CM): valor añadido de la empresa multiplicado por cien y dividido por el valor añadido del sector (este último, tomado de la Encuesta Industrial).
- Cash-flow por unidad de capital (CFK): beneficios retenidos más dotación para amortización deflactados por el deflactor del PIB y divididos por el *stock* de capital real.
- Proporción de empleo temporal (LTEMP): empleo temporal dividido por empleo total.
- Coeficiente de endeudamiento (CEND): volumen de recursos ajenos sobre el total de recursos.
- Proporción de exportaciones (EXP): valor de las exportaciones dividido por el volumen de ventas de la empresa.
- Gastos en Actividades de Investigación y Desarrollo (RYD): volumen de gastos en Actividades de Investigación multiplicado por cien y dividido por el volumen de ventas.
- Stock de capital tecnológico (CT): se ha construido a partir de los gastos en actividades de investigación y desarrollo, utilizando el procedimiento de inventario permanente. Para el stock correspondiente al año inicial, siguiendo a Rodríguez Romero (1992), hemos tomado:

$$CT_0 = \frac{(RYD)_0}{g + \delta}$$

donde δ es la tasa de depreciación del capital tecnológico y g es la tasa de crecimiento del capital tecnológico. Se ha supuesto un valor de $g + \delta$ de 0.4.

- Dummy de Bolsa (BOL): variable que toma valor 1 para las empresas que cotizan en Bolsa y 0 para el resto.
- b) VARIABLES SECTORIALES: (Definidas para los 13 sectores manufactureros de la clasificación NACE-CLIO R-25)
- Penetración de importaciones (IMP): se define como $M/(PB + M - X)$ siendo M volumen de importaciones; X , volumen de exportaciones, y

PB, producción bruta. Se expresa en porcentaje. Los datos de exportaciones e importaciones provienen de la Dirección General de Aduanas, y los de producción, de la Encuesta Industrial.

- Concentración (CNC): participación en el valor de la producción de los cinco mayores establecimientos del sector. Se expresa en porcentaje. Esta variable está construida por el INE a partir de la Encuesta Industrial.¹²
- Valor añadido sectorial (VAS): valor añadido sectorial recogido en la Encuesta Industrial dividido por el valor añadido del conjunto de las manufacturas.

Referencias

- Anderson, T. W. y Hsiao, C. (1981): «Estimation of dynamic models with error components», *Journal of the American Statistical Association* 76, pp. 598-606.
- Arellano, M. y Bond, S. (1991): «Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations», *Review of Economic Studies* 58, pp. 277-297.
- Baily, M. N. (1981): «Productivity and the services of capital and labor», *Brookings Papers on Economic Activity* 1, pp. 1-65.
- Caballero, R. y Lyons, R. (1989): «The Role of external economies in U. S. manufacturing». National Bureau of Economic Research, Working Paper 3033.
- Demsetz, H. (1974): «Two systems of belief about monopoly», en *Industrial Concentration: the new learning*, H. Goldschmid, H. M. Mann y J. F. Weston, eds., Boston.
- Haskel, J. (1991): «Imperfect competition, work practices and productivity growth», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 53, pp. 265-279.
- Jimeno, J. F. y Toharia, L. (1991): «Productivity and wage effects of fixed-term employment: evidence from Spain». Universidad de Alcalá de Henares. Manuscrito.
- Leibenstein, H. (1966): «Allocative efficiency vs. 'X-efficiency». *American Economic Review* 56, pp. 392-415.
- Levin, R. C.; Cohen, W. M. y Mowery, D. C. (1985): «R & D, Appropriability, Opportunity and Market Structure: New Evidence on Some Schumpeterian Hypotheses», *American Economic Review* 75, pp. 20-24.
- Lichtenberg, F. R. y Siegel, D. (1990): «The effect of leveraged buyouts on productivity and related aspects of firm behaviour». National Bureau of Economic Research, Working Paper 3022.
- Lucas, R. (1988): «On the mechanics of economic development», *Journal of Monetary Economics* 22, pp. 3-42.
- Martín, A. (1992): «Los determinantes del crecimiento de la productividad en la industria española», Documento de Trabajo 9204, Programa de Investigaciones Económicas, Fundación Empresa Pública.

¹² Se debe tener en cuenta que la concentración del sector material de transporte está subestimada en la Encuesta Industrial.

- Mazón, C. (1992): «Márgenes de beneficio, eficiencia y poder de mercado en las empresas españolas». Documento de Trabajo 9204. Servicio de Estudios del Banco de España.
- Mayer, C. y Alexander, A. (1992): «Stock markets and corporate performance: a comparison of quoted and unquoted companies». City University Business School. Manuscrito.
- Nickell, S.; Wadhvani, S. y Wall, M. (1992): «Productivity growth in UK companies 1975-86». *European Economic Review* 36, pp. 1055-1066.
- Ricardo, A. (1993): «Series históricas de Contabilidad Nacional y mercado de trabajo para la CE y EEUU: 1960-1991». Documento de Trabajo 9310. Servicio de Estudios del Banco de España.
- Rodríguez Romero, L. (1992): «Actividad económica y actividad tecnológica: un análisis simultáneo de datos de panel». Documento de Trabajo 92-03. Universidad Carlos III de Madrid.
- Salinger, M. y Summers, L. (1983): «Tax reform and corporate investment: a microeconomic simulation study», *Behavioral Simulation Methods in Tax Policy Analysis*, en Martín Feldstein, ed. University of Chicago Press, pp. 247-281.
- Segura, J. y González Romero, A. (1992): «La industria española. Evolución y perspectivas», *Papeles de Economía Española* 50, pp. 140-172.
- Solow, R. (1956): «A contribution to the theory of economic growth». *Quarterly Journal of Economics* 70, pp. 65-94.
- Stiglitz, J. y Weiss, A. (1981): «Credit rationing in markets with imperfect information», *American Economic Review* 71, pp. 67-127.
- Suárez, J. (1992): «Economías de escala, poder de mercado y externalidades: medición de las fuentes del crecimiento español». *Investigaciones Económicas* 16, pp. 411-442.

Abstract

The aim of this paper is to analyze some determinants of the differences in total factor productivity across companies. Specifically we consider the product market structure, the removal of some labour market rigidities and the firms' financial position. To do that we obtain the residual of a Cobb-Douglas production function with and without the assumptions of constant returns to scale and perfect competition in the labour market. Using a panel of Spanish manufacturing firms we measure the effect on the productivity term of a set of structural variables during the period 1983-1989. We found evidence that the productivity level and the productivity growth are correlated with the market share and the industry concentration ratio, and that the firms' financial position affects productivity through their cash-flow variable.

Recepción del original, septiembre de 1992
Versión final, enero de 1994