

UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES

Departamento de Fundamentos del Análisis Económico I



**HETEROGENEIDAD EMPRESARIAL, DINÁMICA DE LA
PRODUCTIVIDAD Y FLUJOS DE EMPLEO: CUATRO
ESTUDIOS SOBRE LA EMPRESA ESPAÑOLA**

MEMORIA PARA OPTAR AL GRADO DE DOCTOR

PRESENTADA POR

Sonia Ruano Pardo

Bajo la dirección de los doctores

Julio Segura Sánchez

José Carlos Fariñas García

Madrid, 2003

ISBN: 84-669-2275-X



UNIVERSIDAD COMPLUTENSE DE MADRID

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y EMPRESARIALES

Departamento de Fundamentos del Análisis Económico I

*Heterogeneidad empresarial, dinámica de la productividad y
flujos de empleo: cuatro estudios sobre la empresa española*

TESIS DOCTORAL

Autora:

Sonia Ruano Pardo

Directores:

Dr. Julio Segura Sánchez

Dr. José Carlos Fariñas García

Madrid, 2002

*A Jesús,
a mis padres y
a mis hermanas*

Agradecimientos.....	5
Presentación.....	7
Medición de la productividad de las empresas.....	12
Características de la base de datos.....	40
Ensayo I. Dinámica de la productividad en las empresas manufactureras españolas.....	49
I.1. Introducción.....	49
I.2. Estimación de funciones de distribución con datos de la ESEE.....	51
I.3. Evolución de la productividad en las empresas manufactureras españolas.....	56
I.3.1. Descomposición contable del crecimiento de la productividad agregada.....	57
I.3.2. Dinámica de la distribución de la productividad de las empresas.....	66
Evolución de la distribución de la productividad de las empresas.....	67
Descomposición del desplazamiento de la distribución de la productividad de las empresas.....	68
I.4. Conclusiones.....	77
Bibliografía.....	80
Ensayo II. Heterogeneidad en la productividad de las empresas: entradas, salidas, aprendizaje y selección.....	82
II.1. Introducción.....	82
II.2. Un marco para el análisis de la relación entre productividad y rotación empresarial.....	85
II.2.1. Diferencias en la productividad y rotación empresarial.....	86
II.2.2. Un contraste no paramétrico de dominancia estocástica.....	87
II.2.3. Comparaciones gráficas de funciones de distribución.....	93
II.3. Evidencia empírica.....	96
II.3.1. Persistencia en el nivel de productividad de las empresas.....	97
II.3.2. Niveles de productividad y rotación empresarial.....	98
II.3.3. La decisión de cerrar de las empresas y el “aprendizaje pasivo”.....	107
II.3.4. Efectos umbral en las decisiones de cerrar de las empresas.....	110
II.3.5. Crecimiento de la productividad y rotación empresarial.....	112
II.4. Conclusiones.....	118
Bibliografía.....	120
Apéndice II.I.....	122

Ensayo III. Productividad de las empresas y actividad exportadora.....125

III.1. Introducción.....	125
III.2. Exportación y diferencias en la productividad.....	128
III.3. Evidencia empírica.....	133
III.3.1. Exportación y productividad.....	135
III.3.2. Transiciones entre el mercado doméstico y el de exportación y la..... productividad de las empresas	140
III.3.3. Exportación y crecimiento de la productividad	145
III.4. Conclusiones	151
Bibliografía	153

Ensayo IV. Creación y destrucción bruta de puestos de trabajo en las empresas manufactureras españolas.....155

IV.1. Introducción.....	155
IV.2. Flujos brutos de empleo	156
IV.2.1. Definiciones.....	159
IV.2.2. Flujos de empleo y empresas en actividad	160
IV.2.3. Flujos brutos de empleo y la rotación de empresas	164
IV.2.4. Comparación internacional.....	166
IV.2.5. Comportamiento cíclico.....	168
IV.3. Empleo fijo y empleo temporal	169
IV.4. Persistencia de las variaciones en el empleo	173
IV.5. Conclusiones	174
Apéndice IV.I.....	176
Bibliografía	177

Agradecimientos

Deseo expresar mi agradecimiento a todas las personas que de alguna manera han contribuido a la realización y mejora de esta tesis. En especial, deseo mostrar mi agradecimiento a mis directores de tesis, Julio Segura y José Carlos Fariñas, por haber depositado su confianza en mí y por el constante apoyo y estímulo que me han brindado durante los últimos cinco años. Adicionalmente, quiero agradecerles los numerosos conocimientos y el método de trabajo que me han transmitido, así como sus innumerables consejos y comentarios.

En segundo lugar, deseo agradecer a Miguel A. Delgado las valiosas aportaciones en relación con los métodos estadísticos que han enriquecido el contenido de esta tesis.

Asimismo, deseo agradecer a Jordi Jaumandreu los comentarios y sugerencias a las sucesivas versiones de los trabajos que componen esta tesis; destacando especialmente los relativos al ensayo sobre “Creación y destrucción bruta de puestos de trabajo en las empresas manufactureras españolas”.

Adicionalmente, deseo agradecer los comentarios escritos a los ensayos sobre “Heterogeneidad en la productividad de las empresas: entradas, salidas, aprendizaje y selección” y sobre “Productividad de las empresas y actividad exportadora” recibidos de José Manuel Campa y Ricardo Cao, Silvio Rendón y Mark J. Roberts; así como los de los evaluadores anónimos y de los editores de las revistas *Journal of International Economics* e *Investigaciones Económicas* en las que se encuentran publicados los ensayos III y IV de esta tesis.

Esta tesis se ha beneficiado también de los comentarios recibidos en los congresos y seminarios en los que fueron presentadas sucesivas versiones de los artículos que la componen. En especial, agradezco los comentarios de Carlos Arias, Samuel Bentolila, Juan José Dolado, Norbert Janz, François Laisney y Peter Schmidt y José Manuel Vidal.

También deseo expresar mi gratitud a los que fuesen mis compañeros y amigos en el Programa de Investigaciones Económicas de la Fundación Empresa Pública de cuya experiencia y profesionalidad me he beneficiado, en especial a Ana Martín Marcos por su ayuda en la elaboración de la base de datos y de los programas informáticos utilizados para construir los índices de productividad.

Finalmente, deseo agradecer a Jesús Fernández su ayuda informática, su continuo apoyo y su paciencia.

La elaboración de esta tesis se hizo en el Departamento de Fundamentos del Análisis Económico I de la Universidad Complutense de Madrid y en el Programa de Investigaciones Económicas de la Fundación Empresa Pública y contó con la financiación de los proyectos SEC1997-1368 y SEC2000-0268 de la CICYT.

Madrid, 10 de junio de 2002

Presentación

El contenido de esta tesis es el resultado del trabajo de investigación que inicié en el año 1997 con la elaboración de mi tesina al finalizar el Programa de Estudios de Postgrado del CEMFI, bajo la supervisión del profesor Julio Segura, y mi incorporación en el mismo año al equipo investigador del Programa de Investigaciones Económicas de la Fundación Empresa Pública, en el que permanecí hasta enero de 2001.

Durante estos años, mi atención se ha centrado en una nueva rama de la literatura en el ámbito de la organización industrial empírica que, gracias a la aparición de nuevas bases de datos longitudinales, especialmente el Longitudinal Research Database de EEUU, profundiza en el análisis de las características y los comportamientos de las unidades productivas (i.e. empresas, establecimientos) que integran un sector. El principal hallazgo que documentan estos trabajos es la existencia de una amplia heterogeneidad en los comportamientos de los agentes microeconómicos, que subyace a la evolución de magnitudes agregadas, tales como el empleo y la productividad, en las que se había centrado el análisis tradicional.

La evidencia empírica que se extrae de estos trabajos pone en entredicho el supuesto del agente representativo, implícito en muchos de los modelos clásicos. Ello ha servido de estímulo al desarrollo de algunos modelos de dinámica industrial, como los de Jovanovic (1982), Hopenhayn (1992) y Ericson y Pakes (1995), que, apoyándose en los hechos estilizados que se han conformado a partir del creciente número de trabajos empíricos, formulan sus predicciones poniendo el acento en la composición heterogénea de la población. A su vez, estos modelos han servido de soporte a la formulación de nuevas preguntas de interés abordadas en la literatura empírica. Esta interacción ha permitido que esta rama de la literatura, emergente a principios de la década de los noventa, haya cobrado un creciente interés en los últimos años, siendo un indicador de este hecho el elevado número de trabajos enmarcados dentro de este área que han sido publicados en los últimos años y

revisados en los trabajos de Caves (1998), Bartelsman y Doms (2000) y Tybout (2000).

La investigación que he llevado a cabo durante los últimos cinco años, ha dado lugar a cuatro ensayos que dan cobertura a cuatro de las cuestiones a las que los trabajos empíricos enmarcados en esta literatura están dedicando más atención. Primero, el estudio de la evolución de la productividad agregada, definida como una media ponderada de la productividad de las empresas del sector, y de la importancia relativa de dos tipos de factores para explicar dicha evolución: las variaciones en los niveles de productividad de las empresas y la reasignación de recursos entre las unidades productivas que integran el sector, en parte, debida a los procesos de rotación empresarial. Segundo, el análisis de la relación entre los diferenciales de productividad entre empresas y las decisiones de entrada y salida del mercado tomadas por éstas. Tercero, el estudio de la relación entre la decisión de exportar de las empresas y los diferenciales de productividad a favor de las empresas exportadoras. Por último, el examen de los procesos de creación y destrucción de puestos de trabajo.

Los tres primeros ensayos comparten el uso de una misma medida de la productividad de las empresas. Asimismo, el cuarto ensayo tiene en común con los tres anteriores la utilización de los datos de la *Encuesta sobre Estrategias Empresariales (ESEE)*, estando, en consecuencia, todos ellos referidos a las empresas manufactureras españolas. La *ESEE* es el primer panel de empresas manufactureras realizado en España que permite análisis como los que se desarrollan en esta memoria de investigación. Con el fin de evitar repeticiones, he dedicado las dos siguientes secciones a la discusión del índice utilizado para medir la productividad total de los factores de las empresas, que se completa con una revisión de la literatura teórica sobre este tipo de medidas de la productividad, y a la descripción de las principales características de la *ESEE*. Las líneas que siguen están destinadas a precisar brevemente los contenidos de los cuatro ensayos que integran esta tesis.

El primer ensayo cuantifica la contribución de las empresas instaladas y de la rotación empresarial al crecimiento de la productividad agregada en el sector

manufacturero español durante el período 1990-97. Este estudio propone una metodología, alternativa a la descomposición contable del crecimiento de la productividad, basada en el estudio de los desplazamientos de la función de distribución de la productividad de las empresas. Dicha metodología aísla el efecto de diferentes factores sobre la distribución de la productividad mediante la utilización de funciones de distribución contrafactuales que se estiman por métodos no paramétricos. Los resultados de este análisis son similares a los obtenidos en gran parte de los trabajos anteriores. Primero, las empresas instaladas son las principales responsables del desplazamiento de la distribución de productividad. Segundo, el reemplazamiento de las empresas que salen del mercado por las empresas de nueva creación explica en torno al 10% de la evolución de la distribución de la productividad.

Una versión preliminar de este estudio fue presentada en el I Oviedo Workshop on Efficiency and Productivity en junio de 1998, en el Workshop on the Demography of Firms and Industries en noviembre de 2001 y, por último, en el V Encuentro de Economía Aplicada en junio de 2002. La versión actual ha sido aceptada para su presentación en el XXIX Congreso de la European Association for Research in Industrial Economics (EARIE), que se celebrará el próximo septiembre de 2002. El texto está en evaluación para su publicación en un número monográfico sobre demografía empresarial que coordina David Audretsch para la revista *Small Business Economics*.

El segundo ensayo investiga si, tal como sugieren los modelos de dinámica industrial, los procesos de rotación empresarial están relacionados con las diferencias en los niveles de productividad que se observan a nivel de empresa. En particular, el trabajo se centra en el estudio de los diferenciales de productividad entre las empresas instaladas, las empresas que entran y las empresas que salen. Estas comparaciones son realizadas empleando técnicas no paramétricas para la estimación y el contraste de las diferencias entre las distribuciones de la productividad correspondientes a diferentes grupos de empresas. Los principales resultados pueden resumirse como sigue. Primero, la heterogeneidad entre las empresas en términos de sus niveles de productividad es persistente a lo largo del tiempo. Segundo, existe evidencia de la presencia de mecanismos de selección que operan en la salida de las

empresas de los mercados, en la medida en que se detectan diferenciales sistemáticos de productividad desfavorables para las empresas que cierran. Tercero, los resultados que se derivan de la comparación, en el momento de la entrada, de los miembros de una misma cohorte de entrantes que sobreviven y que no logran sobrevivir hasta el final del período observado, son consistentes con el supuesto de que, en los primeros años de vida, las empresas experimentan un proceso de “aprendizaje pasivo” acerca de su eficiencia relativa.

Una versión de este trabajo ha sido remitida para su posible publicación a la revista *International Journal of Industrial Economics*, en colaboración con José Carlos Fariñas, tras haber sido presentadas diferentes versiones del mismo en el II Encuentro de Economía Aplicada en mayo de 1999, en el ZEW Summer Workshop de junio de 1999, en el II Oviedo Workshop on Efficiency and Productivity en mayo de 2000, en las XVI Jornadas de Economía Industrial y en el XXVII Congreso de la EARIE en septiembre de 2000.

El tercer ensayo analiza las diferencias en la productividad total de los factores entre las poblaciones de empresas manufactureras exportadoras y no exportadoras. Estas diferencias se documentan a partir de la información proporcionada por la *ESEE* relativa al período 1991-96. Además, este estudio contrasta la validez de dos explicaciones complementarias sobre la superioridad de las empresas exportadoras en términos del nivel de productividad: 1) la hipótesis de selección, y 2) la hipótesis de aprendizaje. Los resultados ponen de relieve la existencia de diferencias significativas de productividad a favor de las empresas exportadoras. Además, existe evidencia de que dichas diferencias existen con anterioridad al inicio de la actividad exportadora, confirmándose la hipótesis de que el mercado selecciona a las empresas más eficientes. Por último, los indicios acerca de procesos de aprendizaje vinculados a la actividad exportadora son más débiles y están restringidos al ámbito de las empresas exportadoras más jóvenes.

Una versión de este trabajo ha sido aceptada para su publicación en la revista *Journal of International Economics*, en colaboración con Miguel A. Delgado y José Carlos Fariñas. Un artículo de la revista *Papeles de Economía Española*, en colaboración con José Carlos Fariñas, analizaba las cuestiones que después se han

formalizado en su tratamiento en el ensayo de esta tesis. El trabajo ha sido presentado en las I Jornadas de Economía Internacional en junio de 1999, en el XXVI Congreso de la EARIE y en las XV Jornadas de Economía Industrial en septiembre de 1999, así como en el Workshop in Applied Microeconomics de la Universidad Carlos III de Madrid en diciembre de 2000.

En el cuarto ensayo se realiza la estimación y el análisis descriptivo de las tasas de creación y destrucción brutas de empleo, así como de la tasa de rotación del trabajo en las empresas manufactureras españolas durante el período 1990-1997. La utilización de los datos de la *ESEE* permite medir, por primera vez para la economía española, la contribución de la creación y el cierre de empresas a los flujos brutos de puestos de trabajo. Además, se analizan otras características del proceso de reasignación del factor trabajo, tales como su magnitud según el tamaño de la empresa y el tipo de contrato, el comportamiento cíclico de los flujos brutos y la persistencia en las variaciones en el empleo.

Este artículo se encuentra publicado en la revista *Investigaciones Económicas* (septiembre de 2000), tras haber sido presentado en el I Encuentro de Economía Aplicada en junio de 1998 y en las XIV Jornadas de Economía Industrial en septiembre de 1998.

Diferentes versiones de los cuatro ensayos fueron presentadas en el Seminario del Programa de Investigaciones Económicas de la Fundación Empresa Pública y publicadas como Documentos de Trabajo de dicho Programa.

Medición de la productividad de las empresas

Introducción

La productividad total de los factores es una medida global de eficiencia técnica que pone en relación la producción con las cantidades de factores empleadas, con el fin de aislar el componente de progreso tecnológico asociado a las variaciones en la producción.

Los métodos empleados en la literatura pueden clasificarse en *métodos no paramétricos* y *métodos paramétricos*. Los primeros se basan en la elaboración de números índices que cuantifican en qué medida las diferencias en los niveles de producción son explicadas por diferencias en las cantidades de factores, siendo la productividad total de los factores el *residuo* inexplicado por estas últimas diferencias. La teoría de los números índices permite, desde diferentes enfoques, interpretar los múltiples índices de productividad propuestos en la literatura, así como valorar las ventajas e inconvenientes de los mismos.

En particular, de acuerdo con el enfoque económico, los índices de productividad, que se obtienen directamente a partir de los datos de los precios y las cantidades de los diferentes bienes producidos y factores de producción empleados, pueden interpretarse, bajo ciertos supuestos, como una estimación directa de las diferencias en las cantidades producidas que se explican por el desplazamiento de la función de producción y no por movimientos a lo largo de ésta o, dicho de otra forma, como una estimación de las diferencias en las cantidades producidas que no son atribuibles a la utilización de distintas cantidades de factores.

La principal ventaja del enfoque de números índices es su simplicidad, puesto que permite cuantificar la productividad total de los factores sin necesidad de conocer los parámetros de las funciones de producción correspondientes a las unidades productivas comparadas. No obstante, los supuestos que, en general, subyacen a los índices de productividad, tales como los de rendimientos constantes a

escala y de competencia perfecta en los mercados de bienes y/o de factores, pueden resultar bastante restrictivos en la práctica.

Algunos trabajos empíricos, tales como el de Griliches y Regev (1995) han adoptado un enfoque paramétrico o econométrico para medir la productividad total de los factores. Este tipo de métodos permiten cuantificar el progreso tecnológico puro prescindiendo de los supuestos implícitos en el enfoque de números índices. Para ello se basan en la especificación de una forma funcional concreta de la función de producción y en la utilización de técnicas econométricas que permiten estimar los parámetros de dicha función.

La principal ventaja de esta metodología es su flexibilidad, dado que permite incorporar en la especificación econométrica todos aquellos factores que, desde un punto de vista teórico, podrían dar lugar a diferencias en los niveles de producción no explicables por las diferencias en las cantidades de factores empleados, tales como las diferencias en la escala de producción, los costes de ajuste de los factores, las innovaciones tecnológicas, etc. Además, la estimación econométrica de los parámetros de la función de producción permite cuantificar de forma diferenciada la importancia de los diferentes factores explicativos de las diferencias en los niveles de producción y, por tanto, hacer inferencia acerca de la significatividad estadística de dichos factores. Good, Nadiri y Sickles (1996) revisan varios modelos econométricos que permiten identificar y estimar diferentes fuentes del crecimiento de la productividad total de los factores.

La medición de la productividad basada en la estimación econométrica no está exenta de inconvenientes. En particular, los modelos econométricos que permiten estimar funciones de producción flexibles, tales como la función de producción translog, incluyen un número muy elevado de parámetros cuando se quiere permitir heterogeneidad en la tecnología entre empresas y/o a lo largo del tiempo, lo que obligaría a imponer un número de restricciones sobre dichos parámetros que variaría dependiendo del número de observaciones disponibles. De esta forma, la aparente flexibilidad de esta metodología se vería limitada en la práctica.

Hulten (2000) señala que los dos tipos de enfoque han de ser utilizados de forma complementaria, en el sentido de que los números índices constituirían un punto de partida para el análisis de la productividad total de los factores, proporcionando una referencia para la interpretación de los resultados obtenidos a partir de la estimación econométrica de una función de producción. A su vez, estos últimos permitirían validar los supuestos implícitos en las estimaciones basadas en los números índices.

La medida de productividad total de los factores utilizada en los Ensayos I, II y III se engloba dentro del enfoque no paramétrico, por lo que el resto de esta sección profundiza en los argumentos teóricos que justifican el uso de los números índices para medir la productividad. Primero, se presentan varios índices bilaterales de productividad y se describen brevemente las justificaciones al uso de estos índices que proporcionan tres de los enfoques más importantes en la literatura teórica de números índices: el enfoque axiomático, el enfoque Divisia y el enfoque económico. A continuación, se describen las principales características de tres tipos de índices multilaterales de productividad. Finalmente, se propone un índice multilateral transitivo que permite medir la productividad de las empresas teniendo en cuenta la diferente representatividad de la base de datos para las empresas de menos de 200 trabajadores (empresas pequeñas) y de 200 o más trabajadores (empresas grandes).

Con todo ello, esta sección contribuye a la literatura en dos direcciones. En primer lugar, realiza una revisión sistemática de los principales argumentos que, desde la óptica de tres enfoques teóricos, motivan la utilización de números índices para medir la productividad total de los factores. En segundo lugar, proporciona una nueva extensión del índice multilateral propuesto por Caves, Christensen y Diewert (1982a) que permite realizar comparaciones transitivas entre empresas que, de acuerdo con alguna característica observable, pertenecen a diferentes categorías, referenciando el nivel de productividad de cada empresa al de la empresa media de la categoría a la que ésta pertenece. En particular, en la aplicación propuesta se ha considerado el tamaño de la empresa como criterio de clasificación.

Índices bilaterales de productividad

El índice de productividad total de los factores más sencillo permite medir la productividad en un contexto en el que existe un único bien que se produce utilizando un único factor de producción. Así la expresión del índice de productividad de la observación a respecto de la observación b es la siguiente:

$$I_{a,b} \equiv \frac{y_a/y_b}{x_a/x_b}. \quad [1]$$

Este índice permite realizar comparaciones bilaterales tanto en aplicaciones con datos de sección cruzada, en cuyo caso las observaciones a y b harían referencia a dos empresas diferentes en un mismo período de tiempo; como en aplicaciones basadas en series temporales, en las que dichos subíndices harían referencia a una misma empresa en dos períodos diferentes; o con datos de panel, en cuyo caso los subíndice denotarían dos empresas y/o períodos temporales diferentes.

Para ilustrar la interpretación del índice, consideremos que a y b denotan dos períodos diferentes. Asumiendo, sin pérdida de generalidad que $a > b$, un valor del índice mayor que 1 indicaría que la tasa de crecimiento de la producción es mayor que la de la cantidad de factor utilizado, lo que se interpretaría como una mejora en la productividad total de los factores. Por ejemplo, un valor del índice igual a 1,02, indicaría que la productividad de la observación a es un 2% mayor que la productividad de la observación de referencia b . Cuando la diferencia porcentual entre los niveles de productividad de las dos observaciones comparadas es pequeña, el valor del índice expresado en logaritmos es aproximadamente igual a la diferencia proporcional, por lo que, en la práctica, es útil expresar el índice en logaritmos.

Análogamente, un valor del índice menor que 1 (menor que 0 si éste estuviese expresado en logaritmos) se interpretaría como una caída en la productividad total de los factores, o dicho de otro modo, indicaría un mayor crecimiento de la producción respecto al de la cantidad de factor. Por último, un valor del índice igual a 1 (igual a 0 si el índice se expresara en logaritmos) indicaría que la productividad ha

permanecido estable o, lo que es lo mismo, que la producción y la cantidad de factor han crecido a la misma tasa.

Esta misma idea puede extenderse al caso de una empresa que produce M bienes empleando R factores de producción, reemplazando el numerador por un índice de cantidades de productos, Q^y , y el denominador por un índice de cantidades de factores¹, Q^x ; esto es:

$$I_{a,b} \equiv \frac{Q^y}{Q^x}.$$

Los índices de cantidades se definen como funciones de las cantidades y de los precios de cada uno de los bienes o factores, para las dos observaciones consideradas, y proporcionan una medida agregada de la diferencia proporcional en las cantidades de dichos bienes o factores de la observación a respecto de la observación b . Así, el índice de cantidades de bienes producidos de la observación a respecto de la b es una función de las cantidades y los precios de los M bienes en ambos períodos o empresas. Análogamente, el índice de cantidades de factores es una función de las cantidades de los N factores y los precios asociados a éstos para ambas observaciones. De esta forma, el índice de productividad total de los factores de la observación a respecto de la b puede expresarse como:

$$I_{a,b}(p_a, p_b, y_a, y_b, q_a, q_b, x_a, x_b) \equiv \frac{Q^y(p_a, p_b, y_a, y_b)}{Q^x(q_a, q_b, x_a, x_b)} \quad [2]$$

donde y_c y p_c denotan los vectores de cantidades y precios de los bienes producidos, x_c y q_c denotan los vectores de cantidades y precios de los factores de producción correspondientes a la observación c , donde $c = a, b$. Esto es:

¹ Jorgenson y Griliches (1967) utilizan por primera vez esta definición del índice de productividad total de los factores.

$$\begin{aligned}
y_c &\equiv (y_c^1, y_c^2, \dots, y_c^M), \\
p_c &\equiv (p_c^1, p_c^2, \dots, p_c^M), \\
x_c &\equiv (x_c^1, x_c^2, \dots, x_c^R) \text{ y} \\
q_c &\equiv (q_c^1, q_c^2, \dots, q_c^R); \text{ para } c = a, b
\end{aligned}$$

En este punto, el problema se centra en la elección de una forma funcional para los índices de cantidades de productos y de factores. En la teoría de los números índices, desarrollada desde principios del siglo XX, existen múltiples enfoques² orientados a la determinación de la “mejor” forma funcional de los números índices.

A continuación, se describen brevemente las principales características de los tres enfoques más importantes en la teoría de los números índices: el *enfoque axiomático*, el *enfoque Divisia*, y el *enfoque económico*. Cada uno de ellos, es ilustrado con varios ejemplos extraídos de la amplia literatura teórica, que permiten justificar la elección de diferentes tipos de índices bilaterales para medir la productividad.

El enfoque axiomático

El enfoque axiomático establece *a priori* un conjunto de propiedades matemáticas deseables que debería satisfacer el índice, en base a las cuales trata de determinar la forma funcional más apropiada para dicho índice. Diewert (1992) utiliza este enfoque para determinar, sobre la base de una axiomática, cuál de los cuatro índices de cantidades más frecuentemente utilizados es más adecuado para medir las variaciones en la productividad total de los factores. Concretamente, los índices de cantidades sometidos a comparación en este estudio son los índices de Paasche, Q_P , Laspeyres, Q_L , Fisher, Q_F , y Törnqvist, Q_T , cuyas expresiones en el contexto de agregación de factores son las siguientes:

$$Q_P^x(q_a, q_b, x_a, x_b) \equiv \frac{\sum_{i=1}^R q_a^i \cdot x_a^i}{\sum_{i=1}^R q_a^i \cdot x_b^i}; \quad [3a]$$

$$Q_L^x(q_a, q_b, x_a, x_b) \equiv \frac{\sum_{i=1}^R q_b^i \cdot x_a^i}{\sum_{i=1}^R q_b^i \cdot x_b^i}; \quad [3b]$$

² Diewert (1993) revisa cuatro de los principales enfoques de la teoría de números índices: el enfoque estadístico, el enfoque axiomático, el enfoque económico y el enfoque neoestadístico.

$$Q_F^x(q_a, q_b, x_a, x_b) \equiv \left\{ \left(\sum_{i=1}^R q_b^i \cdot x_a^i \right) \left(\sum_{i=1}^R q_a^i \cdot x_b^i \right) / \left(\sum_{i=1}^R q_b^i \cdot x_b^i \right) \left(\sum_{i=1}^R q_a^i \cdot x_a^i \right) \right\}^{1/2}; \quad [3c]$$

$$Q_T^x(q_a, q_b, x_a, x_b) \equiv \prod_{i=1}^R (x_a^i / x_b^i)^{(\mathbf{v}_a^i + \mathbf{v}_b^i)/2}; \quad [3d]$$

donde $\mathbf{v}_c^i \equiv q_c^i \cdot x_c^i / \sum_{j=1}^R q_c^j \cdot x_c^j$ es la participación del factor i -ésimo en el coste total de los factores correspondiente a la observación c (para $c = a, b$). Las definiciones en el contexto de agregación de bienes producidos serían análogas a las presentadas, reemplazando los precios y las cantidades de los factores, por los precios y las cantidades de los bienes producidos; en cuyo caso $\mathbf{v}_c^i \equiv p_c^i \cdot y_c^i / \sum_{j=1}^M p_c^j \cdot y_c^j$ representaría la participación del bien i -ésimo en el ingreso total correspondiente a la observación c .

Los cuatro índices de cantidades presentados tienen en común la propiedad de que en el caso de un único bien producido y un único factor de producción la expresión del índice se reduce al ratio de cantidades en los dos períodos considerados, esto es, si la empresa produce un único bien empleando un único factor de producción, entonces:

$$Q_P^y = Q_L^y = Q_F^y = Q_T^y = y_a / y_b \text{ y } Q_P^x = Q_L^x = Q_F^x = Q_T^x = x_a / x_b,$$

en cuyo caso, los cuatro índices de productividad total de los factores a los que darían lugar coincidirían entre sí y con la medida de productividad propuesta para el caso trivial de un bien y un factor en la expresión [1]:

$$I_{a,b}^P = I_{a,b}^L = I_{a,b}^F = I_{a,b}^T = \frac{y_a / y_b}{x_a / x_b},$$

donde $I_{a,b}^P$ representa el índice de productividad de Paasche definido como:

$$I_{a,b}^P(p_a, p_b, y_a, y_b, q_a, q_b, x_a, x_b) \equiv \frac{Q_P^y(p_a, p_b, y_a, y_b)}{Q_P^x(q_a, q_b, x_a, x_b)}; \quad [4a]$$

$I_{a,b}^L$ representa el índice de productividad de Laspeyres definido como:

$$I_{a,b}^L(p_a, p_b, y_a, y_b, q_a, q_b, x_a, x_b) \equiv \frac{Q_L^y(p_a, p_b, y_a, y_b)}{Q_L^x(q_a, q_b, x_a, x_b)}; \quad [4b]$$

$I_{a,b}^F$ representa el índice de productividad de Fisher definido como:

$$I_{a,b}^F(p_a, p_b, y_a, y_b, q_a, q_b, x_a, x_b) \equiv \frac{Q_F^y(p_a, p_b, y_a, y_b)}{Q_F^x(q_a, q_b, x_a, x_b)} \quad [4c]$$

y $I_{a,b}^T$ representa el índice de productividad de Törnqvist definido como:

$$I_{a,b}^T(p_a, p_b, y_a, y_b, q_a, q_b, x_a, x_b) \equiv \frac{Q_T^y(p_a, p_b, y_a, y_b)}{Q_T^x(q_a, q_b, x_a, x_b)}. \quad [4d]$$

Los principales axiomas que componen la lista confeccionada por Diewert (1992) para elegir entre estos cuatro índices se enuncian a continuación para el caso del índice de cantidades de factores, siendo los axiomas análogos para el índice de cantidades de bienes producidos.

- i) El índice de cantidades $Q^x(q_a, q_b, x_a, x_b)$ ha de ser una función continua en sus argumentos.
- ii) El índice de cantidades ha de tomar valor en los números enteros positivos, $Q^x(q_a, q_b, x_a, x_b) > 0$.
- iii) Cuando los vectores de cantidades correspondientes a las dos observaciones comparadas son idénticos, el valor del índice ha de ser igual a la unidad. Esto es: $Q^x(q_a, q_b, x, x) = 1$.
- iv) Cuando los vectores de precios correspondientes a las dos observaciones comparadas son idénticos, el valor del índice ha de ser igual al cociente de los gastos totales para las dos observaciones comparadas. Esto es:

$$Q^x(q, q, x_a, x_b) = \frac{\sum_{i=1}^R q^i \cdot x_a^i}{\sum_{i=1}^R q^i \cdot x_b^i} .$$

- v) El índice de cantidades ha de satisfacer las siguientes condiciones de proporcionalidad:

$$Q^x(q_a, q_b, \mathbf{b}x_a, x_b) = \mathbf{b}Q^x(q_a, q_b, x_a, x_b) \text{ y}$$

$$Q^x(q_a, q_b, x_a, \mathbf{b}x_b) = \frac{1}{\mathbf{b}}Q^x(q_a, q_b, x_a, x_b),$$

siendo \mathbf{b} un escalar positivo.

- vi) El índice de cantidades ha de ser invariante frente a variaciones proporcionales en los vectores de precios correspondientes a las dos observaciones. Es decir:

$$Q^x(\mathbf{b}q_a, q_b, x_a, x_b) = Q^x(q_a, q_b, x_a, x_b) \text{ y}$$

$$Q^x(q_a, \mathbf{b}q_b, x_a, x_b) = Q^x(q_a, q_b, x_a, x_b),$$

siendo \mathbf{b} un escalar positivo.

- vii) El índice de cantidades ha de ser invariante ante reordenaciones idénticas de los elementos de los vectores de bienes y de cantidades de las observaciones comparadas. Es decir:

$$Q^x(\tilde{q}_a, \tilde{q}_b, \tilde{x}_a, \tilde{x}_b) = Q^x(q_a, q_b, x_a, x_b),$$

donde \tilde{q}_c representa una reordenación en los elementos del vector q_c y \tilde{x}_c representa una reordenación análoga a la anterior de los elementos del vector x_c , para $c = a, b$.

- viii) El índice de cantidades ha de ser invariante frente a cambios en las unidades de medida de las cantidades de bien. Esto es:

$$Q^x(\mathbf{b}q_a, \mathbf{b}q_b, x_a/\mathbf{b}, x_b/\mathbf{b}) = Q^x(q_a, q_b, x_a, x_b),$$

siendo b un escalar positivo.

- ix) El índice de cantidades ha satisfacer la siguiente propiedad de simetría:

$$Q^x(q_b, q_a, x_b, x_a) = 1/Q^x(q_a, q_b, x_a, x_b).$$

- x) El valor del índice de cantidades ha estar comprendido en el siguiente intervalo:

$$\min \left\{ \frac{x_a^i}{x_b^i}, i = 1, \dots, R \right\} \leq Q^x(q_b, q_a, x_b, x_a) \leq \max \left\{ \frac{x_a^i}{x_b^i}, i = 1, \dots, R \right\}$$

- xi) El índice de cantidades ha de satisfacer las siguientes condiciones de monotonía:

$$Q^x(q_a, q_b, x_a, x_b) < Q^x(q_a, q_b, x, x_b), x_a < x; y$$

$$Q^x(q_a, q_b, x_a, x_b) > Q^x(q_a, q_b, x_a, x), x_b < x.$$

Diewert (1992) concluye que el único de los cuatros índices sometidos a examen que satisface todos los axiomas propuestos es el índice de cantidades de Fisher, lo que justificaría el uso de éste frente al resto. Por su parte, las únicas propiedades enunciadas que no satisface el índice de cantidades de Törnqvist son las recogidas en los apartados v), x) y xi); mientras que los índices de cantidades de Paasche y de Laspeyres reúnen todas las propiedades enunciadas excepto la de simetría recogida en el apartado ix).

El índice de cantidades de Fisher fue defendido por primera vez por Fisher (1922), quien basándose en un número menor de axiomas, concluyó que dicho índice era el que satisfacía un mayor número de propiedades deseables. Por ese motivo, se le suele denominar como índice “ideal” de Fisher.

El enfoque Divisia

La derivación de los índices Divisia (Divisia, 1928) de precios y cantidades puede resumirse como sigue. Sean los precios $q^i(t)$ y las cantidades $x^i(t)$ $i=1, \dots, R$ funciones continuas del tiempo, y sea el valor de los bienes agregados en el instante t

$$V(t) \equiv \sum_{i=1}^R q^i(t) \cdot x^i(t).$$

Asumiendo que $q^i(t)$ y $x^i(t)$ son funciones diferenciables respecto del tiempo:

$$\dot{V}(t) = \sum_{i=1}^R q^i(t) \cdot \dot{x}^i(t) + \sum_{i=1}^R \dot{q}^i(t) \cdot x^i(t),$$

donde el punto sobre una variable denota la derivada de ésta con respecto al tiempo.

Dividiendo ambos miembros de la igualdad entre $V(t)$ se tiene que:

$$\frac{\dot{V}(t)}{V(t)} = \sum_{i=1}^R \frac{q^i(t)}{V(t)} \dot{x}^i(t) + \sum_{i=1}^R \frac{x^i(t)}{V(t)} \dot{q}^i(t).$$

Además, el valor de los bienes agregados en el instante t se puede expresar como el producto de los índices de precios y de cantidades de tipo Divisia en dicho instante, denotados por $P_D^x(t)$ y $Q_D^x(t)$:

$$V(t) \equiv Q_D^x(t) \cdot P_D^x(t).$$

Derivando esta expresión con respecto al tiempo y dividiendo ambos miembros de la igualdad entre $V(t)$, se tiene que:

$$\frac{\dot{V}(t)}{V(t)} = \frac{\dot{Q}_D^x(t)}{Q_D^x(t)} + \frac{\dot{P}_D^x(t)}{P_D^x(t)},$$

donde $\dot{Q}_D^x(t)$ y $\dot{P}_D^x(t)$ representan las derivadas respecto al tiempo de los índices Divisia de cantidades y de precios, respectivamente. Por lo tanto, combinando ambas expresiones, se tiene que los índices Divisia de cantidades y de precios $\dot{Q}_D^x(t)$ y $\dot{P}_D^x(t)$ son las soluciones a las siguientes ecuaciones diferenciales:

$$\frac{\dot{Q}_D^x(t)}{Q_D^x(t)} = \sum_{i=1}^R w^i(t) \frac{\dot{x}^i(t)}{x^i(t)} \quad \text{y} \quad \frac{\dot{P}_D^x(t)}{P_D^x(t)} = \sum_{i=1}^R w^i(t) \frac{\dot{q}^i(t)}{q^i(t)},$$

donde $w^i(t) \equiv q^i(t) \cdot x^i(t) / V(t)$.

En la práctica, la principal limitación de los índices de tipo Divisia está relacionada con el hecho de que éstos están formulados en tiempo continuo mientras que, en general, los datos disponibles sobre precios y cantidades son discretos, lo que hace necesario el uso de alguna aproximación discreta. Por ejemplo, Jorgenson y Griliches (1967) definen el índice de productividad total de los factores como cociente entre los índices Divisia de cantidades de bienes producidos y de cantidades de factores de producción utilizados, aproximando las derivadas respecto al tiempo por las variaciones interanuales.

Trabajos posteriores, entre los que se incluyen los de Christensen y Jorgenson (1970), Jorgenson y Griliches (1972) y Star y Hall (1976) en el contexto de medición de la productividad³, utilizan el índice de cantidades de tipo Törnqvist como aproximación discreta del índice Divisia⁴.

³ La interpretación económica de los índices Divisia de productividad es discutida por Richter (1966) y Jorgenson y Griliches (1967).

⁴ Törnqvist (1936) es el primero en sugerir esta aproximación, en la cual las ponderaciones, $w_i(t)$, de la formulación en tiempo continuo del índice Divisia se reemplazan por la media simple de las ponderaciones en dos períodos consecutivos y las tasas de crecimiento en tiempo continuo se sustituyen por las variaciones de los logaritmos naturales de las variables entre dos períodos. Las versiones continua y discreta del índice Divisia coinciden cuando los pesos relativos permanecen constantes. Si esta última condición no se satisface, la magnitud del error de aproximación dependerá de la variabilidad de los pesos y de la longitud del período de tiempo. Star y Hall (1976) demuestran que el índice de Törnqvist constituye una aproximación apropiada incluso para períodos largos de tiempo. Samuelson y Swamy (1974) proporcionan aproximaciones discretas alternativas al índice Divisia.

El enfoque económico

En el enfoque económico⁵ se determina la forma funcional del índice de cantidades, precios o de productividad asociada a una determinada función de agregación⁶ bajo el supuesto de que los agentes económicos (i.e. las empresas) toman sus decisiones optimizando una función objetivo (i.e. maximizando la función de beneficios o minimizando la función de costes).

En este sentido, se dice que un índice es *exacto* si éste puede derivarse a partir de una determinada función de agregación. Además, se dice que un índice es *superlativo*⁷ si la función de agregación consistente con dicho índice es una forma funcional flexible, en el sentido de que dicha función constituye una aproximación de segundo orden para cualquier otra función de agregación lineal homogénea dos veces diferenciable. A continuación se comentan los supuestos que subyacen al resultado de superlatividad de los dos índices de productividad más importantes desde el punto de vista del enfoque económico, el índice de Törnqvist y el índice de Fisher.

Diewert (1976) demuestra que el índice de productividad de Törnqvist, I^T , definido en la Ecuación (4a) es superlativo en la medida en que éste es exacto si:

i) la tecnología puede representarse por una función de transformación separable en productos y factores, definida por $g(y)=f(x)$, siendo f y g funciones translog homogéneas (Christensen, Jorgenson y Lau, 1971)⁸ definidas por:

$$\ln f(x) = \mathbf{a}_0 + \sum_{i=1}^R \mathbf{a}_i \ln x_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^R \sum_{j=1}^R \mathbf{g}_{ij} \ln x_i \ln x_j,$$

⁵ Para una revisión de la teoría económica de los números índices, véase Diewert (1981).

⁶ Diewert (1976) introduce el término de *función de agregación* para referirse de forma general a la función objetivo en el problema de optimización que resuelve el agente económico, ya sea éste un productor, en cuyo caso éste término sería sinónimo de función de costes o función de producción, o un consumidor, refiriéndose en este caso el término a la función de utilidad.

⁷ Este concepto fue introducido por Diewert (1976).

⁸ El índice de cantidades de Törnqvist fue mencionado por primera vez por Fisher (1922) y discutido posteriormente por Törnqvist (1936) y Theil (1965). No obstante, suele denominarse como índice de cantidades translog, enfatizando que este índice puede derivarse a partir de este tipo de función de agregación flexible y, por tanto, que es superlativo.

donde $\sum_{i=1}^R \mathbf{a}_i = 1$, $\mathbf{g}_{ij} = \mathbf{g}_{ji}$ y $\sum_{i=1}^R \mathbf{g}_{ij} = 0$ para $i=1, 2, \dots, R$; y

$$\ln g(y) = \mathbf{b}_0 + \sum_{i=1}^M \mathbf{b}_i \ln y_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^M \sum_{j=1}^M \mathbf{d}_{ij} \ln y_i \ln y_j ;.$$

donde $\sum_{i=1}^M \mathbf{b}_i = 1$, $\mathbf{d}_{ij} = \mathbf{d}_{ji}$ y $\sum_{i=1}^M \mathbf{d}_{ij} = 0$ para $i=1, 2, \dots, M$;

ii) se satisfacen los supuestos de maximización de beneficios y competencia perfecta en los mercados de bienes y de factores;

iii) el progreso técnico es neutral. Esto es, si se satisface que: $g(y_b) = f(x_b)$
 $g(y_a) = (I + \mathbf{I})f(x_a)$.

Posteriormente, Caves, Christensen y Diewert (1982a, 1982b) demuestran que el índice de productividad de Törnqvist, I_T , puede derivarse también partiendo de una función de transformación translog no separable en productos y factores, cuya expresión para la observación c es la siguiente:

$$\mathbf{a}_0^c + \sum_{i=1}^R \mathbf{a}_i^c \ln x_c^i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^R \sum_{j=1}^R \mathbf{a}_{ij} \ln x_c^i \ln x_c^j + \sum_{m=1}^M \mathbf{b}_m^c \ln y_c^m + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^M \mathbf{b}_{mn} \ln y_c^m \ln y_c^n +$$

$$+ \sum_{i=1}^R \sum_{m=1}^M \mathbf{g}_{im} \ln x_c^i \ln y_c^m = 1,$$

donde $\mathbf{a}_{ij}^c = \mathbf{a}_{ji}^c$ y $\mathbf{b}_{mn}^c = \mathbf{b}_{nm}^c$ para todo i, j, m, n, c ; sin asumir neutralidad en las diferencias de productividad⁹, bajo los supuestos de competencia perfecta en los mercados de bienes y de factores, de maximización de beneficios y de rendimientos constantes a escala. En estos trabajos el índice de productividad de Törnqvist se define como la media geométrica de dos índices bilaterales de Malmquist (1953): $I_{a,b}^T = (\mathbf{m}_a \cdot \mathbf{m}_b)^{1/2}$. Suponiendo que los subíndices a y b hiciesen referencia a dos empresas a y b , el índice de productividad de Malmquist de la empresa a , \mathbf{m}_a , se define como el (mínimo) factor por el que quedaría dividida la producción de la empresa a (y_a / \mathbf{m}_a), si ésta hubiese utilizado la tecnología de la empresa b y sus

⁹ Las diferencias en la tecnología de las dos observaciones comparadas se modelizan permitiendo diferencias en los coeficientes de primer orden de las funciones de transformación translog correspondientes a las dos observaciones.

propias cantidades de factores, x_a . Asimismo, el índice de productividad de Malmquist de la empresa b , \mathbf{m}_b , se define como el (máximo) factor por el que quedaría multiplicada la producción de la empresa b ($y_b \cdot \mathbf{m}_b$), si aquella hubiera empleado sus cantidades de factores, x_b , y la tecnología de la empresa a .

Por otra parte, Caves, Christensen y Diewert (1982b) demuestran que la media geométrica de los índices de productividad de Malmquist basados en la función de transformación translog no homogénea de grado uno, esto es, bajo rendimientos crecientes o decrecientes de escala, proporciona una generalización del índice de productividad translog cuya expresión es el producto de dicho índice por un factor de corrección por los rendimientos a escala de las dos unidades de producción comparadas. Algebraicamente, el resultado es el siguiente:

$$(\mathbf{m}_a \mathbf{m}_b)^{1/2} = I_{a,b}^T \times \prod_{i=1}^R (x_a^i / x_b^i)^{\frac{1}{2}[\mathbf{v}_a^i(1-\mathbf{e}_a) + \mathbf{v}_b^i(1-\mathbf{e}_b)]}$$

donde \mathbf{e}_c (para $c=a, b$) representa los rendimientos locales de escala (*degree of local returns to scale*) de la unidad de producción c , de tal modo que si los rendimientos de escala fuesen crecientes (decrecientes) entonces $\mathbf{e}_c > 1$ ($\mathbf{e}_c < 1$), mientras que $\mathbf{e}_c = 1$ si los rendimientos de escala fuesen constantes. Además, estos autores demuestran que el parámetro de escala de una empresa puede calcularse con los datos de precios y cantidades de ésta, cuando sus rendimientos de escala son decrecientes y se satisface el supuesto de maximización de beneficios, de acuerdo con la siguiente expresión:

$$\mathbf{e}_c = \sum_{i=1}^R q_c^i \cdot x_c^i / \sum_{m=1}^M p_c^m \cdot y_c^m \quad \text{si } \mathbf{e}_c \leq 1.$$

No obstante, en el caso de que dichos rendimientos fuesen crecientes sería necesario disponer de información acerca del parámetro de rendimientos de escala para poder computar el índice propuesto.

Al igual que para el índice de Törnqvist, también existen argumentos económicos que justifican la utilización del índice de productividad de Fisher. En ese

sentido, Diewert (1992) demuestra que bajo los supuestos de competencia perfecta, maximización de beneficios y rendimientos constantes de escala el índice de productividad de Fisher proporciona una medida de la productividad, entendida como el desplazamiento de la función de ingreso, para una tecnología representada por una función de ingresos flexible, I , cuya forma funcional es la siguiente:

$$I^f(p, x) \equiv s_t (p' A p x' C x + a^t \cdot p b^t \cdot x p' B^t x)^{1/2} \quad A=A'; B=B'$$

donde x y p representan el vector de cantidades de inputs y el vector de precios de los bienes producidos, respectivamente. A , C son matrices simétricas de coeficientes constantes para todas las observaciones; B^t representan una matriz de coeficientes que varía en el tiempo, a^t y b^t representan vectores de coeficientes que varían en el tiempo, y s^t representa un coeficiente (positivo) que varía en el tiempo. Además, el índice de productividad de Fisher puede interpretarse como un índice de Malmquist, bajo los mismos supuestos de rendimientos constantes a escala, maximización de beneficios y competencia perfecta (Diewert, 1992). Esto es: $I^F = m_t = m_b$.

Los tres enfoques más importantes de la teoría de números índices, el enfoque axiomático, el enfoque Divisia, y el enfoque económico, presentan ciertas limitaciones. Respecto al enfoque axiomático, la principal dificultad es la inexistencia de consenso acerca de cuáles son los criterios que deben tenerse en cuenta para decidir la forma funcional más adecuada del índice. En cuanto al enfoque Divisia, los índices resultantes son apropiados para datos en tiempo continuo lo que obliga, en la práctica, a formular aproximaciones para datos discretos. Por último, los índices derivados atendiendo a un enfoque económico requieren de supuestos que, en la práctica pueden ser bastante restrictivos, como son los supuestos acerca de las condiciones de competencia en los mercados de bienes y/o factores y el supuesto sobre los rendimientos de escala.

No obstante, como hemos visto, las conclusiones a las que llegan los tres enfoques son similares: el índice de Fisher puede considerarse apropiado desde los enfoques axiomático y económico; mientras que el uso del índice de Törnqvist

estaría justificado de acuerdo con los enfoques Divisia y económico. Además, este último índice es, sin duda, el más utilizado en la literatura empírica.

Índices multilaterales de productividad

Los índices de productividad definidos en la sección anterior proporcionan una medida relativa de productividad puesto que su cálculo se basa en la comparación de dos observaciones, referidas a un mismo agente económico en dos períodos diferentes o a dos agentes económicos en el mismo o en diferentes períodos. No obstante, esta característica del índice plantea problemas cuando se utiliza en comparaciones multilaterales debido a que los índices de productividad más importantes, en particular, el índice de Fisher y el índice de Törnqvist, no satisfacen el principio de circularidad o transitividad propuesto por Fisher (1922) para elegir entre varios índices alternativos¹⁰. Es decir, incumplen la propiedad: $I_{a,b} = I_{a,c} \cdot I_{c,b}$.

En esta sección se describen algunos de los enfoques propuestos en la literatura de números índices para llevar a cabo comparaciones multilaterales transitivas. Los enfoques económico y axiomático para la elección entre números índices están muy poco desarrollados por lo que como se verá la elección entre ellos se hará atendiendo al tipo de aplicación en la que vaya a ser utilizado. En particular, distinguiremos entre cuatro posibles aproximaciones para realizar comparaciones multilaterales de productividad: los índices bilaterales referenciados a una base fija y los índices bilaterales concatenados, apropiados para aplicaciones de series temporales; el índice multilateral de Törnqvist propuesto por Caves, Christensen y Diewert (1982a), apropiado tanto para aplicaciones con series temporales como para aplicaciones con datos de sección cruzada y datos de panel y; por último, la extensión a este último tipo de índices multilaterales discutida por Good, Nadiri y Sickles (1996), apropiada para aplicaciones con datos de panel.

Una primera aproximación, basada en el uso de los índices bilaterales de productividad, consiste en comparar todas las observaciones con una misma referencia elegida arbitrariamente. El problema que plantea este enfoque es que,

¹⁰ La transitividad o circularidad del índice forma parte de la lista de propiedades elaborada por Fisher (1922) para la elección entre varios índices alternativos.

cuando el índice bilateral utilizado no es transitivo, la ordenación de las observaciones a la que conduce este método no es invariante a cambios en la observación de referencia.

En aplicaciones de series temporales, una aproximación alternativa a la anterior que resuelve el problema de ambigüedad en la ordenación de las observaciones derivado de la elección arbitraria de la base, consiste en calcular el índice bilateral de cada período respecto del inmediatamente anterior, $I_{j,j-1}$, y después “concatenar” los índices definidos para períodos consecutivos de acuerdo con la siguiente expresión:

$$I_s^{M_1} \equiv \prod_{j=2}^s I_{j,j-1}, \quad s=1, \dots, N. \quad [5]$$

De esta forma, el índice multilateral expresa la productividad en cada período en relación a la productividad en el período inicial. Este tipo de índices, denominados en la literatura índices concatenados, dan lugar a comparaciones multilaterales transitivas al cumplirse que:

$$I_{s,t}^{M_1} = I_{s,m}^{M_1} \cdot I_{m,t}^{M_1}, \quad s > m > t,$$

donde

$$I_{s,t}^{M_1} \equiv I_s^{M_1} / I_t^{M_1} = \prod_{j=t+1}^s I_{j,j-1}.$$

Los índices concatenados han sido ampliamente utilizados en el contexto de medición de la productividad. Christensen y Jorgenson (1970), Jorgenson y Griliches (1972) y Star y Hall (1976), entre otros, utilizan el índice multilateral concatenado basado en índices bilaterales de productividad de tipo Törnqvist.

Este último enfoque presenta severas limitaciones para ser utilizado con datos de sección cruzada o con datos de panel, debido a que en este tipo de aplicaciones no existe un criterio natural de ordenación de las observaciones y, en consecuencia, no

hay una forma obvia de concatenar los índices bilaterales para conseguir que las comparaciones multilaterales sean transitivas.

Una tercera aproximación, que permite realizar comparaciones multilaterales transitivas con cualquier tipo de base de datos, consiste en definir el índice multilateral correspondiente a una observación cualquiera como una media¹¹ de los índices correspondientes a todas las posibles comparaciones bilaterales de la observación respecto del conjunto de observaciones en la muestra. Caves, Christensen y Diewert (1982a) proponen una generalización del índice bilateral de productividad de Törnqvist cuya derivación se basa en este enfoque. En particular, estos autores definen el índice multilateral de productividad como media geométrica de los índices bilaterales de productividad de tipo Törnqvist:

$$\overline{\ln I_c} = \frac{1}{N} \sum_{n=1}^N \ln I_{c,n}^T, \quad c=1, \dots, N \quad [6]$$

donde N representa el número de observaciones en la muestra. Tomando logaritmos en la expresión del índice bilateral de productividad de Törnqvist de la observación c respecto a la observación n se tiene que:

$$\ln I_{c,n}^T = \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M (\mathbf{J}_c^m + \mathbf{J}_n^m) (\ln y_c^m - \ln y_n^m) - \frac{1}{2} \sum_{r=1}^R (\mathbf{v}_c^r + \mathbf{v}_n^r) (\ln x_c^r - \ln x_n^r), \quad [7]$$

donde \mathbf{J}_c^m y \mathbf{v}_n^r representan las participaciones en el ingreso total y en el coste total del bien m -ésimo y del factor r -ésimo, respectivamente, para las dos observaciones comparadas. Finalmente, sustituyendo esta última expresión en la Ecuación [6], se tiene la expresión del índice multilateral de productividad de Caves, Christensen y Diewert:

¹¹ En la literatura se han utilizado medias aritméticas, geométricas, ponderadas y, en este último caso, utilizando diferentes criterios de ponderación. Diewert (1993) proporciona algunos ejemplos de índices multilaterales cuya construcción se basa en diferentes tipos de medias.

$$\overline{\ln I_c} = \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M (\mathbf{J}_c^m + \overline{\mathbf{J}^m}) (\ln y_c^m - \overline{\ln y^m}) - \frac{1}{2} \sum_{r=1}^R (\mathbf{v}_c^r + \overline{\mathbf{v}^r}) (\ln x_c^r - \overline{\ln x^r}) + K, \quad c=1, \dots, N \quad [8a]$$

donde para una variable genérica z_n que puede representar a las variables \mathbf{J}_n^m , \mathbf{v}_n^r , $\ln y_n^m$ o $\ln x_n^r$ ($n=1, \dots, N$)

$$\overline{z} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N z_n,$$

y K representa una constante cuya expresión es:

$$K = \sum_{m=1}^M \left(\overline{\mathbf{J}^m \ln y^m} - \overline{\mathbf{J}^m} \overline{\ln y^m} \right) - \sum_{r=1}^R \left(\overline{\mathbf{v}^r \ln x^r} - \overline{\mathbf{v}^r} \overline{\ln x^r} \right).$$

Una expresión equivalente del índice multilateral de Caves, Christensen y Diewert a la recogida en [8a] es la siguiente:

$$\ln I_c^{M_2} = \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M (\mathbf{J}_c^m + \overline{\mathbf{J}^m}) (\ln y_c^m - \overline{\ln y^m}) - \frac{1}{2} \sum_{r=1}^R (\mathbf{v}_c^r + \overline{\mathbf{v}^r}) (\ln x_c^r - \overline{\ln x^r}); \quad c=1, \dots, N \quad [8b]$$

en la que se ha eliminado el término constante. La equivalencia entre ambas expresiones se basa en que la ordenación a la que conducen ambas expresiones es idéntica, al cancelarse la constante en cualquier comparación bilateral:

$$\ln I_{a,b}^{M_2} = \overline{\ln I_a} - \overline{\ln I_b} = \ln I_a^{M_2} - \ln I_b^{M_2}.$$

Nótese que ésta última expresión del índice multilateral de productividad de Caves, Chistensen y Diewert es análoga a la expresión del índice bilateral de Törnqvist, lo que permite interpretar el índice multilateral de productividad de la observación c como una comparación bilateral basada en el índice de productividad de tipo Törnqvist de dicha observación respecto a una observación de referencia cuyas cantidades de bienes y factores son iguales a la media geométrica de las cantidades de bienes y factores, respectivamente, y con participaciones de los bienes

en el ingreso total y de los factores en el coste total iguales a la media aritmética de dichas variables en la muestra, respectivamente. Además, es fácil comprobar que el índice multilateral propuesto da lugar a comparaciones transitivas, al cumplirse que:

$$\ln I_{a,b}^{M_2} = \ln I_{a,c}^{M_2} + \ln I_{c,b}^{M_2}.$$

Algunos trabajos empíricos que utilizan este índice multilateral de productividad son el de Christensen, Cummings y Jorgenson (1981), para la comparación internacional de niveles de productividad; el de Caves, Christensen y Tretheway (1983) para comparar las productividades de un conjunto de aerolíneas estadounidenses; y una aplicación para España se encuentra en Velázquez (1995), que compara la evolución de la productividad en la economía española respecto a otros países de la Unión Europea.

Una propiedad indeseable de este índice es que su valor depende de la muestra, lo que en caso de producirse una ampliación de la muestra con la que se trabaja hace necesario recalcular todos los índices. Esta característica le diferencia del enfoque de índices bilaterales concatenados, en el que los valores de los índices correspondientes a observaciones históricas son invariantes ante la incorporación de nuevas observaciones en la muestra. Good, Nadiri y Sickles (1996) discuten una extensión del índice de Törnqvist orientada a aplicaciones con datos de panel que resuelve este problema y, al mismo tiempo, mantiene la transitividad del índice. Para lograrlo combinan los dos tipos de índices multilaterales de Törnqvist presentados hasta el momento, de acuerdo con la siguiente expresión:

$$I_{fi}^{M_3} = I_{fi,rt}^{M_2} \cdot I_{rt}^{M_1}$$

donde $I_{fi,rt}^{M_2}$ representa el índice multilateral de Caves, Christensen y Diewert, definido en la Ecuación [8b], que compara la productividad de la empresa f en el período t con la de la empresa de referencia r correspondiente a dicho período. Asimismo, $I_{rt}^{M_1}$ representa un índice concatenado análogo al definido en la Ecuación [5] de tipo Törnqvist, que compara la productividad de la empresa de referencia r en el período t

con la productividad de ésta misma empresa en el período inicial. En consecuencia, la transitividad de las comparaciones entre observaciones correspondientes a un mismo período se logra a través del primer índice, mientras que el segundo término garantiza la transitividad de las comparaciones entre observaciones correspondientes a diferentes períodos.

Este índice ha sido utilizado por Aw, Chen y Roberts (1997) y Aw, Chung y Roberts (2000) en aplicaciones orientadas al estudio de las diferencias de productividad con datos de panel.

Una propuesta de índice de productividad multilateral

El índice multilateral de productividad total de los factores utilizado en este trabajo es una extensión del índice multilateral propuesto Caves, Christensen y Diewert (1982a) que tiene en cuenta las características de la base de datos utilizada. En particular, el índice propuesto considera la existencia de dos submuestras – empresas grandes y empresas pequeñas – con diferentes tasas de cobertura de las subpoblaciones a las que representan.

La extensión del índice está basada en la misma idea que el índice discutido por Good, Nadiri y Sickless (1996). El índice multilateral propuesto se expresa como el producto de dos índices. El primer índice garantiza la transitividad en las comparaciones intragrupo, mientras que el segundo garantiza la transitividad de las comparaciones entre observaciones de diferentes grupos. A diferencia de la extensión formulada por Good, Nadiri y Sickless, en la que las observaciones en la muestra se agrupan atendiendo a un criterio cronológico, en la extensión aquí propuesta, las observaciones se agrupan según el tamaño¹² de las empresas.

Antes de definir el índice, conviene describir la muestra que se va a utilizar. La muestra extraída de la *ESEE*, es una muestra de datos de panel que proporciona información acerca de la cantidad de bien producido y de las cantidades de factores empleados (capital, trabajo y materias primas), relativos a una muestra de empresas

¹² Se define el tamaño de la empresa como el número total de trabajadores a 31 de diciembre. Cada período, aquellas empresas con *menos de 200 trabajadores* son asignadas al grupo de empresas pequeñas y las de *200 o más trabajadores* se asignan al grupo de empresas grandes.

manufactureras encuestadas lo largo del período 1990-1997. Así, la información disponible puede caracterizarse con la siguiente notación:

$$\left\{ \left(y_{ft}, \mathbf{w}_{ft}^r, x_{ft}^r \right); r = 1, \dots, R; f = 1, \dots, F \text{ y } t = 1, \dots, T \right\},$$

donde las letras mayúsculas denotan el número de empresas (F), el número de años (T) y el número de factores de producción (R). La muestra utilizada puede considerarse una muestra representativa de la población de empresas manufactureras españolas, siempre y cuando se traten por separado las submuestras formadas por empresas pequeñas y empresas grandes, con diferentes tasas de cobertura de las subpoblaciones a las que representan. El índice de productividad que se propone tiene en cuenta esta característica utilizando una empresa de referencia diferente para cada categoría de tamaño que puede interpretarse como la empresa media de la subpoblación de empresas manufactureras comprendidas en dicha categoría de tamaño.

La expresión algebraica del índice multilateral de productividad para la observación correspondiente a la empresa f , asignada al grupo de tamaño t , en el año t es la siguiente:

$$I_{ft(t)}^* = I_{ft}^{M_2} \cdot I_t^T,$$

o bien, tomando logaritmos, el índice puede expresarse como:

$$\ln I_{ft(t)}^* = \ln I_{ft}^{M_2} + \ln I_t^T,$$

siendo

$$\ln I_{ft}^{M_2} = \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M (\mathbf{J}_{ft}^m + \overline{\mathbf{J}_t^m}) (\ln y_{ft}^m - \overline{\ln y_t^m}) - \frac{1}{2} \sum_{r=1}^R (\mathbf{v}_{ft}^r + \overline{\mathbf{v}_t^r}) (\ln x_{ft}^r - \overline{\ln x_t^r}),$$

$f=1, \dots, F; t=1, \dots, T; \text{ y}$

$$\ln I_t^r = \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M (\overline{J_t^m} + \overline{J^m}) (\overline{\ln y_t^m} - \overline{\ln y^m}) - \frac{1}{2} \sum_{r=1}^R (\overline{v_t^r} + \overline{v^r}) (\overline{\ln x_t^r} - \overline{\ln x^r}); \quad t = 0, 1$$

donde para una variable genérica z_{ft} que puede representar a las variables J_{ft}^m , v_{ft}^r , $\ln y_{ft}^m$ o $\ln x_{ft}^r$

$$\overline{z_t} = \frac{1}{F.T} \sum_{f=1}^F \sum_{t=1}^T z_{ft} s_{ft} \quad \text{y} \quad \overline{z} = \frac{1}{F.T} \sum_{f=1}^F \sum_{t=1}^T z_{ft}$$

siendo s_{ft} una variable artificial que toma valor 1 si la empresa f pertenece al grupo de tamaño t y 0 en otro caso.

Así, la expresión del índice particularizada para el caso de un único bien producido ($M=1$) es la siguiente:

$$\begin{aligned} \ln I_{ft(t)}^* = & \ln y_{ft} - \overline{\ln y_t} - \frac{1}{2} \sum_{r=1}^R (\overline{v_{ft}^r} + \overline{v_t^r}) (\overline{\ln x_{ft}^r} - \overline{\ln x_t^r}) + \\ & + \overline{\ln y_t} - \overline{\ln y} - \frac{1}{2} \sum_{r=1}^R (\overline{v_t^r} + \overline{v^r}) (\overline{\ln x_t^r} - \overline{\ln x^r}); \end{aligned} \quad [9]$$

$$f=1, \dots, F; \quad t=1, \dots, T; \quad t=0, 1.$$

Para aclarar la interpretación de este índice, podemos considerar los dos índices que componen el índice multilateral $I_{ft(t)}^*$ por separado. El primer índice $I_{ft}^{M_2}$ es un índice multilateral análogo al de Caves, Christensen y Diewert (1982a) definido en la Ecuación [8b] que compara cada empresa con la empresa de referencia de su mismo grupo de tamaño (t), definida como una empresa cuyas cantidades de bienes y de factores coinciden con las medias geométricas de estas variables en el grupo de tamaño t , y con ponderaciones de los bienes y de los factores iguales a las medias aritméticas de estas variables en dicho grupo de tamaño. Por tanto, las comparaciones entre observaciones incluidas en el mismo grupo de tamaño son transitivas:

$$\ln I_{f(t),f'(t)}^* = \ln I_{f(t)}^* - \ln I_{f'(t)}^* = \ln I_{f(t)}^{M_2} - \ln I_{f'(t)}^{M_2}.$$

El segundo índice I_t^T es un índice bilateral de tipo Törnqvist que compara la productividad de la empresa de referencia del grupo de tamaño t con la productividad de una empresa de referencia común para ambos grupos de tamaño, definida como una empresa cuyas cantidades de bienes y de factores coinciden con las medias geométricas de estas variables en el conjunto de observaciones en la muestra, y con ponderaciones de los bienes y de los factores iguales a las medias aritméticas de éstas variables en la muestra. Este segundo índice se comporta como un factor que reescala los índices individuales de productividad permitiendo comparaciones transitivas entre observaciones correspondientes a diferentes grupos de tamaño, denotados como t_0 y t_1 :

$$\begin{aligned} \ln I_{f(t_0),f'(t_1)}^* &= \ln I_{f(t_0)}^* - \ln I_{f'(t_1)}^* = \ln(I_{f(t_0),f'(t)}^* \cdot I_{f'(t),f'(t_1)}^*) = \\ &= \ln I_{f(t_0)}^{M_2} - \ln I_{f'(t_1)}^{M_2} + \ln I_{t_0}^T - \ln I_{t_1}^T, \end{aligned}$$

Finalmente, para poder tratar conjuntamente todas las observaciones en la muestra que contiene información de empresas pertenecientes a diferentes sectores se han separado dieciocho submuestras homogéneas en términos de la actividad principal de las empresas a las que corresponde la observación¹³ y se ha aplicado la definición discutida del índice de productividad a cada submuestra, aunque el subíndice de sector se omitirá por simplicidad en la notación. Este procedimiento elimina las diferencias en los niveles de productividad atribuibles a la heterogeneidad intersectorial, cuya explicación y análisis no forman parte de los objetivos de esta tesis.

Resumiendo, el índice multilateral utilizado mide la diferencia proporcional en la productividad total de los factores de la empresa f en el año t respecto a una

¹³ La agrupación por sectores se ha realizado atendiendo a la clasificación CNAE-CLIO R-25 de la actividad principal de la empresa: metales férreos y no férreos; productos minerales no metálicos; productos químicos; productos metálicos; máquinas agrícolas e industriales; maquinas de oficina y proceso de datos; material y accesorios electrónicos; vehículos automóviles y motores; otro material de transporte; carne, pescados y conservas de carne; productos alimenticios y tabaco; bebidas; text ilés y vestido; cuero, piel y calzado; madera y muebles de madera; papel, artículos de papel e impresión; productos de caucho y plástico; y otros productos manufacturados.

empresa de referencia que varía por sectores. Así, para un determinado sector s la empresa de referencia es aquella i) cuya producción coincide con la media geométrica de la producción de las empresas del sector s para todo el periodo considerado; ii) las cantidades de factores son iguales a la media geométrica de las cantidades de factores en el sector s para todo el periodo; y iii) las participaciones de los factores son iguales a la media aritmética de las participaciones en costes en las empresas del sector s para todo el periodo.

Además, en cada sector, el índice de productividad de las empresas se descompone en el producto de dos índices. Supongamos, por ejemplo, que la empresa f pertenece al sector s y emplea más de 200 trabajadores. El primer índice mide la diferencia proporcional entre la productividad total de los factores de la empresa f en el año t con respecto a la “empresa media” en el grupo de empresas grandes del sector s , mientras que el segundo índice añade la diferencia proporcional entre la empresa de referencia del grupo de empresas grandes en el sector s y la empresa de referencia común para ambos grupos de tamaño en este sector.

Bibliografía

- Aw, B.Y.; X. Chen y M.J. Roberts (1997): Firm level evidence on productivity differentials, turnover and exports in Taiwanese manufacturing”, NBER working paper 6235.
- Aw, B.Y.; S. Chung y M.J. Roberts (2000): “Productivity and turnover in the export market: micro evidence from Taiwan and South Korea”, *The World Bank Economic Review*, vol. 14 (1), pags. 65-90.
- Caves, D.W.; L.R. Chistensen y W.E. Diewert (1982a):”Multilateral comparisons of output, input and productivity using superlative index numbers”, *Economic Journal*, vol 92, pags. 73-86.
- Caves, D.W.; L.R. Chistensen y W.E. Diewert (1982b): “The economic theory of index numers and the measurement of input, output and productivity”, *Econometrica*, vol. 50, pags. 1393-1414.
- Caves, D.W.; L.R. Chirstensen y M. Thretheway (1983): “Productivity performace of US trunk and local service airlines in the era of deregulation”, *Economic Inquiry*, vol. 21, pags. 312-324.
- Christensen, L.R. y D.W. Jorgenson (1970): “U.S. real product and real factor input, 1927-1967”, *Review of Income and Wealth*, vol. 16, pags. 19-50.
- Christensen, L.R.; D. Cummings y D.W. Jorgenson (1981): “. Relative productivity levels, 1947-1973. An international comparison”, *European Economic Review*, vol. 16, pags. 61-94.
- Christensen, L.R.; D.W. Jorgenson y L.J. Lau (1971): “Conjugate Duality and the transcendental logarithmic production function”, *Econometrica*, pags. 255-256.
- Divisia, F. (1928): *Economique Rationelle*, Paris, 1928.
- Diewert, W.E. (1976): ”Exact and superlative index numbers”, *Journal of Econometrics*, vol. 4, pags. 114-145.
- Diewert, W.E. (1981): “The economic theory on index numbers: a survey”, en *Essays in the Theory and Measurement of Consumer Behaviour in Honour of Sir Richard Stone*, A. Deaton (ed.), London: Cambridge University Press, pags. 163-208.
- Diewert, W.E. (1992): “Fisher Ideal output, input and productivity indexes revisited”, *Journal of Productivity Analysis*, vol. 3, n° 3; pp. 211-248.
- Diewert, W.E. (1993): “Index numbers” , en *Essays in Index Number Theory*, Volume 1; W.E. Diewert y A.O. Nakamura (ed.), Elsevier Science Publishers B.V., pags.71-104.

- Fisher, I. (1922): "The making of index numbers", Boston: Houghton Mifflin.
- Good, D.H.; M.I. Nadiri y R.C. Sickles (1996): "Index numbers and factor demand approaches to the estimation of productivity", *NBER Working Paper* 5790.
- Griliches, Z. y H. Regev (1995): "Firm productivity in Israeli industry 1979-1988", *Journal of Econometrics*, vol. 65, pp.175-203.
- Hulten, C. R. (2000): "Total factor productivity: a short biography", *NBER Working Paper* 7471.
- Jorgenson, D.W. y Z. Griliches (1967): "The explanation of productivity change", *The Review of Economic Studies*, vol. 34 (3), pags. 249-283.
- Jorgenson, D.W. y Z. Griliches (1972): "Issues in growth accounting: a reply to Edward F. Denison", *Survey of Current Business*, vol. 52 (5), part II, pags. 65-94.
- Malmquist, S. (1953): "Index Numbers and Indifference Surfaces", *Trabajos de Estadística*, vol. 4, pags. 209-242.
- Martin, A (1990), "Estimación del stock de capital para los sectores de la EI", Documento Interno nº 4. PIE-FEP.
- Martin, A y Suárez, C (1997), "El stock de capital para las empresas de la Encuesta Sobre Estrategias Empresariales". Documento Interno nº 13. PIE-FEP.
- Richter, M.K. (1966): "Invariance axioms and economic indexes", *Econometrica*, vol. 34, pags. 739-755.
- Samuelson, P.A. y S. Swamy (1974): "Invariant economic index numbers and canonical duality: survey and síntesis", *American Economic Review*, vol. 64, pp. 566-593.
- Star, S. y R.E. Hall (1976): "An approximate Divisia index of total factor productivity", *Econometrica*, vol. 44 (2), pp. 257-263.
- Törnqvist, L. (1936): "The Bank of Finland's consumption price index", *Bank of Finland Monthly Bulletin*, 10, pags. 1-8.
- Theil, H. (1965): "The information approach to demand analysis", *Econometrica*, vol. 33, pags. 67-87.
- Velázquez, F.J. (1995): "La convergencia desde la óptica de la eficiencia", *Papeles de Economía Española*, vol. 63, pags. 126-145.

Características de la base de datos

Los datos que se utilizan en los cuatro ensayos que integran esta tesis proceden de la *Encuesta sobre Estrategias Empresariales (ESEE)*. Dicha encuesta proporciona información con carácter anual para una muestra representativa de las empresas industriales manufactureras españolas. En concreto, la información suministrada por la *ESEE* constituye una muestra de panel que contiene 15.087 observaciones referidas a un número medio de 1.886 empresas encuestadas durante el período 1990-1997. A continuación se discuten las características más relevantes de esta base de datos y se proporcionan las definiciones de las variables utilizadas para construir el índice multilateral de productividad total de los factores y para cuantificar los flujos brutos de puestos de trabajo.

Características de la ESEE

Una de las características más destacables de la *ESEE* es la representatividad de la muestra respecto a las empresas del sector manufacturero español. Dicha representatividad es el resultado de tres factores: primero, un diseño inicial de la encuesta orientado especialmente a lograr este propósito; segundo, la incorporación anual de una muestra representativa de las empresas manufactureras de nueva creación; y tercero, la dedicación de una parte de los esfuerzos del trabajo de campo a la minimización del desgaste de la muestra. En el Cuadro 1 se presentan los números de empresas que componen la muestra a lo largo del período 1990-1997 y se resumen las estadísticas de la evolución de dicha muestra en este período.

De este cuadro se desprenden las siguientes conclusiones. La muestra viva de empresas encuestadas cada año - compuesta por las empresas de la muestra viva del año anterior que continúan colaborando más las nuevas incorporaciones más, en su caso, las recuperaciones de empresas que hubieran dejado de colaborar - se refiere a una media de 1.886 empresas. En media, un 91% de las empresas permanecen en la muestra al menos dos años consecutivos y un 2,6% de las empresas dejan de

colaborar al año siguiente debido a la desaparición¹ de la empresa. El 6,4% restante de empresas se distribuye entre las que dejan voluntariamente de colaborar (4 puntos porcentuales) y las empresas ilocalizables o cierres coyunturales (2,4 puntos porcentuales). Finalmente, una media de 75 empresas son incorporadas a la muestra con periodicidad anual².

Cuadro 1
Evolución de la muestra: 1990-1997

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
1. Muestra viva ^a de las que el siguiente año:	2188	2059	1977	1869	1876	1702	1716	1700
1.1. Responden	1888 (86,3)	1898 (92,2)	1768 (89,4)	1721 (92,1)	1693 (90,3)	1583 (93,0)	1596 (93,0)	
1.2. Desaparecen	62 (2,8)	52 (2,5)	72 (3,6)	53 (2,8)	51 (2,7)	28 (1,7)	35 (2,1)	
1.3. No colaboran	187 (8,6)	63 (3,0)	124 (6,3)	45 (2,4)	55 (2,1)	33 (1,9)	54 (3,1)	
1.4. Sin acceso	51 (2,3)	47 (2,3)	13 (0,7)	50 (2,7)	77 (4,1)	58 (3,4)	31 (1,8)	
2. Recuperaciones ^b		129	0	0	99	0	1	0
3. Incorporaciones		42	79	101	56	9	132	104

Entre paréntesis, porcentajes sobre la muestra viva.

^a La muestra viva de cada año se define como la suma de: i) las empresas de la muestra viva del año anterior que continúan respondiendo (1.1), ii) las empresas recuperadas (2) y iii) las nuevas incorporaciones de empresas en la muestra (3).

^b Illocalizables, cierres coyunturales.

A continuación se presentan algunos detalles adicionales acerca de la representatividad y la composición de la muestra.

En el año 1990, en el que fue diseñada la encuesta, se obtuvo la respuesta de 2188 empresas, el 67% con empleo comprendido entre 10 y 200 trabajadores (empresas pequeñas) y el 33% restante con más de 200 trabajadores (empresas grandes). Las empresas pequeñas fueron seleccionadas de acuerdo con un esquema de muestreo aleatorio estratificado, donde los estratos utilizados para el muestreo son el resultado del cruce de cuatro categorías de tamaño (10-20, 21-50, 51-100, 101-200) y 21 grupos de actividad (las divisiones 3 y 4 y los grupos 22, 24 y 25 de la

¹ Incluye los cierres definitivos, las empresas en liquidación, las desapariciones por fusión o absorción y los cambios de actividad a otras actividades no manufactureras.

² Incluye empresas de nueva creación y empresas nuevas resultantes de los procesos de escisión que afectan a empresas que estaban en la muestra con anterioridad.

clasificación CNAE-73). En conjunto, la submuestra formada por empresas con 200 o menos trabajadores puede ser considerada una muestra aleatoria de la subpoblación a la que representan, con una tasa de cobertura sobre dicha población próxima al 4%. Asimismo, en la muestra inicial se seleccionaron todas las empresas manufactureras con más de 200 empleados, siendo la tasa de respuesta alcanzada del orden del 68% (para más detalles técnicos, véase Fariñas y Jaumandreu, 1994).

El desgaste de la muestra debido al abandono voluntario de la colaboración así como a la falta de acceso a algunas empresas, no ha supuesto un deterioro demasiado significativo de los niveles de representatividad de la *ESEE*. De acuerdo con las conclusiones del estudio a este respecto realizado por Fariñas y Jaumandreu (1999), las tasas de cobertura se habrían mantenido en niveles razonablemente próximos a los del año de inicio de la encuesta. Así, según este estudio, el grado de cobertura habría descendido al 3% en el año 1998 en las empresas pequeñas, mientras que en las empresas grandes lo habría hecho hasta el 40%.

Cuadro 2
Distribución de las empresas manufactureras y tasas de cobertura de la ESEE por categorías de tamaño (%)

	Número de trabajadores	
	10-200	Más de 200
Número de empresas	97,3	2,7
Empleo	61,7	38,3
Valor añadido	53,6	46,4
Tasas de cobertura de la muestra ¹	3,9	67,6
Promemoria:		
Número de empresas en la muestra	1.478	710
Población de referencia	37.453	1.050

¹ La tasa de cobertura de la muestra se define como cociente entre el número de empresas en la muestra y el número de empresas en la población de referencia.
Datos referidos al año 1990. Fuente: Ministerio de Industria (1992).

La diferente cobertura de la *ESEE* de las poblaciones de empresas manufactureras pequeñas y grandes, requiere un tratamiento de la información contenida en la encuesta diferenciado por categorías de tamaño. No obstante, tratadas por separado, ambas submuestras pueden ser consideradas muestras aleatorias de las subpoblaciones de empresas a las que representan y, por tanto, los estadísticos

muestrales pueden ser utilizados como estimadores de los estadísticos poblacionales para dichas categorías. Además, la *ESEE* proporciona información acerca de la distribución por categorías de tamaño del número de empresas, el empleo y el valor añadido en el sector manufacturero para el año 1990 (Cuadro 2). Ello permite en muchas ocasiones estimar los estadísticos del sector manufacturero en su conjunto a partir de los estadísticos obtenidos para las dos categorías de tamaño.

Una segunda característica de la base de datos es el carácter de panel incompleto de la muestra, principalmente como consecuencia de la incorporación anual de empresas de nueva creación en la muestra y de la salida de otras debido al cese definitivo de la actividad manufacturera. Tanto las entradas como las salidas de empresas pueden ser consideradas muestras aleatorias de las poblaciones de empresas manufactureras de nueva creación y de empresas manufactureras que cesan definitivamente su actividad. Las primeras debido a que son seleccionadas anualmente de acuerdo a los mismos criterios de muestreo utilizados en el año inicial y las segundas por el propio carácter aleatorio de la muestra en la que éstas observaciones están contenidas.

Esta característica de la *ESEE* permite analizar los procesos de rotación de empresas en el sector manufacturero, cuantificar la contribución de la entrada y salida de empresas a la creación y destrucción bruta de puestos de trabajo en el sector y examinar las características diferenciales de las empresas implicadas en estos procesos frente al resto de empresas. En el Cuadro 3 se recogen los tamaños muestrales de las cohortes de entrantes y de empresas que cesan definitivamente su actividad durante el período 1990-97, distinguiendo por categorías de tamaño. La *ESEE* contiene observaciones relativas a 523 empresas que se crean a lo largo del período, de las cuales 480 son empresas nacidas en el período, y 43 son empresas que se crean como resultado de procesos de escisión de empresas incluidas en las encuestas con anterioridad. El tamaño medio de las muestras anuales de empresas nacidas en el período es de 67 empresas en la categoría de menor tamaño y de 2 empresas en la categoría de mayor tamaño.

La incorporación regular de empresas de nueva creación se ha revelado como una de las tareas de mayor dificultad en la realización de la encuesta, principalmente

debido a la falta de disponibilidad desde el año 1994 de un directorio de empresas adecuado que permitiese identificar las empresas de nueva creación para ser incorporadas en la encuesta³. Ello explica el hecho de que la muestra de empresas del año 1995 no incluya ninguna empresa de nueva creación. Una muestra representativa de dichas empresas fue incorporada al año siguiente junto con la muestra de empresas creadas en el año 1996.

Por último, la base de datos contiene información relativa a 318 empresas que cesan su actividad durante el período muestral. Dichas observaciones son el resultado de un número medio de salidas anuales de 40 empresas pequeñas y 5 empresas grandes.

Cuadro 3

Entradas y salidas de empresas en la *ESEE* por rotación empresarial: 1990-97.

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Número de entradas ¹							
- 200 o menos empleados	39	77	91	46	0	125	90
- más de 200 empleados	1	2	3	1	0	2	3
Número de salidas							
- 200 o menos empleados	53	44	55	39	42	23	23
- más de 200 empleados	8	1	8	8	4	1	3

¹ El trabajo de campo de la *ESEE* no permitió incorporar empresas a las empresas nueva creación del año 1995 en dicho año. Estas empresas se incorporaron posteriormente junto a la cohorte de entrantes de 1996.

Entradas: empresas de nueva creación (excluidas las empresas escindidas).

Salidas: cese definitivo de la actividad manufacturera, empresas en liquidación, cambio de actividad a otra actividad no manufacturera (excluidas las empresas absorbidas).

Resumiendo, el procedimiento utilizado para incorporar a las empresas en la encuesta ha dado lugar a diferencias en la cobertura de la base de datos entre los dos tramos de tamaño, con una tasa de cobertura próxima del 70% de la población de empresas con más de 200 trabajadores y del 4% de las empresas con empleo comprendido entre 10 y 200 trabajadores. No obstante, cada submuestra de empresas por separado puede ser considerada como una muestra aleatoria de la subpoblación a la que representan. De esta forma, y siempre que se tengan en cuenta las

³ Hasta el año 1993, la incorporación de empresas de nueva creación en la encuesta se realizó en base al Directorio de Centros de Cotización de la Seguridad Social. En años posteriores, debido a la falta de disponibilidad de este directorio, dicha tarea se realizó recurriendo a otras fuentes, tales como, el Registro Industrial del MINER en 1994 y los registros de empresas de las Cámaras de Comercio en los años 1995-97 (véase Fariñas y Jaumandreu, 1999).

peculiaridades de esta representatividad, pueden realizarse estimaciones e inferencias válidas para el conjunto de la población. Además, el carácter de panel incompleto de la *ESEE* permite estudiar los procesos de rotación de empresas en el sector manufacturero.

Definiciones de las variables

En este apartado se detallan, en primer lugar, las definiciones de las variables de la *ESEE* utilizadas para cuantificar la productividad total de los factores de las empresas y, en segundo lugar, las definiciones de las variables empleadas para caracterizar los procesos de creación y destrucción de puestos de trabajo en el sector manufacturero español.

La productividad total de los factores de las empresas se mide a través del índice definido en la Ecuación [9]. Dicho índice se construye a partir de la información acerca de la producción de las empresas y de las cantidades y participaciones en costes de los tres factores productivos considerados: el trabajo, el capital y los consumos intermedios, cuyas definiciones se proporcionan a continuación.

- La variable utilizada para medir la producción de la empresa es la *producción bruta de bienes y servicios* definida como suma de las ventas, las variaciones de existencias de ventas y otros ingresos de gestión corriente. El valor real de la producción se obtiene deflactando el valor nominal de la producción con el índice de precios individual proporcionado por la *ESEE*. Dicho índice de precios se define para cada empresa como la variación ponderada de los precios de venta de los productos ofrecidos por la empresa, siendo las ponderaciones las proporciones que representan las ventas en cada mercado sobre las ventas totales.
- La cantidad de factor trabajo se mide con la variable *horas anuales efectivas totales*. Dicha variable es el producto del número medio de trabajadores empleados por la empresa durante el año, medido por la variable *personal total medio*, por la *jornada anual efectiva* de los trabajadores de la empresa.

Esta última variable es igual a la suma de la jornada normal más las horas extraordinarias menos las horas no trabajadas.

- Los *consumos intermedios* se definen como la suma de compras (materias primas y energía) y servicios exteriores adquiridos por la empresa durante el ejercicio (gastos de I+D contratados a otras empresas, gastos de publicidad, propaganda y relaciones públicas y otros servicios exteriores) menos la variación de existencias de compras. El valor de los consumos intermedios se expresa en términos reales utilizando como deflactor el índice individual de variación de precios de los consumos intermedios que proporciona la *ESEE*. Este índice es construido para cada empresa como la suma ponderada de las variaciones de los precios de los dos componentes mencionados.
- El *stock de capital* se obtiene mediante el método de inventario permanente (véase Martín y Suárez, 1997)⁴ de acuerdo con la siguiente expresión:

$$k_t^* = I_t + k_{t-1}^*(1 - d_t) \frac{P_t}{P_{t-1}},$$

donde I_t representa el valor de la inversión en equipos que las empresas proporcionan en la *ESEE*, d_t son las tasas de depreciación obtenidas a partir de las definidas en Martín (1990) y P_t representa el índice de precios de los bienes de equipo en el año t obtenido a partir del Índice de Precios Industriales (bienes de equipo) publicado por el Instituto Nacional de Estadística.

- Las participaciones en los costes de los factores de producción se definen como las proporciones del coste total de producción que representan los costes de los tres factores considerados, donde el coste total se define como la suma del coste del factor trabajo, el coste de los consumos intermedios y el coste del capital. El coste del factor trabajo se calcula como suma de los salarios, seguridad social y otros costes del trabajador pagados por la

⁴ Permitiendo disponer de una serie de capital neto a coste de reposición para cada empresa.

empresa. El coste del capital se calcula a partir de una estimación del coste de uso del capital, aproximado por el coste del endeudamiento a largo plazo de la empresa más la tasa de depreciación menos la variación del índice de precios de los bienes de capital.

Las variables de la *ESEE* utilizadas para analizar los procesos de creación y destrucción bruta de puestos de trabajo en las empresas manufactureras españolas son: personal total, personal asalariado fijo y el personal asalariado eventual.

- El *personal total* se define como el número total de trabajadores empleados por la empresa a 31 de diciembre.
- El *personal asalariado fijo* se define como el número de trabajadores empleados por la empresa a 31 de diciembre con contrato indefinido a tiempo completo o a tiempo parcial.
- El *personal asalariado eventual* se define como el número de trabajadores empleados por la empresa a 31 de diciembre con contrato temporal.

Bibliografía

Fariñas, J.C. y J. Jaumandreu (1994), “La Encuesta sobre Estrategias Empresariales: características y usos”, *Economía Industrial*, nº 299, pp. 109-119.

Fariñas, J.C. y J. Jaumandreu (1999), “Diez años de Encuesta sobre Estrategias Empresariales”, *Economía Industrial*, nº 329, pp. 29-42.

Ministerio de Industria (1992), *Un panorama de la Industria Española*, Madrid.

Dinámica de la productividad en las empresas manufactureras españolas

I.1. Introducción

Este capítulo analiza las contribuciones de las empresas instaladas y de la rotación empresarial al crecimiento de la productividad total de los factores en el sector manufacturero español durante el período 1990-97 utilizando un panel de datos de empresas. El propósito del análisis que se realiza coincide con el de otros estudios recientes en los que, con ligeras variantes en la metodología utilizada, se descompone contablemente el crecimiento de la productividad agregada en diferentes países y períodos temporales.

Entre otros, los trabajos de Baily, Hulten y Campbel (1992), para EEUU; Griliches y Regev (1995), para Israel; Baldwin (1995), para Canadá; y Liu y Tybout (1996) para Chile y Colombia; proporcionan evidencia de que el crecimiento de la productividad de las empresas instaladas es el principal componente del crecimiento de la productividad agregada, en tanto que la rotación empresarial tiene escasa importancia para explicar el crecimiento de dicha productividad.

Los trabajos de Olley y Pakes (1996) y Aw, Chen y Roberts (1997), son los únicos que aportan evidencia empírica acerca del papel destacado de la rotación empresarial en la evolución de la productividad agregada. En el primer trabajo, este

resultado se explica por la desregulación del sector de las telecomunicaciones que da lugar a unos elevados flujos brutos de entrada y salida de empresas, así como a variaciones significativas en las cuotas de mercado de las empresas que contribuyen al crecimiento de la productividad. En el segundo trabajo, la importancia de la rotación empresarial para explicar el crecimiento de la productividad agregada se deriva de las peculiaridades del marco institucional taiwanés, caracterizado por los bajos coste hundidos de entrada y salida a los que se enfrentan las empresas en su toma de decisiones, que favorecen una rotación empresarial relativamente mayor que en países con mayores costes hundidos.

Para el caso español, existen dos trabajos recientes, Jaumandreu y Martín (1998) y Callejón y Segarra (1999), que analizan la importancia de la rotación empresarial en la evolución de la productividad sectorial haciendo uso de metodologías basadas en la utilización de técnicas de regresión. Los resultados obtenidos en ambos trabajos indican que los coeficientes asociados a las tasas brutas de entrada y salida de empresas son significativos para explicar el crecimiento de la productividad del sector y presentan signos positivos.

El objetivo principal de este estudio es cuantificar la aportación de los crecimientos individuales de la productividad de las empresas instaladas, y de los procesos de reasignación de recursos dentro del sector que se producen a través de la rotación empresarial y de las variaciones en los pesos relativos de las empresas instaladas en el sector manufacturero. Para ello se utiliza un panel incompleto de empresas manufactureras españolas.

El trabajo realiza dos contribuciones a la literatura existente. En primer lugar, proporciona nueva evidencia acerca de la importancia relativa de los tres factores mencionados en España, basándose en el enfoque tradicional de la descomposición contable del crecimiento de la productividad agregada. Ello permite la comparación de los resultados con los obtenidos para otros países. En segundo lugar, propone un nuevo enfoque, alternativo al enfoque de descomposiciones contables, basado en la descomposición de los desplazamientos de las funciones de distribución del nivel de productividad de las empresas del sector a lo largo del tiempo. Dicha descomposición se realiza mediante la comparación de las distribuciones realizadas

en diferentes fechas con funciones de distribución contrafactuales que se estiman empleando técnicas no paramétricas.

Los resultados obtenidos en este estudio son similares a los encontrados en la mayoría de los trabajos enmarcados en el enfoque tradicional de descomposiciones contables del crecimiento de la productividad. Por un lado, las variaciones en los niveles de productividad de las empresas instaladas constituyen el principal factor explicativo de la evolución de la productividad agregada y, por otro lado, el efecto del reemplazamiento de las empresas que cesan su actividad por las empresas de nueva creación que entran en el sector es positivo aunque de escasa importancia relativa. Adicionalmente, el análisis basado en la descomposición de los desplazamientos de la distribución de la productividad de las empresas en el sector manufacturero español entre 1990 y 1997 revela otros aspectos importantes en la evolución de la productividad de dicho sector, tales como la existencia de heterogeneidad en la magnitud del desplazamiento en los diferentes percentiles de la distribución, siendo estos relativamente mayores en los percentiles inferiores.

El resto del trabajo está organizado como sigue. La sección I.2 presenta los métodos no paramétricos de estimación de funciones de distribución utilizados en este estudio. La sección I.3.1 recoge los resultados obtenidos a partir del enfoque tradicional de descomposición contable del crecimiento de la productividad agregada. La sección I.3.2 presenta el análisis basado en la descomposición del desplazamiento de la distribución de la productividad de las empresas en el sector manufacturero. Por último, la sección I.4 resume las principales conclusiones del trabajo.

I.2. Estimación de funciones de distribución con datos de la ESEE

El análisis descriptivo de la evolución de la productividad en el sector manufacturero en su conjunto que se realiza en la Sección I.4.2 de este trabajo, así como el posterior estudio de la relación entre la heterogeneidad en los niveles de productividad y la rotación empresarial, en el Ensayo II, y de la relación entre la productividad y la actividad exportadora, en el Ensayo III, se basan en la comparación de las distribuciones del nivel o del crecimiento de la productividad

total de los factores de las empresas correspondientes a diferentes momentos del tiempo y/o grupos de empresas. Algunos ejemplos son la comparación de la distribución del nivel productividad de las empresas manufactureras en diferentes años; las comparaciones de la distribución del nivel de productividad en los grupos de empresas instaladas, de empresas de nueva creación y de empresas que cesan definitivamente su actividad; la comparación de las distribuciones del crecimiento de la productividad en las empresas exportadoras y en las no exportadoras, etc.

Las estimaciones de las funciones de distribución acumuladas del nivel (crecimiento) de la productividad de las empresas manufactureras en base a las cuales se realizan dichas comparaciones han sido obtenidas aplicando técnicas no paramétricas. En particular, se han utilizado dos tipos de estimadores no paramétricos: primero, la distribución empírica ponderada, que se utiliza para describir numéricamente las distribuciones o las diferencias entre las distribuciones comparadas; y, segundo, el estimador kernel ponderado, que se utiliza para representar gráficamente las distribuciones de la productividad de las empresas correspondientes a diferentes grupos y/o períodos.

Ambos estimadores permiten comparar tanto numérica como gráficamente las distribuciones correspondientes a diferentes grupos de empresas, teniendo en consideración las dos principales características de la *ESEE*: i) la representatividad de la muestra por tamaños y ii) los diferentes porcentajes de cobertura de las submuestras de empresas pequeñas y grandes respecto a las subpoblaciones a las que representan.

A continuación se discute la estimación no paramétrica de una función de distribución acumulada, F , basada en una muestra de tamaño N , Z_1, \dots, Z_N , donde Z podría representar, por ejemplo, el nivel de productividad de la empresas en el año t o el crecimiento de la productividad en un período. Debido al esquema de muestreo selectivo utilizado para extraer las observaciones de la muestra en la *ESEE*, se debe tener en cuenta que la muestra combina las observaciones de dos submuestras aleatorias extraídas de las poblaciones de empresas pequeñas y empresas grandes de tamaños N_0 y N_1 ($N_0 + N_1 = N$), respectivamente, cuyas tasas de cobertura sobre las subpoblaciones a las que representan son distintas.

El hecho de que las tasas de cobertura de las submuestras de empresas pequeñas y empresas grandes sean diferentes implica que las funciones de distribución acumuladas en el conjunto de la población - empresas pequeñas y empresas grandes - no pueden estimarse directamente. No obstante, dada la representatividad de la muestra por tamaños, pueden obtenerse directamente estimaciones de las funciones de distribución acumuladas para cada categoría de tamaño. Definiendo una variable artificial t que indique si la observación corresponde a una empresa pequeña ($t=0$) o a una empresa grande ($t=1$), la función de distribución condicional acumulada en una determinada categoría de tamaño ($t=t_0$) puede denotarse como $F(\cdot|t=t_0)$, para $t_0=0, 1$.

Los estimadores propuestos se basan en la idea de que, en un grupo de empresas (por ejemplo, las empresas instaladas) y período cualesquiera, la función de distribución acumulada de una variable aleatoria Z , $F(\cdot)$, correspondiente al conjunto de la población - empresas pequeñas y empresas grandes - está relacionada con las funciones de distribución acumuladas de dicha variable aleatoria correspondientes a los dos grupos de tamaño $F(\cdot|t=0)$ y $F(\cdot|t=1)$ mediante la siguiente expresión:

$$F(z) = P(t=0) \times F(z|t=0) + P(t=1) \times F(z|t=1); \quad z \in \mathbb{R} \quad [10]$$

donde $P(t=t_0)$ denota la probabilidad de que una empresa pertenezca a la categoría de empresas pequeñas ($t_0=0$) o a la de empresas grandes ($t_0=1$) en el grupo y período considerados. Los subíndices temporales se han omitido para simplificar la notación. De acuerdo con esta expresión, la función de distribución acumulada correspondiente al conjunto de empresas pequeñas y grandes evaluada en cualquier $z \in \mathbb{R}$ puede estimarse como la media ponderada de los estimadores de las funciones de distribución acumuladas correspondientes a las dos categorías de tamaño evaluados en dicho z ; esto es, como media ponderada de $\hat{F}(z|t=0)$ y $\hat{F}(z|t=1)$, de acuerdo con la siguiente expresión:

$$\hat{F}(z) = \hat{p} \cdot \hat{F}(z|t=0) + (1-\hat{p}) \cdot \hat{F}(z|t=1), \quad z \in \mathbb{R}$$

siendo las ponderaciones \hat{p} y $(1 - \hat{p})$ las probabilidades estimadas de pertenecer a las categorías de empresas pequeñas y empresas grandes, respectivamente, para el grupo de empresas y período considerados. Dichas probabilidades han sido calculadas a partir de la información proporcionada por la *ESEE* para el año base (1990) y se ha asumido que éstas han permanecido constantes a lo largo del período 1990-97. Las proporciones estimadas de empresas pequeñas y grandes en el sector manufacturero en su conjunto son 0,97 y 0,03, respectivamente (Cuadro 2). Análogamente, estas proporciones son: 0,97 y 0,03, en el grupo de empresas instaladas; 0,98 and 0,02, en el grupo de empresas que inician su actividad; y 0,99 y 0,01, en el grupo de empresas que cierran definitivamente.

En cuanto a la estimación de las funciones de distribución condicionales, se han utilizado dos estimadores no paramétricos: la distribución empírica y el estimador kernel de la función de distribución acumulada. Así, la distribución empírica ponderada puede expresarse como:

$$F_N(z) = \hat{p} \cdot F_{N_0}(z | \mathbf{t} = 0) + (1 - \hat{p}) \cdot F_{N_1}(z | \mathbf{t} = 1), \quad z \in \mathbb{R} \quad [11]$$

donde $F_{N_0}(z | \mathbf{t} = 0)$ y $F_{N_1}(z | \mathbf{t} = 1)$ denotan, respectivamente, las distribuciones empíricas de la variable Z en ambas categorías de tamaño, las cuales se obtienen de acuerdo con las siguientes expresiones:

$$F_{N_0}(z) = \frac{1}{N_0} \sum_{i=1}^N 1(Z_i \leq z) \cdot (1 - \mathbf{t}_i) \quad \text{y} \quad F_{N_1}(z) = \frac{1}{N_1} \sum_{i=1}^N 1(Z_i \leq z) \cdot \mathbf{t}_i$$

donde $1(\cdot)$ denota la función indicador que toma valor 1 si se satisface el suceso señalado en el paréntesis y 0 en caso contrario; \mathbf{t}_i es una variable artificial que toma valor 1 si la i -ésima observación pertenece a una empresa grande y cero en caso contrario y, por último, N_0 y N_1 denotan los tamaños muestrales de las submuestras de empresas pequeñas y grandes, respectivamente ($N_0 + N_1 = N$).

Sustituyendo las expresiones de las distribuciones empíricas de las dos categorías de tamaño en la Ecuación [11] se tiene que la distribución empírica ponderada puede expresarse como:

$$F_N(z) = \sum_{i=1}^N \mathbf{w}_i \cdot 1(X_i \leq z), \quad z \in \mathbb{R} \quad [12]$$

donde las ponderaciones \mathbf{w}_i , que satisfacen $\sum_{i=1}^N \mathbf{w}_i = 1$, se definen como:

$$\mathbf{w}_i = \frac{\hat{p}}{N_0} \cdot (1 - \mathbf{t}_i) + \frac{1 - \hat{p}}{N_1} \cdot \mathbf{t}_i \quad [13]$$

Análogamente, el estimador kernel ponderado de la función de distribución para el conjunto de empresas en la población, \hat{F}_h , se puede expresar como:

$$\hat{F}_h(z) = \hat{p} \cdot \hat{F}_h(z | \mathbf{t} = 0) + (1 - \hat{p}) \cdot \hat{F}_h(z | \mathbf{t} = 1), \quad z \in \mathbb{R}; \quad [14]$$

donde $\hat{F}_h(\cdot | \mathbf{t} = 0)$ y $\hat{F}_h(\cdot | \mathbf{t} = 1)$ denotan los estimadores kernel de las funciones de distribución en las empresas pequeñas y grandes, respectivamente, que se obtendrían de acuerdo con la siguiente expresión:

$$\hat{F}_h(z | \mathbf{t} = \mathbf{t}_0) = \int_{-\infty}^z \left(\sum_{i=1}^N \frac{1}{N_{\mathbf{t}_0}} \cdot K\left(\frac{\mathbf{n} - Z_i}{h}\right) \cdot 1(\mathbf{t}_i = \mathbf{t}_0) \right) d\mathbf{n}; \quad z \in \mathbb{R}; \quad \mathbf{t}_0 = 0, 1;$$

donde h y $K(\cdot)$ denotan, respectivamente, el parámetro de suavizado (bandwidth) y la función kernel. Nótese que el estimador kernel ponderado de la función de distribución en el conjunto de las empresas pequeñas y grandes puede expresarse como:

$$\hat{F}_h(z) = \sum_{i=1}^N \mathbf{w}_i \int_{-\infty}^z K\left(\frac{\mathbf{n} - Z_i}{h}\right) d\mathbf{n}; \quad z \in \mathbb{R} \quad [15]$$

donde las ponderaciones w_i se definen de acuerdo con la Ecuación [13]. La función kernel $K(\cdot)$ utilizada en las estimaciones es la normal estandar, mientras que la elección del parámetro de suavizado se ha realizado de acuerdo con la regla de Silverman (véase Silverman, 1986). Esto es: $h = 0,9AN^{-1/5}$, donde $A = \min(s_N, riq)/1,34$, siendo s_N y riq la desviación típica y el rango intercuartílico, respectivamente.

I.3. Evolución de la productividad en las empresas manufactureras españolas

En esta sección se analiza la evolución de la productividad de las empresas manufactureras españolas durante el período 1990-97. En el apartado I.3.1, se estudia la evolución de la productividad agregada, estimada a partir de los datos individuales de las empresas, y se realiza una descomposición contable del crecimiento de ésta distinguiendo entre i) el crecimiento atribuible a las variaciones en la productividad de las empresas y ii) el crecimiento atribuible a la reasignación de recursos en la economía, ya sea a través de variaciones en las participaciones relativas de las empresas instaladas en la producción agregada del sector o a través de los procesos de entrada y salida de empresas del sector.

En el apartado I.3.2 se examina la evolución de la distribución de la productividad en las empresas manufactureras españolas en el período estudiado y se propone un marco analítico alternativo a las descomposiciones contables tradicionales que, basándose en un análisis contrafactual de la evolución de la distribución del nivel de productividad de las empresas, permite aislar i) el efecto de las variaciones individuales en la productividad de las empresas, ii) el efecto del reemplazamiento de las empresas que cesan su actividad en el período por las empresas de nueva creación y iii) el efecto del cambio en el peso relativo de las empresas instaladas en el conjunto de la población, como consecuencia de los flujos netos de creación (destrucción) de empresas.

I.3.1. Descomposición contable del crecimiento de la productividad agregada

El enfoque utilizado habitualmente en la literatura para describir la evolución de la productividad de un sector, utilizando datos de empresas, consiste en analizar la evolución temporal de la productividad agregada de dicho sector, definida como la media ponderada de los niveles de productividad de las empresas del sector, siendo la ponderación asignada a cada empresa alguna medida de su peso relativo en la actividad del sector. Esto es, el índice de productividad agregada en el año t se define como:

$$\ln \Lambda_t = \sum_{f=1}^F q_{ft} \ln I_{ft}, \quad t = 1, \dots, T; \quad [16]$$

donde q_{ft} denota la participación de la empresa f en la actividad del sector en el año t , satisfaciéndose que $\sum_{f=1}^F q_{ft} = 1$, para $t=1, \dots, T$.

En la práctica se han utilizado diferentes definiciones de los pesos relativos aplicados a los niveles de productividad de las empresas o establecimientos. Por citar algunos ejemplos, Baily, Hulten y Campbel (1992) definen la productividad agregada de un sector como la media ponderada de los índices individuales de productividad total de los factores, utilizando como ponderaciones las cuotas de participación de las empresas en la producción bruta del sector. Griliches y Regev (1995) definen la productividad agregada como la media ponderada de la productividad parcial del factor trabajo, utilizando como ponderación de cada empresa el peso relativo de la cantidad de factor trabajo utilizada por la empresa sobre la cantidad total de factor trabajo utilizado en el sector. Bartelsman y Dhrymes (1998) utilizan una generalización de esta medida de productividad agregada empleando los pesos relativos de los índices de cantidades de factores de cada empresa sobre un índice agregado de cantidades de factores del sector para ponderar los índices de productividad total de los factores individuales¹.

¹ En ese mismo sentido, Nordhaus (2001) propone un índice de productividad agregada para el conjunto de la economía definido como media ponderada de los índices de productividad de los diferentes sectores, siendo las ponderaciones las participaciones relativas de cada sector en el índice agregado de cantidades de factores.

En este trabajo, la productividad agregada se define como la media ponderada de los índices de productividad total de los factores de las empresas calculados de acuerdo con la definición de éste proporcionada en la Ecuación [9]. Asimismo, las ponderaciones de los índices individuales de productividad se definen en términos de la producción bruta de bienes y servicios.

El cálculo de las ponderaciones se ha realizado teniendo en cuenta la diferente representatividad de la *ESEE* para las subpoblaciones de empresas pequeñas y empresas grandes. Esta característica permite estimar directamente los pesos relativos de las empresas sobre agregados calculados para cada categoría de tamaño por separado. No obstante, el peso relativo de una empresa en el sector manufacturero en su conjunto solamente puede ser estimado de forma indirecta mediante el producto del peso relativo de la empresa en la subpoblación a la que pertenece por el de dicha subpoblación en el conjunto de la población. Así, por ejemplo, el peso relativo de la empresa f perteneciente al grupo de tamaño t sobre la producción del conjunto de empresas pequeñas y grandes en un determinado período se estima en base a la siguiente expresión:

$$q_f = \frac{Y_f}{\sum_{i=1}^N [Y_i \times 1(t_i = t_f)]} \times q^t; \quad t = t_f. \quad [17]$$

donde Y_i representa la producción bruta de bienes y servicios de la empresa i -ésima; $1(\cdot)$ representa una función indicador que toma el valor 1 si se cumple la condición representada dentro del paréntesis y 0 en caso contrario; la variable t_i es una variable artificial que indica si la empresa i pertenece a la subpoblación de empresas con 200 o menos trabajadores ($t_i=0$) o a la de empresas con más de 200 trabajadores ($t_i=1$). Por último, q^t denota la fracción de la producción bruta del sector manufacturero que es generada por las empresas del grupo de tamaño t al que pertenece la empresa f . El subíndice temporal se ha omitido para simplificar la notación.

La *ESEE* proporciona información acerca del peso relativo en el valor añadido del sector manufacturero de las empresas de 200 o menos trabajadores y de las empresas con más de 200 trabajadores en el año base (1990), no existiendo este

tipo de información para otras variables, tales como la producción bruta o el índice de cantidades de factores productivos, ni para el resto de años. Por este motivo, las ponderaciones que se aplican a los niveles de productividad de las empresas se han estimado utilizando las cuotas sobre el valor añadido del sector manufacturero de ambas categorías de tamaño en el año 1990 (véase Cuadro 2) como aproximación de las cuotas sobre la producción total de dicho sector en el período 1990-97.

Nótese que, al estar los índices de productividad expresados en logaritmos, el crecimiento de la productividad agregada de un sector entre los años $t-1$ y t puede aproximarse mediante las primeras diferencias de los índices de productividad agregada. Esto es como:

$$\Delta \ln \Lambda_t = \ln \Lambda_t - \ln \Lambda_{t-1}; \quad t = 2, \dots, T. \quad [18]$$

Asimismo, el crecimiento acumulado entre los años t_0 y t_1 se puede expresar como suma de los crecimientos interanuales en dicho período:

$$\Delta \ln \Lambda_{t_0, t_1} = \ln \Lambda_{t_1} - \ln \Lambda_{t_0} = \Delta \ln \Lambda_{t_0+1} + \Delta \ln \Lambda_{t_0+2} + \dots + \Delta \ln \Lambda_{t_1}. \quad [19]$$

Estas definiciones ponen de manifiesto que la evolución de la productividad agregada de un sector es el resultado de las variaciones individuales en los niveles de productividad de las empresas que lo componen y de la reasignación de los recursos productivos en dicho sector, tanto a través de los procesos de entrada y salida de empresas, como a través de los cambios en las cuotas de las empresas que componen el sector.

Tal como señalan Baily, Hulten y Campbell (1992), el crecimiento de la productividad agregada puede descomponerse algebraicamente en la suma de tres términos que cuantifican las contribuciones al crecimiento de la productividad agregada de las tres categorías de empresas que integran la población en los años t y $t-1$: las empresas ya existentes en el año $t-1$ que continúan su actividad en el año t - en adelante empresas instaladas - ($f \in I$), las empresas que inician su actividad en el

año t ($f \in E$)² y las empresas que cesan su actividad durante el año t ($f \in S$). Así, el crecimiento de la productividad agregada entre $t-1$ y t puede expresarse como sigue.

$$\Delta \ln \Lambda_t = \sum_{f \in I} (\mathbf{q}_{ft} \ln I_{ft} - \mathbf{q}_{f,t-1} \ln I_{f,t-1}) + \sum_{f \in E} \mathbf{q}_{ft} \ln I_{ft} - \sum_{f \in S} \mathbf{q}_{f,t-1} \ln I_{f,t-1}; \quad t=2, \dots, T. \quad [20]$$

Nótese que las empresas instaladas pueden, a su vez, contribuir al crecimiento de la productividad agregada de dos formas diferentes: a través de las variaciones de sus propios niveles de productividad y/o a través de cambios en sus cuotas sobre la producción agregada del sector. Así, la contribución de las empresas instaladas al crecimiento de la productividad agregada entre $t-1$ y t puede expresarse como suma de estos dos efectos:

$$\sum_{f \in I} (\mathbf{q}_{ft} \ln I_{ft} - \mathbf{q}_{f,t-1} \ln I_{f,t-1}) = \sum_{f \in I} (\mathbf{q}_{ft} - \mathbf{q}_{f,t-1}) \ln I_{ft} + \sum_{f \in I} \mathbf{q}_{f,t-1} (\ln I_{ft} - \ln I_{f,t-1}); \quad t=2, \dots, T. \quad [21]$$

Reemplazando esta expresión en la Ecuación [20], el crecimiento de la productividad agregada entre $t-1$ y t queda expresado como la suma de cuatro efectos:

$$\Delta \ln \Lambda_t = \sum_{f \in I} (\mathbf{q}_{ft} - \mathbf{q}_{f,t-1}) \ln I_{ft} + \sum_{f \in I} \mathbf{q}_{f,t-1} (\ln I_{ft} - \ln I_{f,t-1}) + \left(\sum_{f \in E} \mathbf{q}_{ft} \ln I_{ft} - \sum_{f \in S} \mathbf{q}_{f,t-1} \ln I_{f,t-1} \right) \quad [22]$$

para $t=2, \dots, T$. La primera suma de términos mide el efecto de las variaciones en la productividad de las empresas. La segunda suma de términos mide la contribución al crecimiento de los cambios en las participaciones relativas de las empresas. Por último, el término entre paréntesis mide la contribución neta de la rotación empresarial al crecimiento de la productividad agregada, que se descompone en la suma de las aportaciones de la entrada y el cierre definitivo de empresas³.

² La contribución de la entrada de empresas en el año 1996 está sobrevalorada debido a que en dicho año se incorporó a la *ESEE* una muestra representativa de las empresas pertenecientes a las cohortes de entrante de los años 1995 y 1996, debido a que el trabajo de campo de la *ESEE* no había permitido la inclusión de las empresas de nueva creación en 1995.

³ Griliches y Regev (1995), Baldwin (1995) y Tybout (1996) desarrollan descomposiciones alternativas del crecimiento de la productividad agregada.

En el Cuadro I.1 se presentan los índices de productividad agregada para el sector manufacturero español correspondientes al período 1990-97, así como los crecimientos interanuales de dichos índices⁴. Adicionalmente, en la tercera columna, se recoge la evolución del índice de producción industrial (IPI) para el sector manufacturero (Instituto Nacional de Estadística), que constituye un indicador del ciclo económico.

Cuadro I.1
Evolución de la productividad agregada: 1990-97.

Año	PTF agregada		Índice de Producción Industrial (manufacturas)
	Niveles	Tasas de variación (%)	
1990	-0,036		99,5
1991	-0,042	-0,64	98,6
1992	-0,040	0,25	95,4
1993	-0,021	1,85	90,5
1994	0,015	3,58	98,2
1995	0,033	1,85	103,4
1996	0,045	1,17	102,7
1997	0,044	-0,01	110,1
1990-97		7,96	

Los resultados obtenidos indican un crecimiento anual medio de la productividad agregada del 1,1% durante el período analizado, que ha permitido un crecimiento acumulado del 7,9% entre 1990 y 1997. Este crecimiento acumulado es, sin embargo, el resultado de tasas interanuales de variación muy dispares cuya evolución parece estar relacionada con el ciclo económico, como puede apreciarse en la similitud entre la evolución del índice de productividad y la del IPI.

⁴ Los resultados presentados se han obtenido con la información contenida en la muestra común, ampliada con las observaciones correspondientes a las empresas que cesan su actividad a lo largo del período y a las empresas de nueva creación. La muestra así definida contiene un total de 7.525 observaciones, referidas a 1.206 empresas, de las cuales 757 son empresas que, estando ya instaladas en el año 1990, sobreviven hasta el año 1997 (6.056 observaciones), 96 son empresas instaladas en el año 1990 que cesan su actividad durante el período analizado (412 observaciones) y 353 son empresas creadas durante el período (1.050 observaciones), de las cuales 325 sobreviven hasta el año 1997 (984 observaciones).

Durante la fase recesiva del ciclo económico que abarca los años 1990-93, la productividad creció a un ritmo lento, acumulándose en torno a 1,5 puntos porcentuales del crecimiento del período. En esta etapa, destacan la caída de la productividad agregada en el año 1991 y, en sentido contrario, el moderado crecimiento de la productividad en 1993; siendo éste, paradójicamente, el año de mayor caída de la actividad en el sector manufacturero.

La siguiente etapa comprende los años 1994 y 1995, durante los cuales la productividad agregada acumuló un crecimiento superior al 5,4%, al mismo tiempo que se producía un fuerte despegue del sector manufacturero, con tasas de crecimiento del IPI en este sector del 7,7% y el 5,2%, respectivamente.

Por último, en los años 1996 y 1997, se registró un crecimiento acumulado situado en torno al 1,2%. Esta desaceleración parece estar relacionada con el ligero descenso de la actividad del sector en el año 1996 que, se tradujo en estancamiento de la productividad con un año de desfase, a pesar de la fuerte recuperación del sector en el año 1997.

Cuadro I.2

Descomposición contable del crecimiento de la productividad agregada: 1990-97.

	Variación acumulada	Variaciones interanuales	
		media	D.T.
1. Empresas instaladas	7,19	1,03	1,98
1.1. Cambios en los pesos relativos	3,58	0,51	0,45
1.2. Variaciones individuales en PTF	3,64	0,52	2,10
2. Rotación empresarial	0,76	0,11	0,11
2.1. Entrada de empresas	0,22	0,03	0,09
2.2. Salida de empresas	0,54	0,08	0,01
Crecimiento de la PTF	7,96%	1,14%	1,78%

En puntos porcentuales.

Entradas: empresas de nueva creación (excluidas las escisiones de empresas).

Salidas: cese definitivo de la actividad manufacturera.

El Cuadro I.2 resume los resultados de la descomposición contable del crecimiento de la productividad agregada durante el período 1990-97. La primera columna recoge los puntos porcentuales del crecimiento acumulado del período

explicados por cada uno de los efectos, donde las variaciones acumuladas atribuibles a cada efecto se han calculado como suma de las correspondientes variaciones interanuales.

Los cuatro efectos en los que se descompone el crecimiento de la productividad agregada han contribuido positivamente a la evolución de la productividad agregada. No obstante, la incidencia del crecimiento de la productividad de las empresas instaladas, así como los cambios en sus participaciones relativas, son cuantitativamente más importantes que la incidencia de la rotación empresarial.

En particular, la contribución de las empresas instaladas constituye el 90% del crecimiento acumulado de la productividad agregada; siendo esta contribución la suma de los efectos asociados las variaciones individuales de los niveles de productividad y a los cambios en las cuotas de las empresas sobre la producción del sector. El aumento de las cuotas de mercado de las empresas con mayor productividad en detrimento de las cuotas de mercado de las empresas con menor productividad explica el 50% de la aportación al crecimiento de la productividad agregada por parte de las empresas instaladas.

La contribución de las entradas y salidas de empresas es, aunque positiva, mucho menos importante. Este resultado ha sido obtenido con bastante frecuencia en la literatura. En ese sentido, la mayoría de los trabajos resumidos por Tybout (1996) y Caves (1998) encuentran que, en media, el nivel de productividad de las empresas nuevas no difiere sustancialmente del nivel de productividad de las empresas que cesan su actividad. De acuerdo con los resultados recogidos en la primera columna del Cuadro I.2, la productividad media de las empresas de nueva creación es un 0,03% superior a la de la empresa de referencia; mientras que la de las empresas que cesan su actividad es un 0,08% inferior a la de la empresa de referencia. Por tanto, el diferencial entre ambas se sitúa en torno al 0,1%, lo que supone un 10% del crecimiento anual de la productividad agregada.

En las columnas 2 y 3 del Cuadro I.2 se recogen las medias y las desviaciones típicas de las tasas interanuales de variación de la productividad agregada, así como

de sus cuatro componentes. Los elevados valores de las desviaciones típicas de los diferentes efectos respecto a los valores medios de los mismos indican una importante variabilidad de unos años a otros en la magnitud y en el signo de las aportaciones de dichos efectos al crecimiento acumulado de la productividad agregada. Ello podría deberse a fluctuaciones de carácter cíclico.

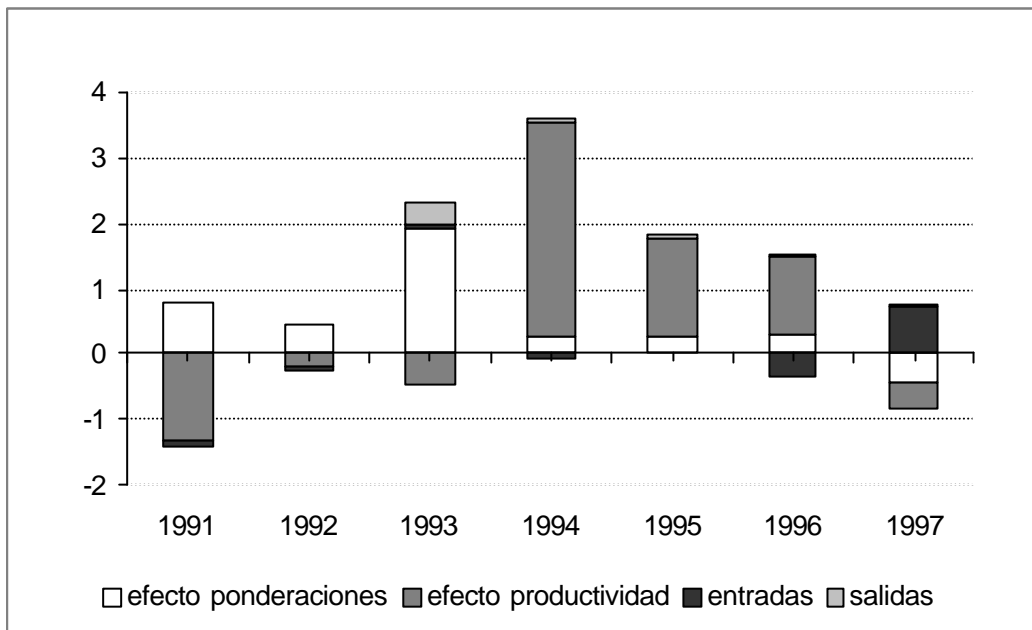


Gráfico I.1 (a). Descomposición de las tasas interanuales de crecimiento de la productividad agregada. Contribuciones absolutas.

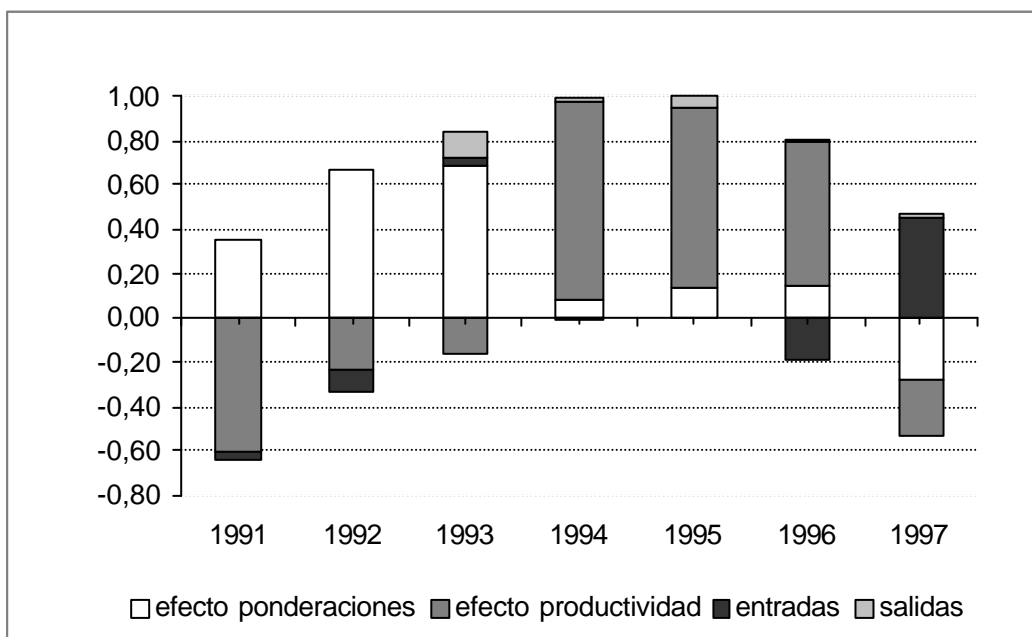


Gráfico I.1 (b). Descomposición de las tasas interanuales de crecimiento de la productividad agregada. Contribuciones relativas.

Para examinar la existencia de patrones cíclicos en la evolución de los efectos considerados, el Gráfico I.1 muestra representada las descomposiciones contables de las variaciones interanuales de la productividad agregada. En el panel superior se representa la evolución temporal de los cuatro componentes del crecimiento agregado. La representación del panel inferior, en la que la suma de los cuatro componentes del crecimiento se normaliza a la unidad, permite visualizar la importancia relativa de cada efecto frente al resto en un año, así como la evolución temporal de la importancia relativa de los diferentes efectos. A continuación se resumen las principales conclusiones que pueden extraerse de este gráfico.

En primer lugar, la evolución de la productividad agregada ha estado principalmente influenciada por el efecto conjunto de las variaciones de los niveles de productividad y de las cuotas de las empresas instaladas tanto durante la fase recesiva como durante la fase expansiva del ciclo económico.

En segundo lugar, la composición del efecto atribuible a las empresas instaladas sobre la productividad agregada varía según el momento del ciclo. En particular, durante la fase recesiva del ciclo, 1990-93, el efecto más importante sobre el crecimiento de la productividad del sector es el derivado del aumento de las cuotas sobre la producción agregada de las empresas instaladas relativamente más productivas⁵. Dicho efecto es contrarrestado por el impacto negativo de las variaciones en la productividad de las empresas instaladas. Por el contrario, durante la fase expansiva, el papel más destacado es desempeñado por las variaciones individuales en la productividad de las empresas que, en conjunto, inciden de forma positiva sobre la productividad agregada; viéndose potenciado este efecto por el de la tendencia a la concentración de la producción en las empresas de mayor productividad.

⁵ El aumento del peso de las empresas más productivas en períodos recesivos se justificaría, por un lado, por las mayores caídas de la producción en las empresas menos productivas y, por otro lado, por el carácter contracíclico del cierre de empresa que, además, tiende a concentrarse también en las empresas de menor productividad, tal como indica el signo siempre positivo de la aportación de la salida de empresas.

Por último, no parecen existir ninguna relación entre el ciclo económico y las contribuciones de las entradas y salidas de empresas, dada la importancia similar de estos efectos a lo largo de todo el período.

El análisis de la evolución de la productividad en el sector manufacturero basado en el estudio de la productividad agregada estimada con los datos de la *ESEE* presenta dos tipos de limitaciones. En primer lugar, los resultados agregados proporcionan escasa información acerca de las importantes diferencias que existen entre las empresas tanto en términos de sus niveles de productividad como en términos de los patrones de evolución de la productividad que experimentan dichas empresas.

En segundo lugar, la base de datos utilizada es poco adecuada para la implementación del enfoque de descomposiciones contables debido a que, por el carácter de panel incompleto de ésta, se desaprovecha una parte importante de la información muestral⁶. Por el contrario, la *ESEE* es especialmente apropiada para profundizar en el estudio de las diferencias en los niveles y/o crecimientos de las productividad existentes entre empresas y para investigar los factores que justifican la existencia de dichas diferencias, basándose en el análisis de las funciones de distribución de la productividad correspondientes a diferentes grupos y/o períodos temporales que pueden estimarse utilizando la muestra disponible; dado que, año a año, ésta puede ser considerada una muestra representativa de la población de empresas manufactureras.

I.3.2. Dinámica de la distribución de la productividad de las empresas

En esta sección se analiza de la evolución de la distribución de la productividad de las empresas en el sector manufacturero español. Asimismo, se propone un marco de análisis que, haciendo uso de estimaciones no paramétricas de funciones de distribución contrafactuales, permite analizar la incidencia de tres tipos de factores en el desplazamiento de la distribución del nivel de productividad de las

⁶La muestra a partir de la cual se obtienen los índices de productividad agregada excluye un porcentaje próximo al 45% de las observaciones de la muestra disponible, correspondientes a 1.296 empresas para las cuales la información no es completa, en el sentido de que, al menos un año de los que la empresa forma parte de la muestra no se dispone de información para la misma.

empresas. Dichos factores son: las variaciones individuales en la productividad de las empresas instaladas, el reemplazamiento de las empresas que salen del sector por las empresas de nueva creación que se incorporan a la población y los cambios en el peso relativo de las empresas instaladas en el conjunto de la población como consecuencia de los flujos netos de creación (destrucción) de empresas.

Evolución de la distribución de la productividad de las empresas

Sea F_t la función de distribución del nivel de productividad de las empresas en el año t , entonces la evolución de la productividad de las empresas durante el período t_0, t_1 queda descrita completamente mediante la secuencia de distribuciones: $F_{t_0}, F_{t_0+1}, \dots, F_{t_1}$. Dichas funciones pueden ser estimadas empleando las técnicas no paramétricas presentadas en la Sección I.2

Cuadro I.3

Evolución de la distribución del nivel de productividad en las empresas manufactureras: 1990-97.

Año	Primer cuartil	Mediana	Tercer Cuartil	Rango intercuartílico
1990	-0,26	-0,13	0,01	0,27
1991	-0,25	-0,13	-0,01	0,25
1992	-0,24	-0,11	-0,01	0,23
1993	-0,23	-0,11	0,00	0,23
1994	-0,20	-0,09	0,02	0,22
1995	-0,18	-0,07	0,03	0,21
1996	-0,16	-0,07	0,04	0,20
1997	-0,17	-0,08	0,02	0,18
1990-97	9,2%	5,3%	0,9%	-8,4 pp

En el Cuadro I.3 se presentan varios estadísticos descriptivos de las distribuciones del nivel de productividad en las empresas manufactureras durante los años 1990-97. En particular, se recogen los cuartiles y el rango intercuartílico correspondientes a las distribuciones empíricas (ponderadas) del nivel de productividad de las empresas manufactureras en dicho período. Los resultados obtenidos indican un desplazamiento sistemático hacia la derecha de la distribución

de la productividad durante el período. Dicho desplazamiento supone un crecimiento acumulado entre 1990 y 1997 del 5,3 por ciento en la mediana de la distribución, del cual un tercio se produjo entre 1990 y 1993; período en el que la productividad mediana creció a una tasa anual del 0,6 por ciento. Los dos tercios restantes del crecimiento acumulado se contabilizan a partir del inicio de la recuperación económica, en 1994. En este último período el crecimiento anual medio de la productividad mediana prácticamente se elevó hasta el 1,1 por ciento.

Las conclusiones acerca de la evolución de la distribución que pueden extraerse del estudio del primer y del tercer cuartil de la distribución son, desde un punto de vista cualitativo, similares. No obstante, en términos cuantitativos los resultados difieren según el cuartil al que se haga referencia, siendo la magnitud de las variaciones mayor cuanto menor es el cuartil de la distribución considerado. El primer cuartil creció un 9,2 por ciento durante el período, mientras que la mediana y el tercer cuartil crecieron un 5,3 y un 2,7 por ciento, respectivamente. El mayor crecimiento relativo del primer cuartil respecto a la mediana y el tercer cuartil implica que la dispersión de la distribución tendió a disminuir a lo largo del período, tal como indica la caída del rango intercuartilico todos los años entre 1990 y 1997, hasta un total del 8,4 por ciento en el conjunto del período.

Descomposición del desplazamiento de la distribución de la productividad de las empresas

El desplazamiento de la distribución de la productividad de las empresas es el resultado de la evolución de la distribución de la productividad en las empresas instaladas y de los cambios en la composición de la población que se derivan de la rotación empresarial. En particular, los procesos de entrada y salida de empresas del sector afectan a la composición de la población de dos maneras diferentes. Por un lado, lo hacen a través del reemplazamiento de las empresas que cesan definitivamente su actividad por las empresas nuevas que se incorporan en el transcurso del período, en la medida en que la distribución de productividad sea distinta en ambos grupos de empresas. Por otro lado, la rotación empresarial afecta a la distribución de productividad del sector a través de las variaciones en el peso

relativo de las empresas instaladas en el conjunto de la población, las cuales se producen como consecuencia del flujo neto de creación (destrucción) de empresas.

En este punto, el interés se centra en determinar la importancia relativa de estos factores para explicar el desplazamiento de la distribución de la productividad de las empresas manufactureras entre 1990 y 1997. Para ello, definamos una variable discreta G que permite diferenciar entre las tres posibles categorías de empresas: i) las empresas que estando instaladas en 1990 sobreviven hasta el año 1997 ($G=I$), en adelante empresas instaladas, ii) las empresas que estando instaladas en 1990 cierran definitivamente durante el período considerado ($G=S$) y, iii) las empresas que inician su actividad después del año 1990 y sobreviven hasta el año 1997 ($G=E$).

Teniendo en cuenta que la población de empresas en el año 1990 está compuesta por las empresas instaladas que sobreviven todo el período y las que cierran a lo largo de dicho período, la función de distribución de la productividad de las empresas en el año 1990 se puede expresar como combinación de las funciones de distribución correspondientes a ambos grupos de empresas:

$$F_{90}(\cdot) = \Pr_{90}(G = I) \times F_{90}(\cdot | G = I) + \Pr_{90}(G = S) \times F_{90}(\cdot | G = S); \quad [23]$$

donde $F_t(\cdot)$ denota la función de distribución acumulada del nivel de productividad en la población de empresas del año t , $F_t(\cdot | G=g)$ representa la función distribución acumulada del nivel de productividad año t correspondiente a la categoría de empresas denotada como $G=g$ y, por último, $\Pr_t(\cdot)$ representa la función de distribución de probabilidad de la variable aleatoria G en el año t . Dicho de otro modo, la función $\Pr_t(\cdot)$ proporciona la fracción que cada una de las tres categorías de empresas definidas representan sobre el conjunto de la población de empresas del sector en el año t .

De manera análoga, la función de distribución de la productividad de las empresas en el año 1997 puede expresarse como combinación de las funciones de distribución correspondientes a los dos grupos de empresas que integran la población en esa fecha: las empresas instaladas y las empresas de nueva creación. Esto es:

$$F_{97}(\cdot) = \Pr_{97}(G = I) \times F_{97}(\cdot | G = I) + \Pr_{97}(G = E) \times F_{97}(\cdot | G = E). \quad [24]$$

La comparación de las expresiones [23] y [24] permite identificar los tres factores que contribuyen al desplazamiento hacia la derecha de la función de distribución del nivel de productividad de las empresas. Dichos factores se discuten a continuación.

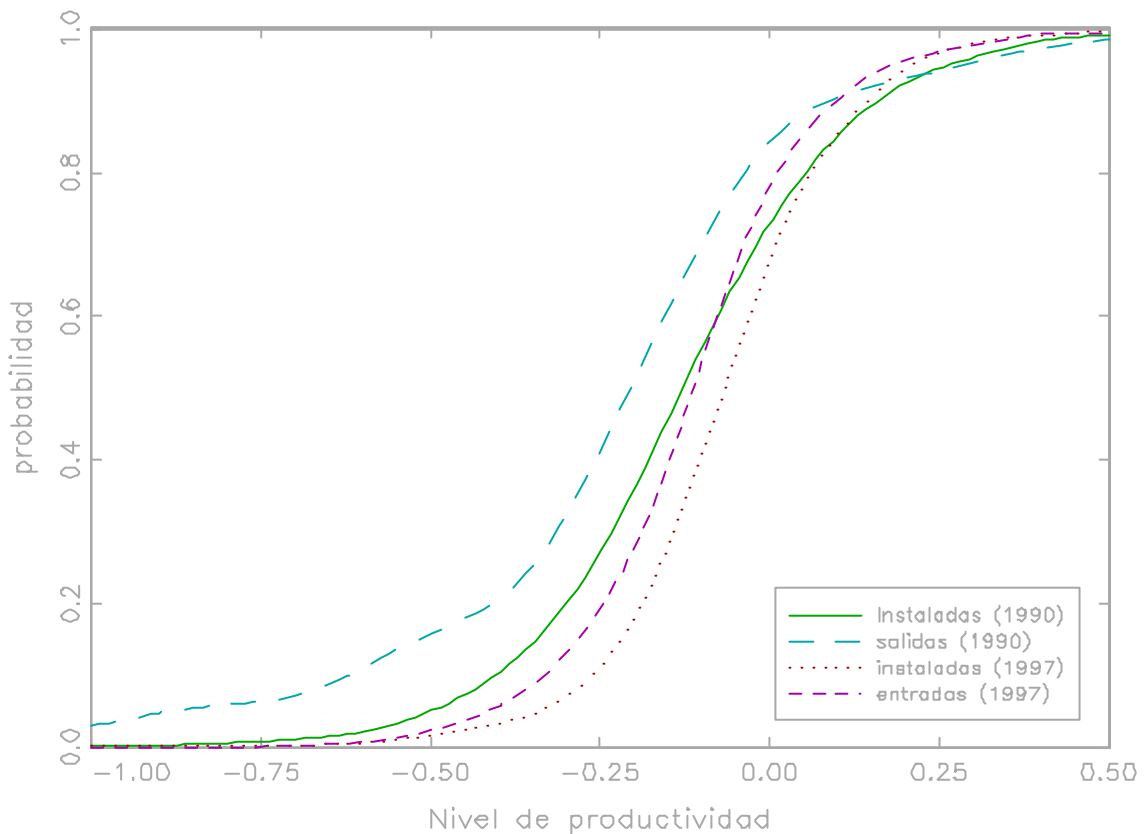


Gráfico I.2. Distribuciones del nivel de productividad en las empresas en 1990 y 1997 y en las empresas que inician y cesan su actividad en el período 1990-97 (estimadores kernel ponderados de las funciones de distribución).

Un primer factor explicativo del desplazamiento de distribución de la productividad de las empresas son las variaciones en la productividad de las empresas instaladas que provocan movimientos en la distribución de la productividad correspondiente a esta subpoblación. En el Gráfico I.2 se representan gráficamente los estimadores kernel (ponderados) de la distribución de la productividad de las empresas instaladas en los años 1990 y 1997; esto es, de las funciones $F_{90}(\cdot | G=I)$ y $F_{97}(\cdot | G=I)$. Dicho gráfico pone de manifiesto un desplazamiento hacia la derecha de

la distribución de los niveles de productividad correspondiente a las empresas instaladas entre 1990 y 1997. Dicho desplazamiento tendería a desplazar en la misma dirección la distribución de la productividad del sector manufacturero en su conjunto, si los restantes factores permaneciesen constantes.

Cuadro I.4

Distribución del nivel de productividad en el sector manufacturero por grupos de empresas: 1990-97.

Año	Grupo de empresas	Primer cuartil	Mediana	Tercer cuartil
1990	Empresas que permanecen todo el período	-0,25	-0,12	0,02
	Empresas que cierran durante el período	-0,32	-0,21	-0,07
1997	Empresas que permanecen todo el período	-0,16	-0,06	0,04
	Empresas que entran durante el período	-0,21	-0,11	-0,02

Para ilustrar numéricamente el desplazamiento de la distribución de la productividad en las empresas instaladas, en el Cuadro I.4 se presentan los cuartiles de las distribuciones empíricas (ponderadas) de la productividad en el conjunto de las empresas instaladas (grandes y pequeñas) en los dos años comparados. El desplazamiento de la distribución supone un crecimiento del 9% en el cuartil inferior, del 6% en la mediana y del 2% en el cuartil superior. Los diferentes crecimientos de los tres cuartiles de la distribución han conducido a una disminución en la dispersión de la distribución de la productividad en las empresas instaladas, que justificaría en parte la reducción de la dispersión en la distribución de la productividad en el conjunto de la población.

El mayor crecimiento relativo de los percentiles inferiores de la distribución de productividad en las empresas instaladas podría estar reflejando el proceso de convergencia de las empresas jóvenes y pequeñas, más concentradas en los percentiles inferiores de la distribución, como consecuencia de los procesos de “aprendizaje” que experimentan estas empresas en sus primeros años de vida (véase sección II.3)⁷.

⁷ El mayor crecimiento relativo de los percentiles inferiores de la distribución podría ser debido a un desgaste asimétrico de la muestra de empresas instaladas, en el sentido de que éste fuese más importante en los tramos inferiores de la distribución de productividad. Si esto sucediese, los

Un segundo factor que daría lugar a variaciones en la distribución del nivel de productividad es el reemplazamiento de la subpoblación de empresas instaladas en 1990 que desaparecen durante el período 1991-97, con función de distribución $F_{90}(\cdot|G=S)$, por la subpoblación de empresas que inician su actividad en el período 1991-97 y sobreviven hasta 1997, con función de distribución $F_{97}(\cdot|G=E)$.

En el Gráfico I.2 se representan los estimadores kernel (ponderados) de las distribuciones de los niveles de productividad en dichas poblaciones de empresas. La comparación de ambas distribuciones revela la existencia de diferencias sistemáticas entre los percentiles de la distribución del nivel de productividad a favor de las entrantes. Para cuantificar estas diferencias, el Cuadro I.4 muestra los cuartiles de las distribuciones empíricas (ponderadas) del nivel de productividad en ambos grupos de empresas. El primer cuartil de la distribución de las empresas nuevas es un 12% superior al de las empresas que cierran en el período. Dicha diferencia se reduce al 10% en el segundo cuartil y al 5% en el tercer cuartil de la distribución; lo que implica una mayor concentración de la distribución de las empresas nuevas en 1997 respecto a la de las empresas instaladas en 1990 que cierran en los siete años siguientes. Las diferencias señaladas entre ambas distribuciones indican que el reemplazamiento de las empresas que salen por las empresas de nueva incorporación ha favorecido también el desplazamiento hacia la derecha de la distribución del nivel de productividad en el conjunto del sector manufacturero y la reducción de la dispersión de dicha distribución.

Por último, el tercer factor que puede dar lugar a movimientos de la distribución de la productividad de las empresas es la variación en el peso relativo de las empresas instaladas sobre el total de empresas en la población. Dicha variación vendría motivada por los flujos netos de entrada (salida) de empresas que son también una consecuencia de la rotación empresarial. En la medida en que la distribución de las empresas instaladas se encuentra situada a la derecha de la de las empresas que salen durante el período, en el año 1990, y a la derecha de la de las

crecimientos de los percentiles tenderían a estar sesgados al alza, siendo los sesgos mayores en los percentiles más bajos de la distribución de productividad. No obstante, se ha analizado el desgaste de la muestra, medido por el porcentaje de empresas de la muestra del año 1990 para las que no existe información en 1997, en los cinco grupos de empresas definidos según el quintil de la distribución de productividad del año 1990 al que pertenece la empresa y los resultados obtenidos indican que no existe evidencia en esta dirección.

empresas de nueva creación, en el año 1997 (véase Gráfico I.2), un aumento (una disminución) del peso relativo de las empresas instaladas, debido a un flujo neto de salida (entrada) de empresas en el período, tenderá a desplazar la distribución del nivel de productividad hacia la derecha (izquierda).

La metodología propuesta para descomponer el desplazamiento de la distribución del nivel de productividad en las empresas manufactureras entre 1990 y 1997 se basa en la comparación de las distribuciones de la productividad correspondientes a las dos fechas comparadas con funciones de distribución contrafactuales. En particular, se consideran las dos siguientes funciones de distribución *contrafactuales*:

$$F^{C1}(\cdot) = \Pr_{90}(G = I) \times F_{97}(\cdot | G = I) + \Pr_{90}(G = S) \times F_{90}(\cdot | G = S) \quad [25]$$

y

$$F^{C2}(\cdot) = \Pr_{90}(G = I) \times F_{97}(\cdot | G = I) + \Pr_{90}(G = S) \times F_{97}(\cdot | G = E). \quad [26]$$

La expresión de la función de distribución contrafactual F^{C1} es análoga a la de la verdadera distribución del nivel de productividad en el año 1990, F_{90} , definida en la Ecuación [23], salvo porque considera la función de distribución de la productividad en las empresas instaladas del año 1997, $F_{97}(\cdot | G=I)$, en vez de la del año 1990, $F_{90}(\cdot | G=I)$. Por su parte, la función de distribución contrafactual F^{C2} es análoga a la función de distribución de la productividad en el año 1997, pero manteniendo el peso relativo de las empresas en la población en el mismo nivel del año 1990, $P_{90}(\cdot | G=I)$.

Los efectos de cada uno de los tres factores considerados pueden aislarse mediante la siguiente secuencia de comparaciones. Primero, la comparación entre la función de distribución contrafactual F^{C1} y la función de distribución del nivel de productividad en el año 1990, F_{90} , permite aislar el desplazamiento de la función de distribución atribuible a cambios en la distribución de productividad de las empresas instaladas. Segundo, la comparación entre las funciones de distribución contrafactuales F^{C1} y F^{C2} permite aislar el efecto del reemplazamiento de las empresas que cierran por las que inician su actividad durante el período 1991-1997.

Finalmente, la comparación entre la distribución contrafactual F^{C2} y la verdadera distribución del nivel de productividad en el año 1997, F_{97} , definida en la Ecuación [24], permite cuantificar la importancia de la variación en el peso relativo de las empresas instaladas en el conjunto de la población como factor explicativo del desplazamiento de la distribución del nivel de productividad de las empresas.

En el Gráfico I.3 se representan los estimadores kernel (ponderados) de las funciones de distribución del nivel de productividad en los años 1990 y 1997, así como los estimadores kernel ponderados de las funciones de distribución contrafactuales F^{C1} y F^{C2} . En estas últimas, las ponderaciones utilizadas mantienen fijo el peso relativo de las empresas instaladas además de tener en cuenta la diferente cobertura de la *ESEE* según el tamaño de las empresas. En concreto, la ponderación que se asigna a cada observación varía dependiendo del tamaño y de si la observación corresponde o no a una empresa incluida en el grupo de empresas instaladas. Así, de forma general, la ponderación de la observación i -ésima se puede expresar como:

$$\mathbf{w}_i = \frac{\hat{q}_{90}^0 \cdot \hat{p} \cdot 1(G_i = I, \mathbf{t}_i = 0)}{\#(G_i = I, \mathbf{t}_i = 0)} + \frac{(1 - \hat{q}_{90}^1) \cdot (1 - \hat{p}) \cdot 1(G_i \neq I, \mathbf{t}_i = 1)}{\#(G_i \neq I, \mathbf{t}_i = 1)} + \frac{(1 - \hat{q}_{90}^0) \cdot \hat{p} \cdot 1(G_i \neq I, \mathbf{t}_i = 0)}{\#(G_i \neq I, \mathbf{t}_i = 0)} + \frac{\hat{q}_{90}^1 \cdot (1 - \hat{p}) \cdot 1(G_i = I, \mathbf{t}_i = 1)}{\#(G_i = I, \mathbf{t}_i = 1)};$$

satisfaciéndose que $\sum_{i=1}^N \mathbf{w}_i = 1$, donde N representa el número de observaciones en la muestra en la que se basa la estimación⁸, \hat{p} denota la proporción de empresas pequeñas en el conjunto de la población de empresas manufactureras en el año 1990 proporcionada por la *ESEE*; \hat{q}_{90}^0 denota la proporción de empresas incluidas en la categoría de empresas instaladas en la submuestra de empresas pequeñas en el año 1990; y \hat{q}_{90}^1 representa la proporción análoga a la anterior en la submuestra de

⁸ La muestra utilizada para estimar la función contrafactual $F^{C1}(\cdot)$ contiene las observaciones del año 1997 correspondientes a empresas ya instaladas en el año 1990 y las observaciones del año 1990 de empresas instaladas al inicio del período que no sobreviven hasta 1997. Por su parte, la muestra utilizada para estimar la función contrafactual $F^{C2}(\cdot)$ contiene todas las observaciones del año 1997 referidas por tanto a las empresas que ya existían en 1990 y a las empresas de nueva creación.

empresas grandes⁹. Por último, $1(\cdot)$ denota la función indicador que toma valor 1 y se cumple la condición señalada dentro del paréntesis y $\#(\cdot)$ señala el número de veces que se satisface la condición indicada en el paréntesis en la muestra con la que se realiza la estimación.

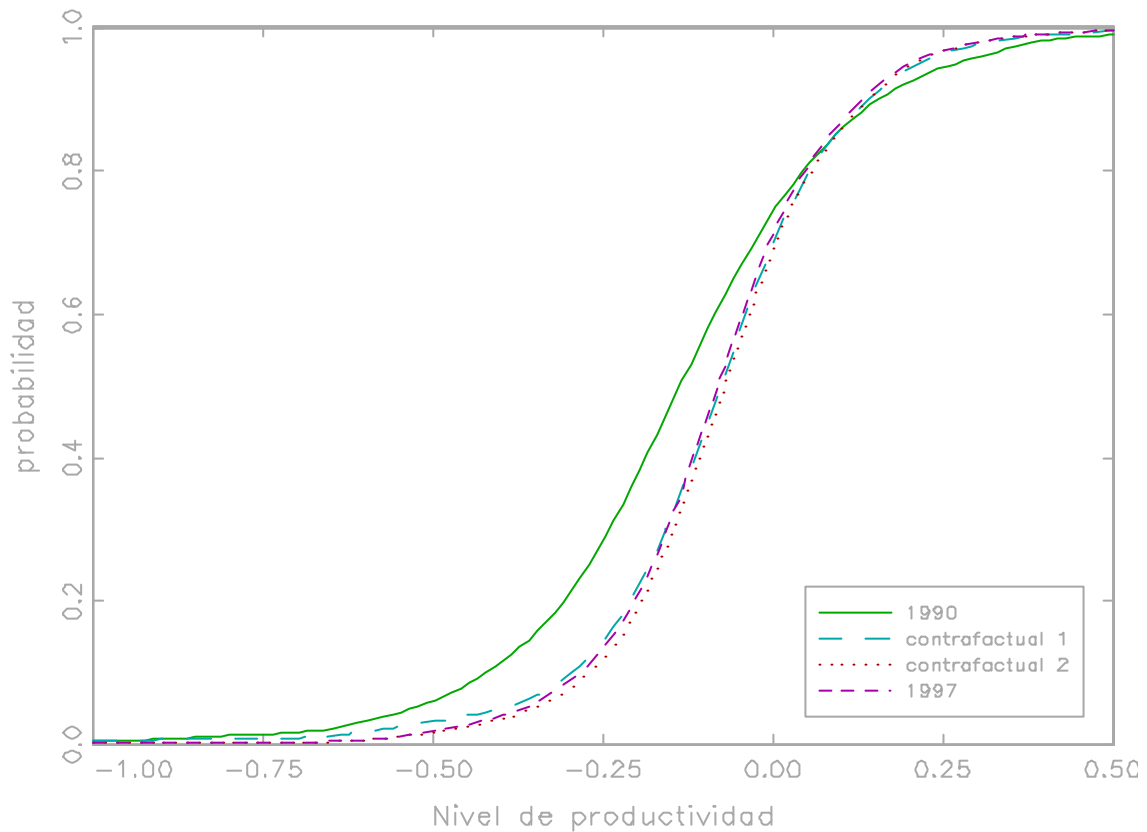


Gráfico I.3. Descomposición del desplazamiento de la distribución del nivel de productividad de las empresas manufactureras: 1990-97 (estimadores kernel ponderados de las funciones de distribución).

Los resultados obtenidos muestran que el desplazamiento de la función de distribución del nivel de productividad en las empresas manufactureras entre 1990 y 1997 se explica fundamentalmente por el desplazamiento de dicha función de distribución en la población de empresas instaladas. El reemplazamiento de las empresas que salen del sector por las empresas de nueva creación también favorece el desplazamiento hacia la derecha de la distribución de productividad. No obstante, este último efecto es menos importante, debido a la predominancia de las empresas instaladas en el conjunto de la población. Por último, el hecho de que la distribución contrafactual F^{C2} se encuentre ligeramente a la derecha de la distribución F_{97} , indica una disminución en el peso relativo de las empresas instaladas como consecuencia

⁹ Los valores estimados son $\hat{p}=0,973$; $\hat{q}_{90}^0=0,891$ y $\hat{q}_{90}^1=0,943$.

del flujo neto de entrada de empresas en el período, que ha contribuido negativamente a la evolución de la distribución de la productividad del sector.

Cuadro I.5

Factores explicativos del desplazamiento de la función de distribución del nivel de productividad de las empresas manufactureras: 1990-97.

	Primer cuartil	Mediana	Tercer cuartil
Crecimiento acumulado en el período 1990-97	9,2%	5,3%	0,9%
- Por desplazamiento de la distribución de productividad de las empresas instaladas.	8,5	5,5	1,0
- Por efecto del reemplazamiento de empresas en la población	1,3	0,5	0,6
- Por cambios en el peso relativo de las empresas instaladas	-0,7	-0,7	-0,8
Puntos porcentuales			

En el Cuadro I.5 se proporciona la descomposición del crecimiento de los cuartiles de la función de distribución empírica ponderada en el período 1990-97. Dicha descomposición es el resultado de la comparación de los cuartiles correspondientes a las distribuciones empíricas ponderadas de los años 1990 y 1997 y de las distribuciones contrafactuales empíricas ponderadas¹⁰.

El crecimiento acumulado del primer cuartil de la distribución en el período de 9,2% se explica en más de un 90% por el desplazamiento hacia la derecha de la distribución de las empresas instaladas en ese mismo período; mientras que la rotación empresarial explicaría el 10% restante. Dicho de otra forma, los procesos de entrada y salida de empresas explican 6 puntos porcentuales del crecimiento que son el resultado de dos efectos de signo contrario: el efecto del reemplazamiento de las empresas que cierran por las empresas nuevas en la distribución de productividad, el cual contribuye en 1,3 puntos porcentuales al crecimiento del primer cuartil de las distribuciones de la productividad, y el efecto del mayor peso relativo de las empresas

¹⁰ Las distribuciones contrafactuales empíricas ponderadas se han estimado a partir de las distribuciones empíricas de las submuestras de empresas instaladas pequeñas (con ponderación $\hat{p} \cdot \hat{q}_{90}^0$), empresas instaladas grandes (con ponderación $\hat{p} \cdot \hat{q}_{90}^1$), empresas pequeñas no incluidas en el grupo de empresas instaladas (con ponderación $\hat{p} \cdot (1 - \hat{q}_{90}^0)$) y empresas grandes no incluidas en el grupo de empresas instaladas (con ponderación $(1 - \hat{p})(1 - \hat{q}_{90}^0)$).

nuevas respecto al de las empresas que cierran en el período, restando este último efecto 0,7 puntos porcentuales al crecimiento del primer cuartil de la distribución.

En el caso de la mediana y el tercer cuartil, el crecimiento de la productividad es aproximadamente igual al crecimiento que se habría tenido en ausencia de los flujos de entrada y salida de empresas. Ello se debe a que el efecto reemplazamiento positivo es neutralizado por el efecto negativo atribuible al descenso del peso relativo de las empresas instaladas en el período.

En suma, el estudio de la evolución temporal de la distribución del nivel de productividad en el conjunto de empresas manufactureras permite extraer cuatro conclusiones: i) la existencia de una amplia heterogeneidad entre empresas en términos de sus niveles de productividad en cualquier momento del ciclo económico; ii) la no estacionariedad de la distribución del nivel de productividad de las empresas, que se pone de manifiesto en el desplazamiento sistemático de dicha distribución hacia la derecha durante el período 1990-97, acompañado de un aumento en la concentración de la distribución como consecuencia del mayor crecimiento de los percentiles inferiores de la distribución ; iii) la predominancia del efecto de la mejora de la distribución del nivel de productividad de las empresas instaladas como factor explicativo del movimiento de la distribución de la productividad de las empresas manufactureras en su conjunto; iv) el también positivo, aunque de menor magnitud, efecto del reemplazamiento de empresas en la población por la rotación empresarial sobre la distribución de productividad que, no obstante, es minorado por el efecto de signo contrario atribuible a la variación en el peso relativo de las empresas instaladas en la población como consecuencia de la entrada neta de empresas durante el período analizado.

I.4. Conclusiones

En este estudio se cuantifican las contribuciones de las empresas instaladas y de los procesos de rotación empresarial sobre el crecimiento de la productividad del sector manufacturero español en el período 1990-97 utilizando información procedente de la *ESEE* para a un panel incompleto de empresas. Este análisis es llevado a cabo utilizando dos metodologías diferentes. En primer lugar, se ha

aplicado el enfoque tradicional de descomposición contable del crecimiento de la productividad agregada, empleado en la mayoría de los trabajos empíricos que analizan el crecimiento de la productividad, tales como los trabajos de Baily, Hulten y Campbell (1992), Griliches y Regev (1995), y Olley y Pakes (1996). En segundo lugar, se ha utilizado una metodología basada en la estimación no paramétrica de funciones de distribución que permite aislar el impacto de las variaciones individuales de productividad y de la rotación empresarial a través de la comparación de las funciones de distribución realizadas con funciones de distribución contrafactuales.

La aplicación del enfoque tradicional de descomposición contable del crecimiento de la productividad agregada al estudio del crecimiento de la productividad agregada en el sector manufacturero español durante el período 1990-97, revela que dicho crecimiento es atribuible fundamentalmente a las empresas instaladas, tanto por las variaciones individuales en la productividad de estas empresas, como por las variaciones en las cuotas de mercado de las mismas. Por su parte, la aportación de la rotación empresarial, aunque tiene signo positivo, es de escasa importancia relativa.

El enfoque de descomposición del desplazamiento de la distribución de la productividad de las empresas en el período considerado pone de manifiesto otros aspectos relevantes para la comprensión de la forma en que evoluciona la productividad del sector. Primero, la comparación de las funciones de distribución estimadas correspondientes a las empresas instaladas, las empresas de nueva creación y las empresas que cesan su actividad en el período estudiado revela la existencia de diferencias sistemáticas entre estos tres grupos de empresas. En particular, muestra niveles de productividad relativamente mayores en las empresas instaladas frente a los de los otros dos grupos de empresas.

Segundo, el desplazamiento de la distribución de productividad de las empresas instaladas entre 1990 y 1997 es más elevado en los percentiles inferiores de la distribución de productividad. Ello ha dado lugar a una reducción en la dispersión de la distribución que es consistente con el hecho de que la empresas jóvenes y de

menor tamaño, concentradas en la parte inferior de la distribución de productividad, tienden a crecer más deprisa que el resto de empresas.

Tercero, este enfoque proporciona evidencia de que las variaciones individuales en la productividad de las empresas instaladas constituyen el principal factor explicativo del desplazamiento hacia la derecha de la distribución de productividad. El reemplazamiento de las empresas que cesan su actividad por las empresas de nueva creación también contribuye de forma positiva al desplazamiento de la distribución de la productividad de las empresas en el sector manufacturero aunque su impacto es cuantitativamente poco importante. Por último, el aumento en el peso relativo de las empresas instaladas sobre el total de empresas en la población durante el período considera ha incidido negativamente. Este efecto se debe a que, en el período analizado, se ha producido un flujo neto de entrada de empresas en el sector, que ha provocado un descenso en el peso relativo de las empresas instaladas, cuyos niveles de productividad son relativamente mayores que los de las empresas de nueva creación. Dado el carácter cíclico de la rotación empresarial, cabe predecir diferencias cíclicas en el signo de la contribución de este último efecto. Al contrario de lo que sucede en períodos expansivos, en períodos recesivos, tenderán a producirse flujos netos de salida de empresas, que darán lugar a un aumento del peso relativo de las empresas instaladas, lo que incidirá positivamente en la evolución de la distribución de la productividad de las empresas.

Bibliografía

- Baily, M.N.; C. Hulten y D. Campbell (1992): "Productivity dynamics in manufacturing plants", *Brooking Papers: Microeconomics 1992*, pp. 187-225.
- Baldwin, J. (1995): *The Dynamics of Industrial Competition*, Cambridge University Press
- Bartelsman, E.J. y P.J. Dhrymes (1998): "Productivity dynamics: U.S. manufacturing plants, 1972-1986", *Journal of Productivity Analysis*, vol. 9, pp. 5-34
- Callejon, M. y A. Segarra (1999): "Business dynamics and efficiency in industries and regions: the case of Spain", *Small Business Economics*, 13, pp. 253-271
- Caves, R. (1998): "Industrial organization and new findings on the turnover and mobility of firms", *Journal of Economic Literature*, vol XXXVI, pp. 1947-1982.
- Caves, D.W.; L.R. Chistensen y W.E. Diewert (1982a): "Multilateral comparisons of output, input and productivity using superlative index numbers", *Economic Journal*, vol 92, pp. 73-86.
- Caves, D.W.; L.R. Chistensen y W.E. Diewert (1982b): "The economic theory of index numbers and the measurement of input, output and productivity", *Econometrica*, vol. 50, pp. 1393-1414.
- Griliches, Z. y H. Regev (1995): "Firm productivity in Israeli industry 1979-1988", *Journal of Econometrics*, vol. 65, pp.175-203.
- Liu, L. y J. Tybout (1996): "Productivity growth in Chile and Colombia: the role of entry, exit and learning", en. Roberts and J. Tybout (1996) opus. cit
- Jaumandreu J. y A. Martín (1998): "Entry, exit, and productivity growth in Spanish manufacturing during the eighties", *Documento de trabajo 9804 PIE-FEP*.
- Nordhaus, W.D. (2001): "Alternative methods for measuring productivity growth", *NBER Working Paper 8095*.
- Olley, G.S. y A. Pakes (1996): "The dynamics of productivity in the telecommunication equipment industry", *Econometrica*, vol. 64 (6), pp. 1263-1297.
- Roberts, M. y J. Tybout (1996): *Industrial evolution in developing countries: micro patterns of turnover, productivity and market structure*, Oxford University Press
- Silverman, B. W. (1986): *Density estimation for statistics and data analysis*, Chapman and Hall.

Tybout, J. (1996): "Heterogeneity and productivity growth: Assessing the evidence",
en. Roberts and J. Tybout, opus cit.

Ensayo II

Heterogeneidad en la productividad de las empresas: entradas, salidas, aprendizaje y selección

II.1. Introducción

Algunos trabajos recientes enmarcados en la literatura de dinámica industrial – véanse Jovanovic (1982), Hopenhayn (1992) y Ericson y Pakes (1995) – desarrollan modelos teóricos que contemplan la coexistencia de empresas heterogéneas en términos de su productividad dentro de un mismo sector y que predicen situaciones de equilibrio en las que se producen simultáneamente flujos brutos de entrada y de salida de empresas en un mismo mercado. Estos modelos establecen que la rotación empresarial y las diferencias en los niveles de productividad de las empresas estarán relacionados entre sí en la medida en que existan costes hundidos asociados a las decisiones de entrada y salida de las empresas.

Desde un punto de vista empírico, la literatura se ha centrado en el estudio de los diferenciales de productividad tanto a nivel sectorial como a nivel de empresas. Entre otros, los trabajos de Baily, Hulten y Campbell (1992), Griliches y Regev (1995) y Olley y Pakes (1996) miden, basándose en diferentes metodologías, la contribución de la redistribución de recursos en un sector que se produce a través de los procesos de entrada y salida de empresas y a través de las variaciones en las

contribuciones de las empresas instaladas a la actividad agregada de dicho sector. Por su parte, los trabajos de Baldwin (1993), Audretsch (1995) y Roberts y Tybout (1996) analizan diferentes aspectos, incluida la productividad, relacionados con los procesos dinámicos que subyacen a los diferentes patrones de evolución de las empresas. Los artículos de Tybout (1996) y Caves (1998) revisan ampliamente esta literatura. Finalmente, para el caso español, los trabajos de Jaumandreu y Martín (1998) y de Callejón y Segarra (1999) muestran que los flujos de entrada y salida de empresas han contribuido positivamente al crecimiento de la productividad total de los factores en diferentes sectores manufactureros.

El objetivo principal de este estudio es analizar si, tal como sugieren los modelos de dinámica industrial, los procesos de entrada y salida de empresas de un mercado pueden relacionarse con las diferencias entre las empresas de dicho mercado en términos de su productividad. En particular, el trabajo examina las diferencias en la productividad de tres grupos de empresas: las empresas instaladas, las empresas que inician su actividad y las empresas que cierran definitivamente, basándose en una muestra representativa de las empresas manufactureras españolas observadas a lo largo del período 1990-97.

El trabajo contribuye a la literatura en tres direcciones. En primer lugar, amplía la evidencia internacional proporcionando nuevos resultados para el caso español obtenidos con información al nivel de la empresa. En segundo lugar, desarrolla una metodología basada en la comparación de la distribución de la productividad de las empresas en diferentes subpoblaciones, frente al enfoque convencional centrado en la comparación de momentos concretos de dicha distribución (en general, la media). En particular, se comparan las funciones de distribución acumulada del nivel y/o crecimiento de la productividad total de los factores correspondientes a las subpoblaciones de empresas instaladas, empresas de nueva incorporación y empresas que cesan su actividad. Adicionalmente, se implementa un procedimiento de contraste que permite establecer una ordenación de las distribuciones comparadas, basándose en el concepto de dominancia estocástica de primer orden. Por último, se contrasta la evidencia acerca de los procesos de “aprendizaje pasivo” que presumiblemente experimentan las empresas durante sus

primeros años de vida y que se verían reflejados en los patrones de evolución de la productividad de estas empresas.

Las conclusiones que se derivan de este estudio son similares a las obtenidas en otros trabajos y, por lo tanto, proporcionan evidencia empírica a favor de las implicaciones de los modelos de dinámica industrial. Los principales hallazgos se resumen a continuación. Primero, los diferenciales de productividad entre las empresas son persistentes a lo largo del tiempo. Segundo, las decisiones de entrada y salida de las empresas están relacionadas sistemáticamente con diferencias en los niveles de productividad. En particular, la distribución de la productividad en las empresas instaladas domina estocásticamente a las distribuciones correspondientes a las empresas que entran y a las empresas que salen del mercado. Tercero, la distribución de la productividad correspondiente a los miembros de una cohorte de entrantes que logran sobrevivir hasta el final del período analizado domina estocásticamente, en el momento de la entrada, a la distribución de la productividad correspondiente a los miembros de la misma cohorte que no logran sobrevivir. Este resultado es consistente con el supuesto de que, durante los primeros años de vida, las empresas nuevas “aprenden” cuál es su eficiencia relativa. Cuarto, en cuanto a la relación entre el crecimiento de la productividad de las empresas y la rotación empresarial, se aprecian dos tipos de regularidades: por un lado, la distribución del crecimiento de la productividad de las empresas que cesan su actividad está dominada estocásticamente por la distribución correspondiente a las empresas instaladas; y, por otro lado, el crecimiento de la productividad es relativamente mayor en las empresas entrantes que logran sobrevivir todo el período analizado que en las empresas instaladas, lo que favorece la convergencia de las empresas del primer grupo de empresas a los mismos niveles de productividad de las empresas del segundo grupo.

El resto del capítulo está organizado como sigue. La sección II.2 describe las principales características de un modelo teórico que relaciona las decisiones de entrada y salida de las empresas con sus niveles de productividad. Adicionalmente, esta sección presenta un contraste no paramétrico de dominancia estocástica de primer orden. La sección II.3 recoge los resultados empíricos obtenidos en el estudio. Por último, la sección II.4 resume las principales conclusiones.

II.2. Un marco para el análisis de la relación entre productividad y rotación empresarial

II.2.1. Diferencias en la productividad y rotación empresarial

Las cuestiones empíricas que se abordan en este estudio han sido formuladas basándose en los supuestos y predicciones del modelo de dinámica industrial propuesto por Hopenhayn (1992). Este modelo caracteriza las propiedades del equilibrio de largo plazo en un sector en el que compite un número elevado de empresas precio-aceptantes que producen un bien homogéneo. De acuerdo con este modelo, la cantidad de bien que produce la empresa es una función de las cantidades empleadas de los factores de producción y del valor realizado de una variable aleatoria que puede interpretarse como un *shock* de productividad específico de cada empresa. Estos *shocks* de productividad, que denotaremos por I , son la única fuente de heterogeneidad entre las empresas y se asume que sus realizaciones son independientes entre empresas.

Cada período, las entrantes potenciales eligen, antes de conocer cuál es su *shock* inicial de productividad, entre entrar al mercado, incurriendo en un coste hundido de entrada (c_e), o permanecer fuera del mercado. Simultáneamente, las empresas ya instaladas deciden, antes de que se realice su *shock* de productividad, si continúan su actividad, en cuyo caso incurren en un coste fijo, o si salen del mercado. Finalmente, una vez observados sus *shocks* de productividad, las empresas deciden qué cantidades producirán en el período atendiendo a un criterio de maximización del valor descontado de sus beneficios esperados presentes y futuros.

En el modelo se asume que, en el momento de la entrada, la empresa recibe un *shock* inicial de productividad extraído de una función de distribución acumulada conocida, $G(I)$. Asimismo, se asume que, en los períodos que suceden al de la entrada, el *shock* de productividad que recibe la empresa es extraído de una función de distribución condicional acumulada $F(I_t|I_{t-1})$, estrictamente decreciente respecto del *shock* de productividad recibido por la empresa el período anterior. Ello implica que, una vez realizado el último *shock* de productividad, la empresa actualiza sus expectativas acerca de la trayectoria futura de su productividad, que depende del

último *shock* en el sentido de que cuanto mejor haya sido éste mejor será la distribución de la que se extraerán los *shocks* de productividad futuros.

El modelo establece que la regla de decisión de las empresas instaladas consiste en comparar su último *shock* de productividad con un umbral mínimo, \underline{I} . En particular, aquellas empresas que recibieron *shocks* de productividad inferiores a dicho umbral, esto es, para las que $I_{t-1} < \underline{I}$, decidirán salir del mercado en el período t . Por el contrario, aquellas empresas que en el último período recibieron un *shock* situado por encima de dicho umbral, $I_{t-1} \geq \underline{I}$, decidirán permanecer en el mercado un período más. Esta regla de decisión sugiere una primera predicción contrastable empíricamente: en el período $t-1$, la distribución del nivel de productividad de las empresas que saldrán del mercado en el período t debe estar dominada estocásticamente por la distribución de las empresas que permanecerán en el mercado al menos un período más.

Adicionalmente, el modelo de Hopenhayn predice que el umbral mínimo de productividad, \underline{I} , es una función decreciente del coste hundido de entrada, c_e . Ello implica que tanto la distribución del nivel de productividad de las empresas instaladas que sobreviven un período más, $F(\cdot | I \geq \underline{I}(c_e))$, como la distribución del nivel de productividad de las empresas que deciden cesar su actividad al período siguiente, $F(\cdot | I < \underline{I}(c_e))$, son funciones no decrecientes del coste hundido de entrada. En otras palabras, las funciones de distribución del nivel de productividad correspondientes a los grupos de empresas instaladas que sobreviven y de empresas instaladas que salen del mercado decrecen estocásticamente con el nivel de los costes hundidos de entrada.

El mecanismo de autoselección descrito conduce a una mejora de la distribución del nivel de productividad de las empresas a lo largo del tiempo. De este resultado se deriva la segunda implicación contrastable del modelo: En el período t , la distribución del nivel de productividad correspondiente a la cohorte de entrantes de dicho período estará dominada estocásticamente por la distribución

correspondiente a cualquier cohorte de empresas más antigua y, en consecuencia, lo estará por la de las empresas instaladas en su conjunto.

Finalmente, el modelo Hopenhayn asume que las empresas nuevas experimentan, al entrar en contacto con el mercado, un proceso de aprendizaje “pasivo” que les permite averiguar su propio nivel de productividad, que es desconocido *ex ante* por las potenciales entrantes. Ello, unido a la persistencia en los *shocks* de productividad de las empresas, permite formular una tercera predicción contrastable: en el momento de la entrada, las distribuciones del nivel de productividad en el grupo de empresas formado por los miembros de la cohorte que logran sobrevivir y en el grupo formado por los miembros de la cohorte que no logran sobrevivir deberían ser diferentes, en el sentido de que las empresas supervivientes deberían ser relativamente más productivas.

Además de las comparaciones de las distribuciones del nivel de productividad en diferentes grupos de empresas sugeridas a partir de las predicciones del modelo teórico, en este estudio se realizan algunas comparaciones adicionales que pretenden responder a algunas cuestiones frecuentemente abordadas en trabajos empíricos (véase Tybout, 1996). En particular, se comparan las distribuciones del crecimiento de la productividad en diferentes grupos de empresas con el propósito de identificar la existencia de patrones de convergencia o divergencia en los niveles de productividad de las empresas que entran y de las empresas que salen de un sector respecto a las empresas instaladas.

II.2.2. Un contraste no paramétrico de dominancia estocástica

La mayoría de las cuestiones empíricas en las que se centra la atención de este estudio pueden formularse como comparaciones entre las distribuciones del nivel o del crecimiento de la productividad correspondientes a diferentes grupos de empresas. En esta sección se desarrolla un procedimiento de contraste, basado en el concepto de dominancia estocástica de primer orden, que permite ordenar las funciones de distribución comparadas.

Sean F y G las funciones de distribución acumuladas de la productividad de las empresas correspondientes a las dos subpoblaciones que se quieren comparar; entonces, se dice que F domina estocásticamente a G (en el sentido de dominancia estocástica de primer orden) si se satisface la siguiente condición: $F(z) - G(z) \leq 0$ uniformemente en $z \in \mathbb{R}$, con desigualdad estricta para algún z .

Consideremos una muestra aleatoria de tamaño n , Z_1, \dots, Z_n , extraída de la función de distribución acumulada F correspondiente a un determinado grupo de empresas; donde Z_i podría representar el nivel o el crecimiento de la productividad de la empresa i -ésima. Asimismo, consideremos una segunda muestra aleatoria de tamaño m , Z_1, \dots, Z_m , independiente de la primera, extraída de la función de distribución acumulada G correspondiente a un grupo diferente de empresas. Se desea contrastar si F domina estocásticamente a G . Ello equivale a que se satisfagan los dos siguientes requerimientos:

i) es posible rechazar el contraste de dos colas:

$$H_0 : F(z) - G(z) = 0 \text{ para todo } z \in \mathbb{R} \text{ vs. } H_1 : F(z) - G(z) \neq 0 \text{ para algún } z \in \mathbb{R};$$

ii) no es posible rechazar el contraste de una cola:

$$H_0 : F(z) - G(z) \leq 0 \text{ para todo } z \in \mathbb{R} \text{ vs. } H_1 : F(z) - G(z) > 0 \text{ para algún } z \in \mathbb{R}.$$

Alternativamente, ambos contrastes pueden formularse como sigue:

$$H_0 : \sup_{z \in \mathbb{R}} |F(z) - G(z)| = 0 \text{ vs. } H_1 : \sup_{z \in \mathbb{R}} |F(z) - G(z)| \neq 0 \quad [27]$$

y

$$H_0 : \sup_{z \in \mathbb{R}} [F(z) - G(z)] = 0 \text{ vs. } H_1 : \sup_{z \in \mathbb{R}} [F(z) - G(z)] > 0, \quad [28]$$

respectivamente. Para explicar de forma más intuitiva este procedimiento de contraste, supongamos que F y G representan las funciones de distribución del nivel de productividad correspondientes a las empresas instaladas en el año $t-1$ que

permanecen en el mercado en el año t y a las empresas instaladas en el período $t-1$ que deciden salir en el año t , respectivamente. Por un lado, el contraste de dos colas permite determinar si la distribución de los niveles de productividad de las empresas es significativamente distinta en ambas subpoblaciones. Por otro lado, el contraste de una cola permite determinar si, desde un punto estadístico, se puede afirmar que las empresas que sobreviven dominan estocásticamente a las empresas que no sobreviven, en términos de su niveles de productividad. En particular, se tendrá evidencia de que la distribución F está a la derecha de (domina estocásticamente a) G si puede rechazarse el contraste de dos colas pero no puede rechazarse el contraste de una cola.

Los estadísticos de contraste propuestos de Kolmogorov-Smirnov (véase Smirnov, 1939) para contrastar ambas hipótesis son:

$$\mathbf{d}_N = \sqrt{\frac{n \cdot m}{n + m}} \max_{1 \leq i \leq N} |T_N(Z_i)| \quad [29]$$

y

$$\mathbf{h}_N = \sqrt{\frac{n \cdot m}{n + m}} \max_{1 \leq i \leq N} [T_N(Z_i)], \quad [30]$$

respectivamente; donde $N=n+m$ y $T_N(Z_i) = F_n(Z_i) - G_m(Z_i)$, siendo F_n y G_m las distribuciones empíricas que estiman las funciones de distribución F y G , respectivamente.

Las distribuciones asintóticas de ambos estadísticos de contraste fueron derivadas por Kolmogorov (1933) y Smirnov (1939), bajo el supuesto de independencia de todas las observaciones. En particular, los trabajos citados demuestran que, bajo la hipótesis nula, las distribuciones asintóticas de los estadísticos \mathbf{d}_N y \mathbf{h}_N vienen dadas por las expresiones:

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\mathbf{d}_N > \mathbf{u}) = -2 \sum_{K=1}^{\infty} (-1)^k \cdot \exp(-2k^2 \mathbf{u}^2) \quad [31]$$

y

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(\mathbf{h}_N > \mathbf{u}) = \exp(-2\mathbf{u}^2), \quad [32]$$

respectivamente. Para más detalles véase Darling (1957).

Implementación del contraste de dominancia estocástica con los datos de la ESEE

En esta sección se discuten varias cuestiones relacionadas con la aplicación de los contrastes de Kolmogorov-Smirnov a los datos procedentes de la *ESEE*. En particular, hay cuatro aspectos que deben tenerse en consideración.

Primero, la aplicación del procedimiento de contraste propuesto requiere la independencia de todas las observaciones. Dada la estructura de panel de la muestra, las observaciones para diferentes períodos no pueden ser consideradas independientes puesto que, en general, éstas corresponden a un mismo conjunto de empresas a las que se encuesta repetidamente durante los años 1990-97. En consecuencia, el procedimiento de contraste debe aplicarse separadamente a las diferentes secciones cruzadas que componen el panel.

Segundo, los estadísticos de Kolmogorov-Smirnov se basan en las distribuciones empíricas correspondientes a los dos grupos de empresas comparados. Dadas las características de la *ESEE*, las distribuciones empíricas solamente pueden obtenerse para las dos categorías de tamaño (empresas pequeñas y empresas grandes) por separado. Por ello, el procedimiento de contraste se aplica a la comparación de las distribuciones correspondientes a dos grupos de empresas (por ejemplo, las empresas instaladas en el año $t-1$ que sobreviven hasta el año t y las que deciden salir al iniciarse el año t), dentro de una misma categoría de tamaño (por ejemplo, las empresas pequeñas instaladas en el año $t-1$ que sobreviven hasta el año t y las que deciden salir al iniciarse el año t) o entre dos categorías de tamaño (por ejemplo, las empresas pequeñas instaladas en el año $t-1$ que sobreviven hasta el año t y las empresas grandes instaladas en el año $t-1$ que deciden salir al iniciarse el año t).

Tercero, los niveles y los crecimientos de la productividad de las empresas se han estimado con el índice multilateral de productividad total de los factores recogido en la Ecuación [9]. Este índice contiene en su definición medias muestrales

de las cantidades de bienes producidos y de factores empleados, por lo que los índices de productividad de todas las empresas estarán correlacionados a través de dichas medias. En consecuencia, no se satisface el supuesto de independencia entre las observaciones, por lo que las distribuciones de los estadísticos de Kolmogorov-Smirnov son, en principio, desconocidas.

No obstante, la medida de productividad utilizada, $\ln \mathbf{I}_{ft}^*$, puede interpretarse como el estimador factible de una medida inobservable de la productividad de la empresa, digamos $\ln \mathbf{I}_{ft}^{**}$, en la que las medias muestrales son reemplazadas por esperanzas poblacionales. Nótese que si los contrastes se realizasen en base a esta medida inobservable de la productividad, las distribuciones de los estadísticos de contraste de Kolmogorov-Smirnov podrían aproximarse directamente con las distribuciones asintóticas proporcionadas en las expresiones [31] y [32].

El proceso asintótico de la distribución muestral de la variable $\ln \mathbf{I}_{ft}^*$, que contiene parámetros estimados, depende de ciertas características desconocidas del proceso generador de los datos y la función de distribución empírica converge a un proceso no pivotal (véase Durbin, 1973). Bai (1996) demuestra que los contrastes de estabilidad estructural, que son un tipo de contrastes de dos muestras (two-sample tests), para funciones de distribución basadas en los residuos de modelos de regresión lineales son de distribución libre. Asimismo, Delgado y Mora (2000) demuestran que los contrastes de independencia basados en la diferencia entre la distribución conjunta y el producto de las distribuciones marginales (contraste de Hoeffding-Blum-Kiefer-Rosenblatt) son también de distribución libre cuando se utilizan residuos en vez de observaciones. En el apéndice de este capítulo se demuestra que los contrastes asintóticos de Kolmogorov-Smirnov son de distribución libre y que, por tanto, pueden utilizarse para realizar los contrastes basados en $\ln \mathbf{I}_{ft}^*$ las mismas tablas que se utilizarían si el contraste se hubiera basado en $\ln \mathbf{I}_{ft}^{**}$.

Cuarto, los resultados de los contrastes se presentan acompañando cada estadístico de contraste con dos P-valores: uno basado en la distribución asintótica del estadístico y el segundo basado en la aproximación *bootstrap* de la distribución

del estadístico en muestras finitas. Aunque no existen razones teóricas que justifiquen un mejor comportamiento del contraste *bootstrap* frente al asintótico en este contexto, la comparación de ambos P-valores permiten valorar la robustez de las conclusiones cuando las muestras son pequeñas. En particular, los resultados obtenidos con las aproximaciones asintótica y *bootstrap* de las distribuciones de los estadísticos de contraste son muy similares, lo que pone de manifiesto la fiabilidad de la aproximación asintótica incluso con muestras pequeñas. El *bootstrap* “naive” para procesos empíricos ha sido justificado por Giné y Zinn (1990). A continuación se describe el procedimiento utilizado para calcular los P-valores *bootstrap* asociados a los estadísticos de contraste de Kolmogorov-Smirnov.

- En primer lugar, se extraen $n+m$ observaciones mediante un esquema de muestreo aleatorio con reemplazamiento de la muestra $\mathbf{c}_N = \{z_1, \dots, z_n, z_{n+1}, \dots, z_{n+m}\}$ que definen la muestra *bootstrap* $\mathbf{c}_N^* = \{z_1^*, \dots, z_n^*, z_{n+1}^*, \dots, z_{n+m}^*\}$.
- En segundo lugar, basándose en la muestra *bootstrap* \mathbf{c}_N^* se computan los análogos *bootstrap* de los estadísticos de contraste \mathbf{d}_N y \mathbf{h}_N , denotados \mathbf{d}_N^* y \mathbf{h}_N^* , respectivamente; siendo los P-valores *bootstrap*

$$P^* - \text{value}(\mathbf{d}_N) = \Pr\{\mathbf{d}_N^* \geq \mathbf{d}_N \mid \mathbf{c}_N\}$$

y

$$P^* - \text{value}(\mathbf{h}_N) = \Pr\{\mathbf{h}_N^* \geq \mathbf{h}_N \mid \mathbf{c}_N\}.$$

- En la práctica, la obtención de estos P-valores es inabordable desde un punto de vista computacional. Sin embargo, éstos pueden aproximarse, con tanta precisión como se desee, por el método de Monte Carlo. Esto es, repitiendo los dos pasos anteriores un número de veces B , tan grande como requiera la precisión deseada, y aproximando la distribución de los estadísticos con la distribución empírica de los estadísticos *bootstrap* obtenidos en las múltiples

repeticiones $\{\mathbf{d}_N^{*b} \text{ y } \mathbf{h}_N^{*b}, b=1, \dots, B\}$. Así, los P-valores *bootstrap* se aproximan por:

$$P_B^* - \text{value}(\mathbf{d}_N) = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B 1(\mathbf{d}_N^{*b} \geq \mathbf{d}_N)$$

y

$$P_B^* - \text{value}(\mathbf{h}_N) = \frac{1}{B} \sum_{b=1}^B 1(\mathbf{h}_N^{*b} \geq \mathbf{h}_N).$$

Bajo H_1 , los P-valores *bootstrap* convergen a cero casi seguro.

II.2.3. Comparaciones gráficas de funciones de distribución

Los contrastes formales de las diferencias entre las funciones de distribución correspondientes a dos grupos de empresas se acompañan de la representación gráfica de dichas diferencias en el conjunto de la población manufacturera (empresas pequeñas y empresas grandes). La herramienta utilizada para ello es la función de distribución relativa que se estima empleando técnicas no paramétricas. Esta función es una alternativa a la representación directa de las dos funciones de distribución comparadas, siendo su principal ventaja en este contexto el hecho de que permite representar en un único diagrama múltiples comparaciones. De esta forma, es posible ilustrar en un único gráfico las diferencias entre las distribuciones correspondientes a dos grupos de empresas en varias fechas.

Supongamos que desea realizarse la comparación entre una función de distribución objetivo G y una función de distribución de referencia F . En este caso, la función de distribución relativa se define como: $R(r)=G(F^{-1}(r))$, donde $0 \leq r \leq 1$. Nótese que si las dos distribuciones comparadas fuesen idénticas entonces la función de distribución relativa, i.e. $F(F^{-1}(r))$, sería la distribución uniforme $U[0,1]$ que coincide gráficamente con la recta de 45° .

La estimación de la función de distribución relativa R es un problema estándar de estimación de funciones de distribución univariante aplicado a los datos del grupo objetivo expresados en términos relativos (véase Handcock y Janssen, 1996). Sea Z_1, \dots, Z_n una muestra aleatoria de tamaño n extraída de función de

distribución acumulada F , y sea Z_{n+1}, \dots, Z_{n+m} una muestra aleatoria de tamaño m , independiente de la primera, extraída de la función de distribución G ; donde Z podría representar el nivel o el crecimiento de la productividad de las empresas. Entonces, los datos del grupo objetivo se expresan en términos relativos como sigue:

$$X_{n+i} = F_n(Z_{n+i}) \quad i = 1, \dots, m;$$

donde F_n denota la distribución empírica de la variable Z correspondiente a la función de distribución acumulada F , que se estima para el conjunto de la población –empresas pequeñas y empresas grandes– de acuerdo con la expresión de la distribución empírica ponderada proporcionada en la Ecuación [12] (véase sección I.3).

Particularizando a este caso la expresión general del estimador kernel ponderado de una función de distribución univariante, recogida en la Ecuación [15] (véase sección II.3), se tiene que la expresión del estimador kernel ponderado de la función de distribución relativa es la siguiente:

$$\hat{R}_h(r) = \sum_{i=1}^m w_i \int_0^r K\left(\frac{n - X_i}{h}\right) dn, \quad 0 \leq r \leq 1 \quad [34]$$

donde las ponderaciones de las observaciones w_i se definen de acuerdo con la expresión [13]¹, la función kernel K es la normal estándar y la elección del parámetro de suavizado h se realiza de acuerdo con la regla de Silverman (Silverman, 1986).

El Gráfico II.1 proporciona un ejemplo que ilustra las dos herramientas gráficas para la comparación de funciones de distribución. En el panel superior se comparan directamente los estimadores kernel de las funciones de distribución acumuladas del nivel de productividad en las empresas instaladas en 1996 que cesan su actividad al año siguiente (*exiting firms*) y en las que sobreviven al menos un año

¹ Las probabilidades de pertenecer a las categorías de empresas pequeñas (p) y de empresas grandes ($1-p$), requeridas para definir los pesos a las observaciones en los estimadores kernel ponderados se han estimado a partir de la información de la *ESEE* para el año base 1990. En particular, en la subpoblación de empresas entrantes $\hat{p} = 0,98$, en la de empresas que salen $\hat{p} = 0,99$ y en la de empresas instaladas $\hat{p} = 0,97$. Para más detalles véase sección I.2.

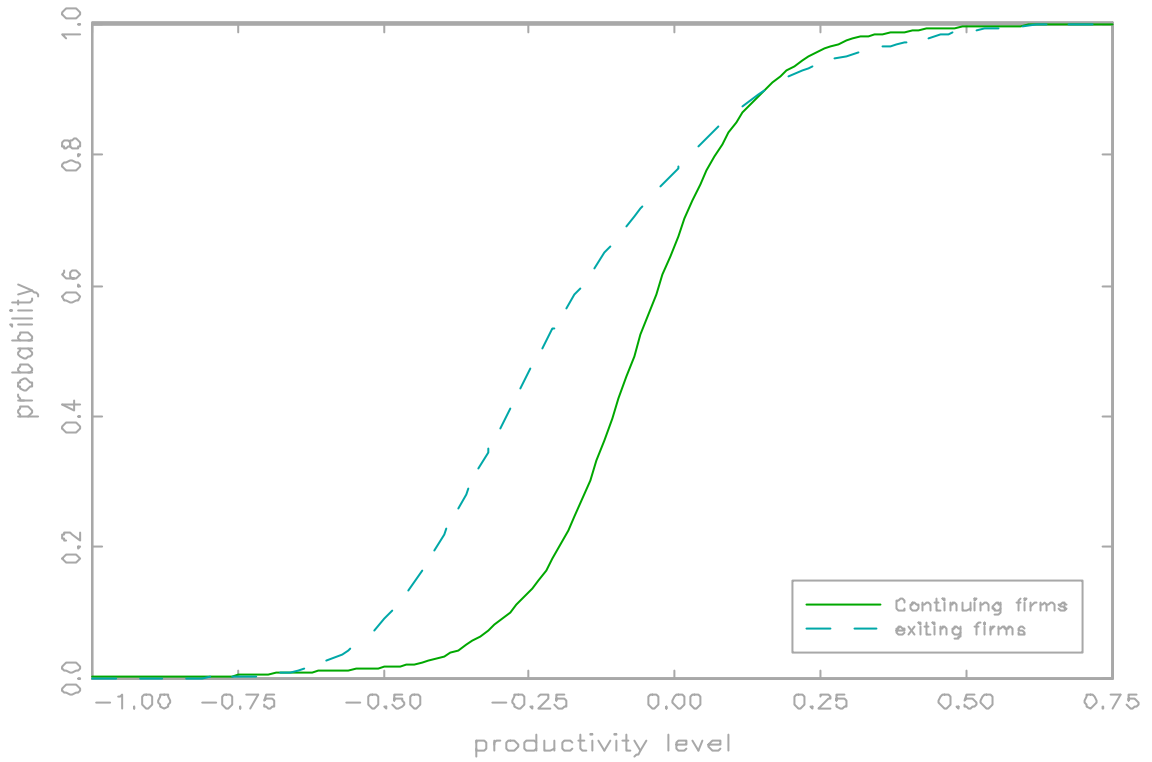


Gráfico II.1 (a). Diferencias entre las distribuciones del nivel de productividad en las empresas instaladas que salen y que permanecen en el mercado (estimadores kernel ponderados de las funciones de distribución).

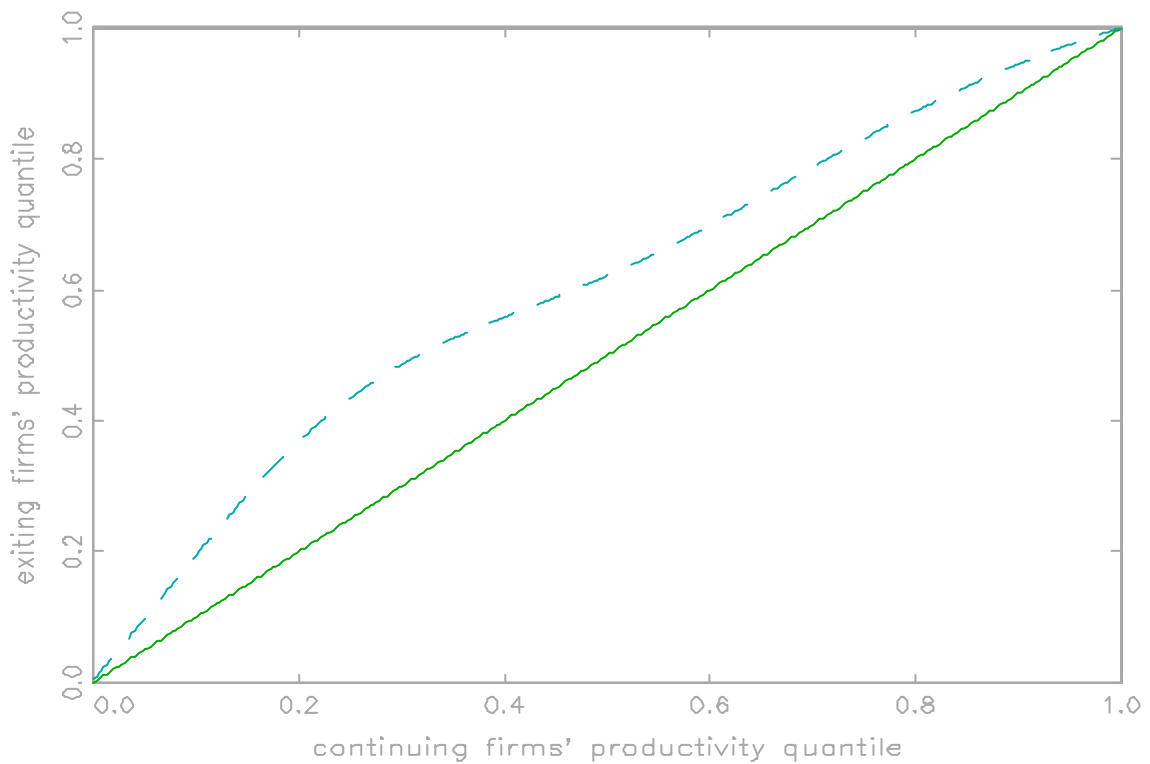


Gráfico II.1 (b). Diferencias entre las distribuciones del nivel de productividad en las empresas instaladas que salen y que permanecen en el mercado (estimador kernel ponderado de la función de distribución relativa).

más (*continuing firms*). Este gráfico muestra que la distribución de la productividad en las empresas que sobreviven se sitúa a la derecha de la distribución de productividad de las empresas que no sobreviven.

En el panel inferior se representa el estimador kernel de la función de distribución relativa de la productividad de las empresas que no sobreviven respecto de las empresas que sí lo hacen. La diagonal principal representa la distribución uniforme; esto es, la distribución relativa si las dos distribuciones comparadas fuesen idénticas. En este ejemplo, la distribución relativa se encuentra situada por encima de la diagonal, indicando que, en el año 1996, la proporción de empresas del grupo de las que cierran en 1997 cuya productividad es inferior al q -ésimo percentil de la distribución de la productividad de las empresas que sobreviven es superior a q . Ambos paneles sugieren, por tanto, que la distribución de productividad de las empresas que sobreviven domina estocásticamente la distribución de productividad de las empresas que no sobreviven.

II.3. Evidencia empírica

Esta sección presenta los resultados empíricos acerca de la relación entre productividad y rotación empresarial. Dichos resultados se basan en una muestra de panel extraída de la *ESEE* que contiene 15.087 observaciones referidas a un número medio de 1.886 empresas encuestadas entre 1990 y 1997. La organización de los contenidos de esta sección es la siguiente. En la sección II.3.1 se analiza la persistencia en los niveles de productividad de las empresas. En la sección II.3.2 se comparan las distribuciones del nivel de productividad de las empresas correspondientes a las subpoblaciones de empresas que entran en el mercado, empresas que salen del mercado y empresas instaladas. En la sección II.3.3 se examinan si las diferencias entre las distribuciones de productividad de las empresas de una misma cohorte de entrantes que sobreviven y que no sobreviven durante el período observado son consistentes con la premisa del modelo de Hopenhayn de que las empresas de nueva creación experimentan un proceso de aprendizaje “pasivo” acerca de su eficiencia relativa. Por último, la sección II.3.4 se centra en el análisis del crecimiento de la productividad de las empresas basado en la comparación de las

distribuciones correspondientes a las empresas que entran y que salen del mercado con la distribución de las empresas instaladas.

II.3.1. Persistencia en el nivel de productividad de las empresas

Esta sección investiga el cumplimiento del supuesto de persistencia en los niveles de productividad de las empresas que, según el modelo de Hopenhayn, subyace a la relación entre productividad y la rotación empresarial. En particular, el modelo considera que la distribución de los *shocks* de productividad en el presente crece estocásticamente con el nivel de productividad del período anterior. Dicho de otra forma, la probabilidad de que la empresa reciba en el período t un *shock* de productividad superior a cualquier valor dado, crece con el valor del *shock* de productividad recibido por la empresa en el período $t-1$. En el gráfico II.2 se representa gráficamente el estimador kernel ponderado de la función de distribución acumulada de la productividad de las empresas manufactureras –pequeñas y grandes– en t condicional a los nivel de productividad de éstas en $t-1$. El estimador kernel (ponderado) de dicha distribución condicional de la productividad en t dada la productividad en $t-1$ se define como:

$$\hat{F}_{t|t-1}(Z_t | Z_{t-1}) = \frac{\hat{F}_{t,t-1}(Z_t, Z_{t-1})}{\hat{F}_{t-1}(Z_{t-1})},$$

donde Z denota el nivel de productividad de las empresas; \hat{F}_{t-1} representa el estimador kernel ponderado de la función de distribución univariante de la productividad en el año $t-1$, obtenido de acuerdo con la expresión [12]; y $\hat{F}_{t,t-1}$ denota el estimador kernel ponderado de la función de distribución bivalente de los niveles de productividad de la empresa en t y $t-1$, que se estima de acuerdo con la siguiente expresión:

$$\hat{F}_{t,t-1}(Z) = \sum_{i=1}^N w_i \int_{-\infty}^{z_t} \int_{-\infty}^{z_{t-1}} K_2\left(\frac{\mathbf{n} - \mathbb{Z}_i}{h}\right) dz_{t-1} dz_t;$$

donde \mathbb{Z} representa el vector (Z_t, Z_{t-1}) , la función kernel K_2 es una función de distribución bivalente gaussiana obtenida como producto de dos distribuciones univariantes gaussianas, i.e. $K_2(Z_t, Z_{t-1}) = K(Z_t) \cdot K(Z_{t-1})$; las ponderaciones de las observaciones w_i vienen dadas por la expresión [13] y, finalmente, la obtención del parámetro de suavizado h se realiza según la expresión propuesta por Silverman (1986) para la elección del parámetro de suavizado en el caso multivariante.

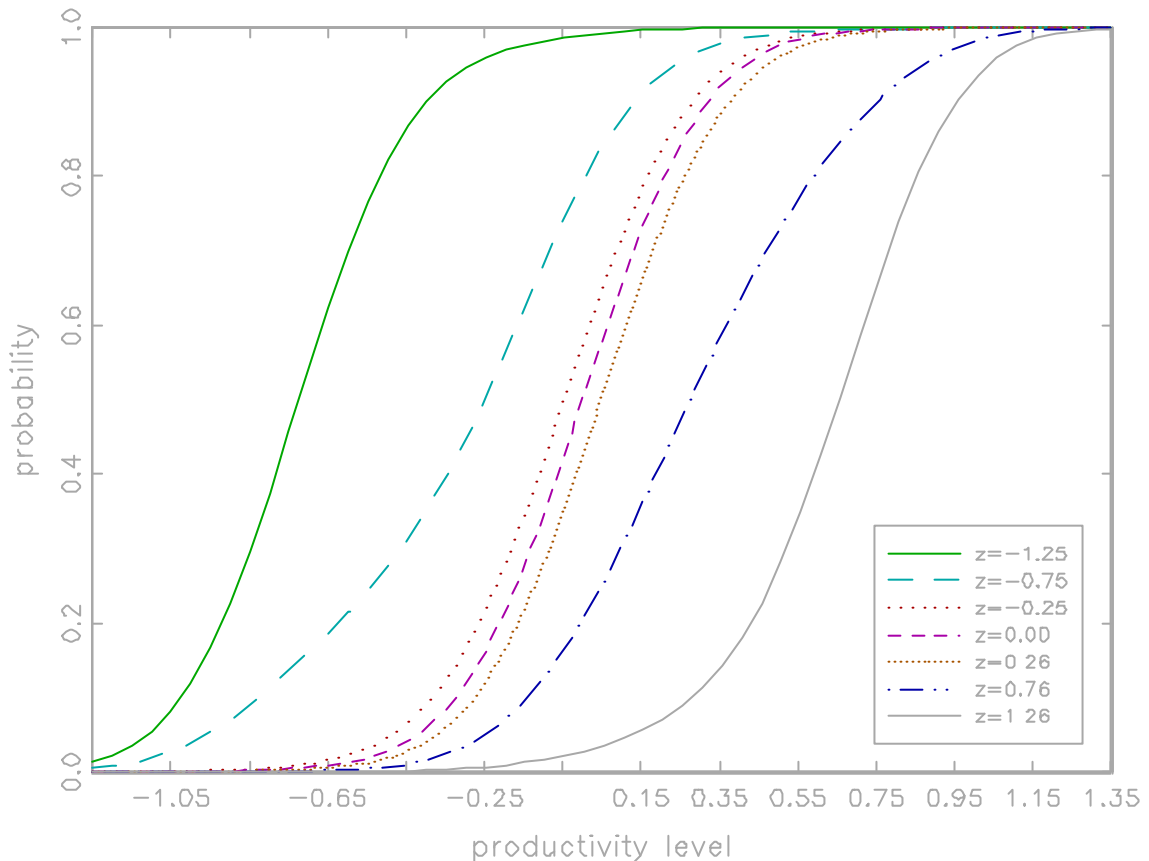


Gráfico II.2. Persistencia en el nivel de productividad de las empresas (estimador kernel ponderado de la función de distribución condicional del nivel de productividad de las empresas en 1996 dado el nivel de productividad en 1995).

Las funciones de distribución condicionales se han estimado para los años 1991-1997, siendo los resultados obtenidos similares en todos los casos. En particular, en el Gráfico II.2 se muestra la función de distribución de la productividad en el año 1996 correspondientes a siete subpoblaciones de empresas homogéneas en términos del nivel de productividad que presentaban en el año 1995². Los resultados obtenidos confirman el cumplimiento del supuesto de correlación serial positiva en

² Los siete niveles de la productividad en 1995, para los que se representa la función de distribución condicional han sido elegidos arbitrariamente.

los niveles de productividad de las empresas. Resultados similares a éste han sido encontrados en la literatura con anterioridad en trabajos tales como los de Baily, Hulten y Campbell (1992), Olley y Pakes (1996) y Griliches y Regev (1995).

II.3.2. Niveles de productividad y rotación empresarial

En este apartado se investigan las diferencias entre las empresas que entran al mercado, las empresas que salen del mercado y las empresas instaladas, en términos de sus niveles de productividad. En cada período t , se han asignado: a la categoría de entrantes, las empresas de nueva creación de dicho período; a la categoría de empresas que salen del mercado, aquellas empresas que cesan definitivamente su actividad manufacturera en el período $t+1$; y, por último, a la categoría de empresas instaladas, el resto de empresas en la población. La base de datos permite identificar siete cohortes de entrantes (1990, 1991, 1992, 1993, 1994, 1996³ y 1997) y siete

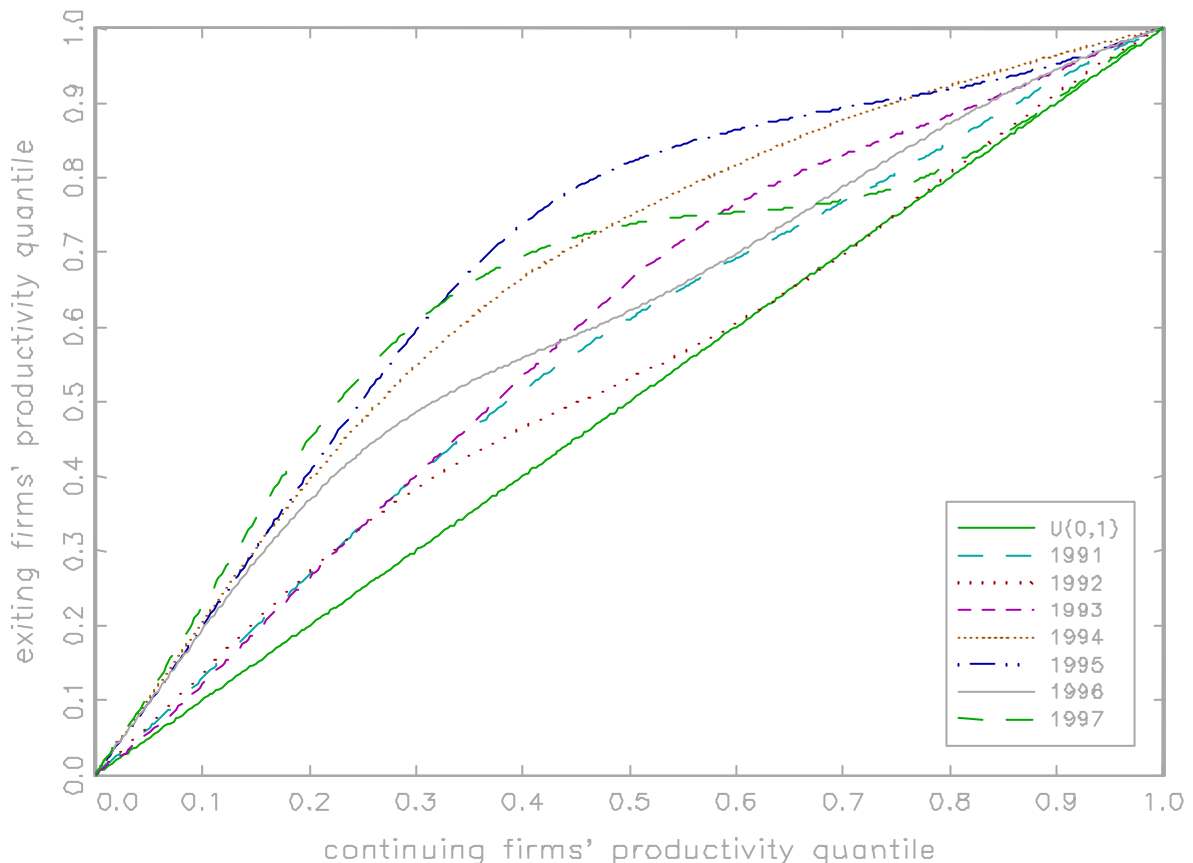


Gráfico II.3. Funciones de distribución relativa del nivel de productividad de las empresas que cierran respecto de las empresas que continúan (estimadores kernel ponderados).

³ El trabajo de campo de la ESEE no permitió la incorporación de empresas de nueva creación en el año 1995, que fueron incorporadas en la muestra en la cohorte de entrantes del año 1996.

cohortes de empresas que cierran definitivamente (1991,1992, 1993, 1994, 1995, 1996 y 1997)⁴.

El Grafico II.3 presenta los estimadores kernel ponderados de la función de distribución relativa de las productividad de las empresas que salen del mercado respecto de la de las empresas instaladas para los años 1991-1997. Como puede verse, la distribución relativa se encuentra, durante todo el período, por encima de la diagonal principal que representa la distribución uniforme $U[0,1]$, la cual se interpreta como la distribución relativa si las dos distribuciones comparadas fuesen idénticas. Este resultado indica que, dado un percentil cualquiera de la distribución de la productividad en las empresas instaladas, la proporción de empresas que salen del mercado cuyo nivel de productividad está por debajo dicho percentil es superior a la proporción de empresas instaladas que se encuentran en dicha situación. Por tanto, la posición relativa de las dos distribuciones comparadas sugiere que la distribución de la productividad en las empresas que cesan su actividad está dominada estocásticamente por la distribución de las empresas instaladas.

Análogamente, en el Gráfico II.4 se representan los estimadores kernel de la función de distribución relativa de la productividad en las empresas entrantes respecto de las empresas instaladas para los años 1990-1997⁵. Nótese que la distribución relativa se sitúa todos los años por encima de la diagonal principal, lo que señala que la distribución del nivel de productividad de las empresas instaladas domina estocásticamente la distribución de las empresas entrantes.

A continuación, se implementa el procedimiento descrito en la sección II.2.2 para contrastar formalmente la dominancia estocástica de la distribución de la productividad en las empresas instaladas con respecto de las distribuciones de las empresas que entran y de las empresas que salen del mercado. Aunque el interés se centra en la comparación de las distribuciones correspondientes al conjunto de

⁴ No hay información disponible acerca de la productividad total de los factores en el año 1990 para las empresas que componen la cohorte de empresas que salen del mercado en 1990.

⁵ En la muestra, no es posible diferenciar las empresas de la cohorte de entrantes del año 1995 y, por tanto, el año 1995 aparece excluido en el Gráfico II.4.

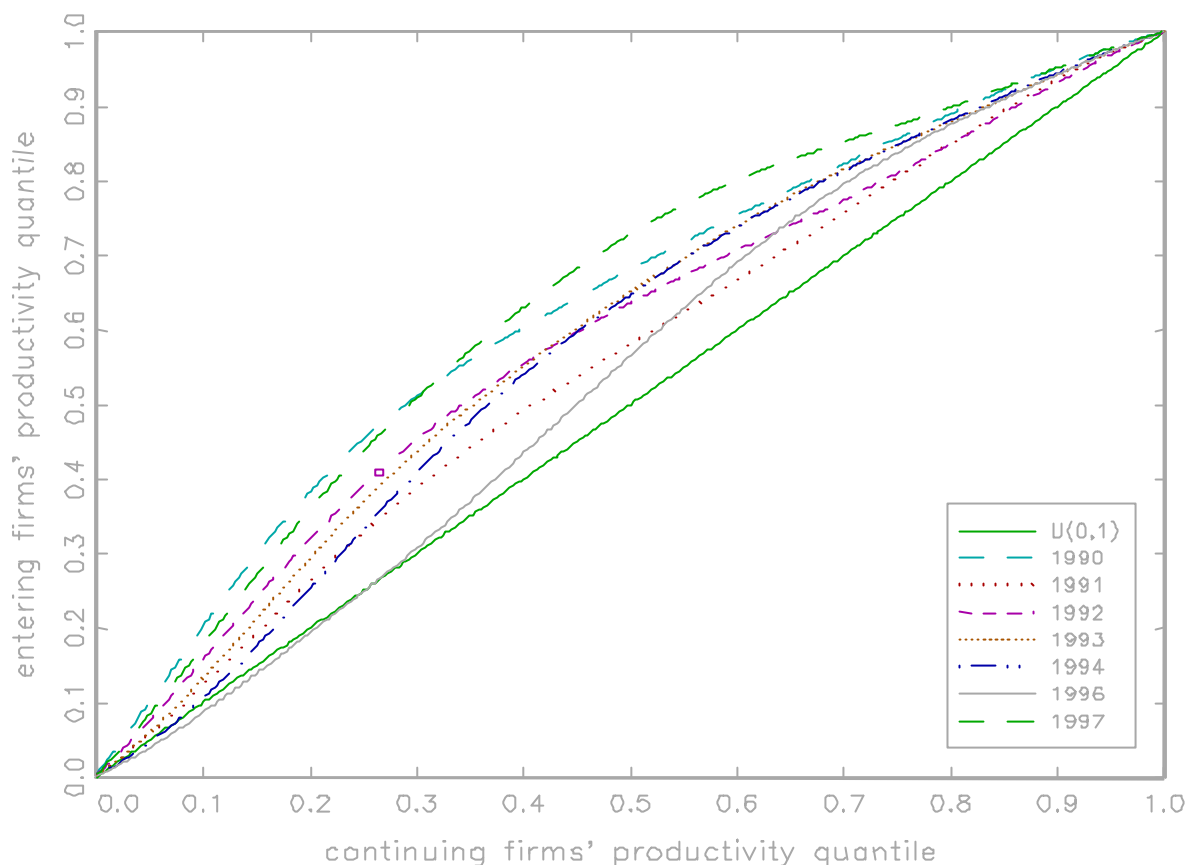


Gráfico II.4. Funciones de distribución relativa de la productividad de las empresas que entran respecto de las empresas instaladas (estimadores kernel ponderados).

empresas en la población (empresas grandes y empresas pequeñas), las características de la base de datos utilizada obligan, como ya se ha discutido con anterioridad, a realizar los contrastes de Kolmogorov-Smirnov de una y de dos colas, diferenciando entre las categorías de empresas pequeñas y empresas grandes; es decir, a comparar las funciones de distribución de la productividad condicionando en la categoría de tamaño. En consecuencia, en cada período, se aplica los contraste de una y de dos colas a las comparaciones:

$$F_t(\cdot | \mathbf{t} = 0) \text{ vs. } G_t(\cdot | \mathbf{t} = 0), \quad t = 1990, \dots, 1997;$$

donde \mathbf{t} es una variable artificial que es igual a 0 si la empresa es pequeña y 1 si es grande; F_t denota la función de distribución acumulada en el año t del nivel de productividad ($\ln \mathbf{I}_{ft}^*$) en las empresas instaladas; y G_t denota la distribución del grupo de empresas sujeto a la comparación, i.e. empresas que entran o empresas que salen del mercado.

El hecho de que las cohortes de empresas que entran y que salen del mercado estén formadas predominantemente por empresas pequeñas, sugiere que las distribuciones empíricas de la productividad correspondientes a las empresas pequeñas que entran y que salen del mercado constituyen una buena aproximación de las distribuciones en el conjunto de las poblaciones de empresas que entran y que salen del mercado. En consecuencia, el resultado de que las distribuciones de la productividad en las subpoblaciones de empresas instaladas pequeñas y grandes domine estocásticamente a la distribución de la productividad en el grupo de empresas sujeto de la comparación (empresas pequeñas que entran o que salen del mercado), puede interpretarse como evidencia empírica acerca de la dominancia estocástica del grupo de empresas de referencia en el conjunto de la población manufacturera (empresas pequeñas y empresas grandes). Por este motivo, los contrastes de Kolmogorov-Smirnov se han aplicado también a la comparación:

$$F_t(.|\mathbf{t}=1) \text{ vs. } G_t(.|\mathbf{t}=0), \quad t=1990,\dots,1997.$$

El Cuadro II.1 resume los resultados del contraste formal de las diferencias entre las distribuciones del nivel de productividad en las empresas instaladas y en las empresas (pequeñas) que salen del mercado. Los contrastes se realizan por separado para las categorías de empresas instaladas pequeñas y grandes durante los años 1991-97. Para cada comparación, se proporcionan los estadísticos de Kolmogorov-Smirnov para los contrastes de una y de dos colas, acompañados por las aproximaciones asintótica y *bootstrap* de los P-valores.

Los resultados indican que las diferencias entre las distribuciones comparadas son significativas para los niveles de significación habituales: los P-valores asintóticos no superan los valores 0,08 y 0,00 para las empresas instaladas pequeñas y grandes, respectivamente; siendo los P-valores *bootstrap* ligeramente inferiores a sus P-valores asintóticos análogos. Por su parte, la hipótesis nula de que la distribución del nivel de productividad en las empresas instaladas se encuentra situada a la derecha de la distribución de las empresas que salen del mercado no puede rechazarse para niveles de significación razonables ningún año ni en el caso de las empresas instaladas pequeñas ni en el de las grandes. De nuevo en este caso, los

Cuadro II.1

Diferencias en la productividad entre entrantes y empresas instaladas: contrastes de Kolmogorov-Smirnov

Año	Empresas instaladas pequeñas vs entrantes						Empresas instaladas grandes vs entrantes					
	Número de observaciones*		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las instaladas		Número de observaciones*		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las instaladas	
	n_p	M	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹	n_g	m	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹
1990	841	39	1,921	0,001 (0,000)	0,259	0,874 (0,851)	474	39	2,586	0,000 (0,000)	0,246	0,886 (0,856)
1991	1.136	38	1,378	0,045 (0,038)	0,197	0,925 (0,902)	727	38	2,029	0,001 (0,000)	0,068	0,991 (0,981)
1992	1.123	68	1,964	0,001 (0,000)	0,222	0,906 (0,885)	637	68	3,256	0,000 (0,000)	0,144	0,959 (0,944)
1993	1.100	82	1,670	0,008 (0,004)	0,231	0,898 (0,882)	528	82	3,173	0,000 (0,000)	0,072	0,990 (0,982)
1994	1.099	36	1,343	0,054 (0,047)	0,193	0,928 (0,906)	585	36	2,464	0,000 (0,000)	0,149	0,956 (0,937)
1996 ^a	1.002	121	1,239	0,093 (0,086)	0,250	0,882 (0,867)	507	121	3,773	0,000 (0,000)	0,229	0,900 (0,880)
1997	1.038	83	2,553	0,000 (0,000)	0,017	0,999 (0,998)	512	83	5,031	0,000 (0,000)	0,017	0,999 (0,996)

* n_p , n_g y m denotan los tamaños muestrales correspondientes a las categorías de empresas instaladas pequeñas, empresas instaladas grandes y entrantes (pequeñas), respectivamente.

¹ P-valores basados en la aproximación asintótica de la distribución del estadístico de contraste. Los P-valores basados en la aproximación *bootstrap* de la distribución (10.000 repeticiones) se recogen entre paréntesis.

^a Los miembros de la cohorte de entrantes del año 1995 están incluidos en la cohorte del año 1996.

P-valores *bootstrap* son ligeramente inferiores a los asintóticos. En adelante, aunque los P-valores asintóticos también se presentan en los cuadros, los comentarios se referirán únicamente a los P-valores *bootstrap*.

En el Cuadro II.2 se recogen los resultados correspondientes a los contrastes estadísticos de las diferencias entre las distribuciones de la productividad en las empresas instaladas y en las empresas entrantes (pequeñas) correspondientes a los años 1990-1997. La información contenida en este cuadro se refiere a los estadísticos de contraste y sus correspondientes P-valores asintóticos y *bootstrap* relativos a las comparaciones de las distribuciones de la productividad en las empresas entrantes (pequeñas) y en las empresas instaladas, distinguiendo en éste último grupo entre las categorías de empresas pequeñas y grandes. En la categoría de empresas pequeñas, la hipótesis de igualdad entre las distribuciones comparadas se rechaza todos los años para niveles de significación que varían entre 0,00 y 0,09. La hipótesis nula de que la ordenación de las distribuciones es la esperada, esto es, las empresas instaladas dominan estocásticamente a las empresas entrantes, no puede rechazarse nunca para niveles de significación razonables en el período analizado. Respecto a la comparación entre las distribuciones de la productividad en las empresas instaladas grandes y las empresas entrantes (pequeñas), los resultados obtenidos permiten concluir que las diferencias entre ambas distribuciones son significativas, en el sentido de que las empresas instaladas dominan estocásticamente a las entrantes.

La magnitud de las diferencias entre las distribuciones de la productividad en las empresas instaladas y en empresas entrantes (pequeñas) es, por lo general, mayor en la categoría de empresas grandes que en la de empresas pequeñas. Este patrón revela la existencia de diferencias sistemáticas entre las distribuciones de productividad en las subpoblaciones de empresas pequeñas y empresas grandes a favor de la segunda. El examen de las diferencias entre las empresas instaladas, las empresas entrantes y las empresas que salen del mercado revela que la rotación empresarial está relacionada con diferencias significativas en los niveles de productividad entre estos grupos de empresas. Tal como se señala en el capítulo II, las diferencias entre las distribuciones correspondientes a las empresas que entran y a las que salen del mercado en una misma fecha contribuyen a la evolución de la distribución de la productividad en el sector. Por

Cuadro II.2

Diferencias en la productividad entre las empresas que cierran y las que continúan su actividad: contrastes de Kolmogorov-Smirnov

Año	Empresas pequeñas que continúan vs empresas que cierran						Empresas grandes que continúan vs empresas que cierran					
	Número de observaciones*		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las que continúan		Número de observaciones*		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las que continúan	
	n_p	m	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹	n_g	m	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹
1991	1.136	33	1,319	0,062 (0,052)	0,354	0,779 (0,746)	727	33	2,044	0,000 (0,000)	0,264	0,870 (0,844)
1992	1.123	47	1,488	0,024 (0,020)	0,575	0,516 (0,485)	637	47	2,402	0,000 (0,000)	0,482	0,628 (0,596)
1993	1.100	27	1,560	0,015 (0,010)	0,140	0,962 (0,944)	528	27	2,642	0,000 (0,000)	0,067	0,991 (0,978)
1994	1.099	35	2,253	0,000 (0,000)	0,011	1,000 (0,997)	585	35	3,419	0,000 (0,000)	0,000	1,000 (1,000)
1995	983	17	1,803	0,003 (0,002)	0,335	0,799 (0,757)	502	17	2,709	0,000 (0,000)	0,291	0,844 (0,795)
1996	1.002	21	2,038	0,000 (0,001)	0,175	0,940 (0,913)	507	21	2,675	0,000 (0,000)	0,170	0,944 (0,917)
1997	1.038	8	1,278	0,076 (0,049)	0,433	0,687 (0,622)	512	8	1,825	0,003 (0,001)	0,214	0,913 (0,873)

* n_p , n_g y m denotan los tamaños muestrales correspondientes a las categorías de empresas que continúan pequeñas, empresas que continúan grandes y entrantes (pequeñas), respectivamente.

¹ P-valores basados en la aproximación asintótica de la distribución del estadístico de contraste. Los P-valores basados en la aproximación *bootstrap* de la distribución (10.000 repeticiones) se recogen entre paréntesis.

ese motivo, en este punto, el interés se centra en la comparación de tales grupos de empresas.

Los resultados de la comparación entre las empresas que entran y las empresas que salen del mercado se presentan en el Cuadro II.3. La hipótesis nula de igualdad entre ambas distribuciones se rechaza solamente para los años 1994 y 1996, para niveles de significación de 0,05 y 0,00, respectivamente. Además, el contraste de dominancia estocástica de las empresas entrantes respecto de las empresas que salen no puede ser rechazado para niveles de significación razonables ninguno de los dos años. El resto de años, las diferencias entre ambas distribuciones no resultan significativas. En conjunto, estos resultados apuntan a que la contribución neta del reemplazamiento de las cohortes de empresas que salen del mercado por las de nuevas empresas que inician su actividad es positiva aunque modesta.

Cuadro II.3

Diferencias entre las empresas que entran y las que salen del mercado en términos de sus niveles de productividad: contrastes de Kolmogorov-Smirnov.

Empresas pequeñas que entran al mercado en el año t						
vs						
empresas pequeñas que salen del mercado en el año $t+1$						
Año	Número de observaciones*		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las empresas entrantes	
	n	m	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹
1991	38	33	0,560	0,913 (0,816)	0,560	0,534 (0,447)
1992	68	47	0,952	0,325 (0,257)	0,952	0,163 (0,130)
1993	82	27	0,708	0,697 (0,591)	0,379	0,751 (0,684)
1994	36	35	1,337	0,056 (0,042)	0,007	0,799 (0,757)
1996 ^a	121	21	1,841	0,002 (0,001)	0,221	0,907 (0,855)
1997	83	8	0,582	0,887 (0,971)	0,545	0,552 (0,469)

* n y m denotan los tamaños muestrales correspondientes a los grupos de empresas que entran en el año t y que salen del mercado en $t+1$, respectivamente

¹ P-valores basados en la aproximación asintótica de la distribución del estadístico de contraste. Los P-valores basados en la aproximación *bootstrap* de la distribución (10.000 repeticiones) se recogen entre paréntesis

^a Los miembros de la cohorte de entrantes del año 1995 están incluidos en la cohorte del año 1996..

II.3.3. La decisión de cerrar de las empresas y el “aprendizaje pasivo”

En esta sección se examina si las decisiones de salir del mercado tomadas por las empresas reflejan de los mecanismos de aprendizaje “pasivo” y autoselección apuntados por los modelos de dinámica industrial. En particular, Hopenhayn (1992) establece que: i) las empresas recién incorporadas al mercado desconocen su nivel de productividad; ii) estas empresas adquieren información acerca de sus nivel de productividad cuando empiezan a operar en el mercado y iii) las empresas que reciben *shocks* de productividad desfavorables decidirán cesar su actividad. En conjunto, estas tres premisas implican que, en el momento de la entrada, las distribuciones del nivel de productividad correspondientes a los miembros de una cohorte de entrantes que no sobreviven hasta el final del período y a los miembros que logran sobrevivir han de ser diferentes.

A continuación se comparan las distribuciones de las empresas supervivientes y no supervivientes de las cohortes de entrantes. En particular, se consideran las cinco cohortes de empresas entrantes correspondientes a los años 1990-1994, cuya evolución se observa hasta el año 1997. En cada cohorte, el grupo de empresas supervivientes estará compuesto por los miembros que en el año 1997 continúan su actividad. El resto de empresas de la cohorte se incluyen en el grupo de empresas no supervivientes. Sin embargo, debido a que la aplicación de este criterio de clasificación da lugar a un escaso número de observaciones, ha sido necesario redefinir el concepto de cohorte de entrantes con el propósito de incrementar el número de observaciones disponibles. En particular se ha definido la cohorte de entrantes del año t como el grupo de empresas cuya edad en t ($t - \text{año de nacimiento} + 1$) no supera los 3 años.

Los estimadores de las distribuciones del nivel de productividad en las empresas nuevas supervivientes y no supervivientes están afectados por dos tipos de sesgos que afectan a la inferencia acerca de las diferencias entre ambas distribuciones. Por un lado, el grupo de entrantes supervivientes incluye a las empresas de la cohorte que salen del mercado después del año 1997. En consecuencia, bajo la hipótesis nula de que la distribución de la productividad de las empresas no supervivientes está dominada estocásticamente por la distribución de las empresas supervivientes, el criterio de clasificación aplicado implica que la distribución de probabilidad de la que se extraen

las observaciones de la población de empresas supervivientes está a la derecha de la distribución de la que se extraen las observaciones de la muestra de empresas de nueva creación que sobreviven todo el período.

Por otro lado, la muestra de empresas de la cohorte de entrantes del año t que no sobreviven excluye a aquellas empresas que habiendo iniciado su actividad en los años $t-1$ y $t-2$ salen del mercado antes del año t . Por tanto, bajo la misma hipótesis nula, la función de distribución de la que se extraen las productividades de la población de empresas nuevas que no sobrevivirán está a la izquierda de la distribución de la que se extraen las observaciones de la muestra de empresas de una cohorte de entrantes que salen antes del año 1997.

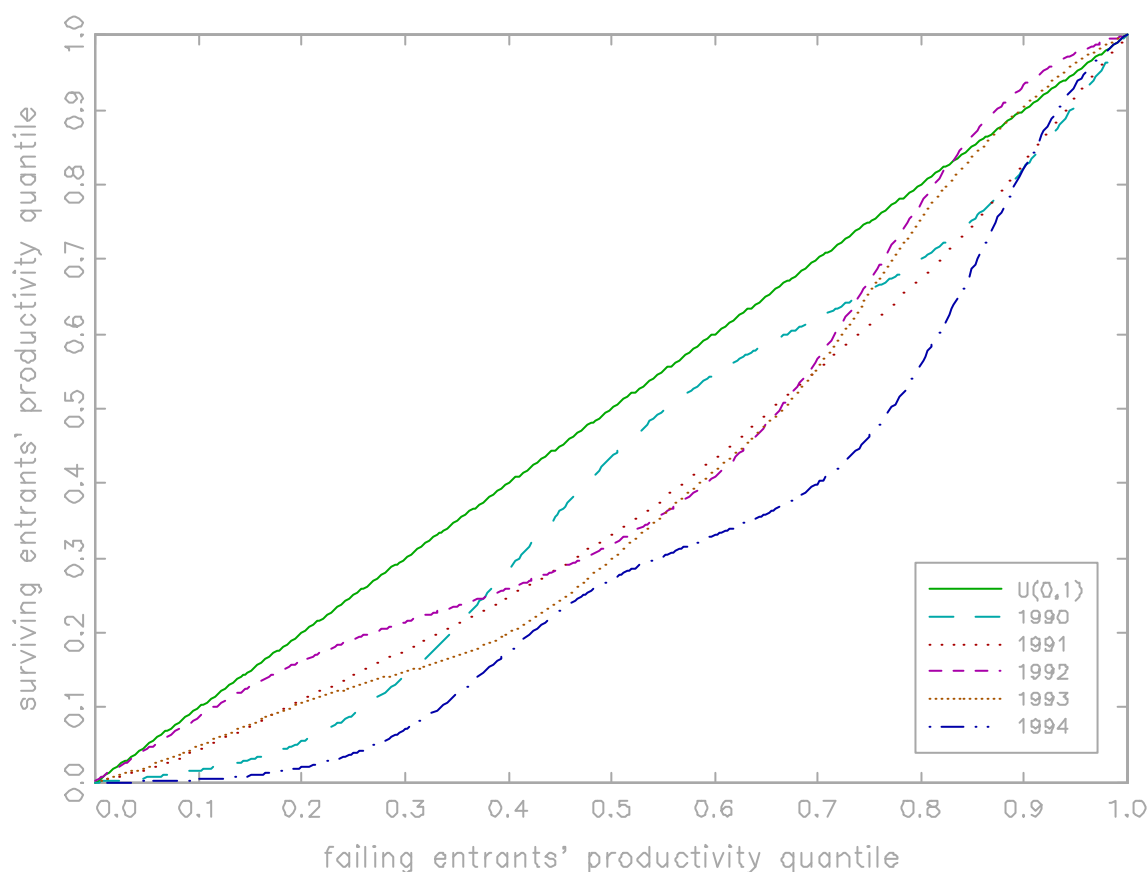


Gráfico II.5. Funciones de distribución relativa del nivel de productividad de las entrantes que sobreviven respecto de las entrantes que no sobreviven (estimadores kernel ponderados).

Ambos sesgos operan en contra de la hipótesis nula de que los miembros de una cohorte de entrantes que sobreviven dominan estocásticamente a los miembros que no

sobreviven y, en consecuencia, los resultados a favor de las predicciones del modelo de Hopenhayn (1992) se ven reforzados por la presencia de los sesgos comentados.

Cuadro II.4

Diferencias entre los miembros de una misma cohorte de entrantes que sobreviven y que no sobreviven en términos de sus niveles de productividad: contrastes de Kolmogorov-Smirnov.

Cohorte	Entrantes de la cohorte del año t que sobreviven vs entrantes de la cohorte del año t que no sobreviven					
	Número de observaciones*		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las empresas que sobreviven	
	n	m	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹
1990	78	14	1,193	0,116 (0,080)	0,044	0,096 (0,977)
1991	72	15	1,096	0,181 (0,136)	0,000	1,000 (1,000)
1992	79	13	1,005	0,264 (0,200)	0,423	0,699 (0,621)
1993	119	18	1,047	0,223 (0,173)	0,120	0,972 (0,944)
1994	89	12	1,358	0,050 (0,032)	0,234	0,896 (0,838)

* n y m denotan los tamaños muestrales correspondientes a los grupos de empresas que entran en el año t que sobreviven hasta el año 1997 y que salen durante el período observado, respectivamente.

¹ P-valores basados en la aproximación asintótica de la distribución del estadístico de contraste. Los P-valores basados en la aproximación *bootstrap* de la distribución (10.000 repeticiones) se recogen entre paréntesis

El Gráfico II.5 representa los estimadores kernel de las distribuciones relativas del nivel de productividad en las entrantes supervivientes respecto de las no supervivientes. Dichas distribuciones relativas se encuentran por debajo de la diagonal principal para todas las cohortes de entrantes indicando que, tal como predice el modelo teórico, la distribución de la productividad en los miembros de una misma cohorte de entrantes que sobreviven domina estocásticamente la distribución en los miembros que no sobreviven. En el Cuadro II.4 se recogen los estadísticos de contraste y los P-valores asintóticos y *bootstrap* que permiten contrastar estadísticamente este último resultado para las empresas pequeñas. Los resultados obtenidos se resumen en dos puntos. En primer lugar, la hipótesis nula de que las dos distribuciones comparadas son idénticas puede ser rechazada para niveles de significación que varían entre 0,03 y 0,20. En

segundo lugar, la hipótesis nula de que las entrantes que sobreviven dominan estocásticamente a las que no sobreviven en términos de sus niveles de productividad no puede ser rechazada, en ningún caso, para niveles de significación razonables.

II.3.4. Efectos umbral en las decisiones de cerrar de las empresas

De acuerdo con los modelos de dinámica industrial, la decisión de cerrar de las empresas se basa en una regla de decisión que consiste en comparar su nivel de productividad con un umbral mínimo \underline{I} . En particular, el modelo predice que aquellas empresas cuya productividad en el período t sea inferior a dicho umbral, tomarán la decisión de cerrar al período siguiente. En caso contrario, las empresas decidirán continuar su actividad durante un período más. De esta forma, si existiese un umbral de productividad único, los rangos de valores observados del nivel de productividad en las empresas que cierran y en las empresas que continúan su actividad deberían ser distintos. En particular, los niveles de productividad de las empresas que decidiesen cerrar deberían estar contenidos en el intervalo $(-\infty, \underline{I})$ y los de las empresas que decidiesen continuar lo estarían en el intervalo $[\underline{I}, \infty)$. Sin embargo, los resultados obtenidos en las secciones anteriores indican que los rangos de valores de la productividad en las empresas que cierran y en las empresas instaladas se superponen.

Una posible justificación de que los niveles de productividad de estos dos grupos de empresas no estén contenidos en intervalos disjuntos, sería la existencia de múltiples umbrales de productividad. Para ilustrar este argumento, consideremos la existencia de dos grupos de empresas en la población que toman sus decisiones de cierre basándose en reglas de decisión diferentes, en el sentido de que consideran umbrales de productividad distintos \underline{I}^A y \underline{I}^B , tales que $\underline{I}^A > \underline{I}^B$. En esta situación, la subpoblación de empresas que cierran en un momento dado, estará compuesta por empresas de los dos tipos posibles y, por tanto, que habrán decidido cerrar bien porque $I < \underline{I}^A$ o bien porque $I < \underline{I}^B$. Así, los niveles de productividad de las empresas que salen se incluirán en el intervalo $(-\infty, \underline{I}^A)$. De forma análoga, la subpoblación de empresas que continúan su actividad, estará compuesta por empresas de los dos grupos que habrán decidido no cerrar bien porque $I \geq \underline{I}^A$ o bien porque $I \geq \underline{I}^B$, por lo que los niveles de productividad de las empresas que continúan en actividad pertenecerán al intervalo

$[\underline{I}^B, \infty)$. Dado que $\underline{I}^A > \underline{I}^B$, existe un intervalo de valores $[\underline{I}^B, \underline{I}^A)$ que puede contener realizaciones del nivel de productividad correspondientes tanto a empresas que hayan decidido cerrar y a empresas que hayan decidido continuar su actividad.

Una de las predicciones del modelo de Hopenhayn (1992) es que el umbral de productividad \underline{I} es una función decreciente de los costes hundidos de entrada c_e en los que incurren las empresas. Si esto es así, las distribuciones de la productividad correspondientes a las empresas de un sector con costes hundidos de entrada c_e que cierran y que permanecen instaladas en un período dado se expresarían como:

$$F(\cdot | I < \underline{I}(c_e))$$

y

$$F(\cdot | I \geq \underline{I}(c_e)),$$

respectivamente. Dado que los umbrales de productividad son decrecientes con los costes de entrada, se tendrá que ambas funciones de distribución son no decrecientes (decrecen estocásticamente) con los costes hundidos de entrada. Dicho de otra manera, comparadas las distribuciones de la productividad de las empresas que cierran o de las que permanecen instaladas correspondientes a dos sectores S^1 y S^2 con costes hundidos de entrada c_e^1 y c_e^2 , respectivamente, tales que $c_e^1 \leq c_e^2$, ha de satisfacerse que la distribución correspondiente al sector S^1 , con coste de entrada bajo (c_e^1), domine estocásticamente a la distribución correspondiente al sector S^2 , con coste de entrada alto (c_e^2):

$$F(\ln I^0 | I < \underline{I}(c_e^1)) \leq F(\ln I^0 | I < \underline{I}(c_e^2)) \text{ para todo } I^0 \in \mathbb{R}$$

y

$$F(\ln I^0 | I \geq \underline{I}(c_e^1)) \leq F(\ln I^0 | I \geq \underline{I}(c_e^2)) \text{ para todo } I^0 \in \mathbb{R}.$$

La estrategia empírica utilizada para contrastar esta implicación del modelo de Hopenhayn ha consistido en analizar si, en las subpoblaciones de empresas que cierran y que permanecen instaladas, la distribución del nivel de productividad condicional al

coste hundido de entrada al sector en el que opera la empresa, es no decreciente con dicho coste.

Para ello, las empresas de la muestra se han asignado, según su actividad principal, a los sectores de la clasificación NACE CLIO R44 (2 dígitos) y se ha estimado el coste hundido de entrada en estos sectores de acuerdo con el índice propuesto por Sutton (1991) cuya expresión para un sector dado es la siguiente:

$$c_e = \frac{m \cdot K}{Y},$$

donde m denota la escala mínima eficiente del sector considerado, K denota la cantidad de capital empleada en el sector e Y denota el volumen de producción del sector. Para medir la escala mínima eficiente se han utilizado las estimaciones de esta variable que proporciona Velásquez (1993)⁶. Los datos acerca de las cantidades agregadas de capital y la producción correspondientes a cada sector se han extraído de la Encuesta Industrial, y se refieren al año 1990.

Las funciones de distribución de la productividad condicionales al coste hundido de entrada asignado a cada empresa han sido estimadas para los años 1991-97 utilizando el estimador kernel ponderado descrito en la sección II.3.1.

Los resultados obtenidos no han sido satisfactorios debido a que las distribuciones condicionales estimadas no son funciones monótonas (crecientes) de los costes hundidos de entrada y, además, los resultados difieren sustancialmente de unos años a otros, por lo que no es posible establecer ningún tipo de regularidad.

II.3.5. Crecimiento de la productividad y rotación empresarial

Esta sección completa el análisis de la relación entre la productividad y la rotación empresarial examinando las diferencias entre las distribuciones del crecimiento de la productividad en las empresas instaladas, las empresas que entran y las empresas

⁶ Las estimaciones de Velásquez (1993) están basadas en datos de la Encuesta Industrial, relativos al período 1980-1986. En particular, proporciona una medida de la escala mínima eficiente expresada en términos de la producción del sector.

que salen del mercado. El Gráfico II.6 representa los estimadores kernel de la distribución relativa del crecimiento de la productividad en las empresas entrantes que sobreviven todo el período respecto de la distribución en las empresas instaladas. Las estimaciones se refieren a las cohortes de entrantes de los años 1990-96 y, en cada caso, el crecimiento de la productividad se mide entre el año de entrada de la cohorte de entrantes sometida a comparación y el año 1997.

Los resultados obtenidos varían por cohortes: las distribuciones relativas correspondientes a las cohortes de entrantes de los años 1992, 1993 y 1996 se encuentran por debajo de la diagonal principal, lo que sugiere la existencia de un proceso de convergencia de la distribución de los niveles de productividad de las empresas nuevas hacia la de las empresas instaladas. Por el contrario, la distribución relativa se encuentra por encima de la diagonal principal para las cohortes de entrantes

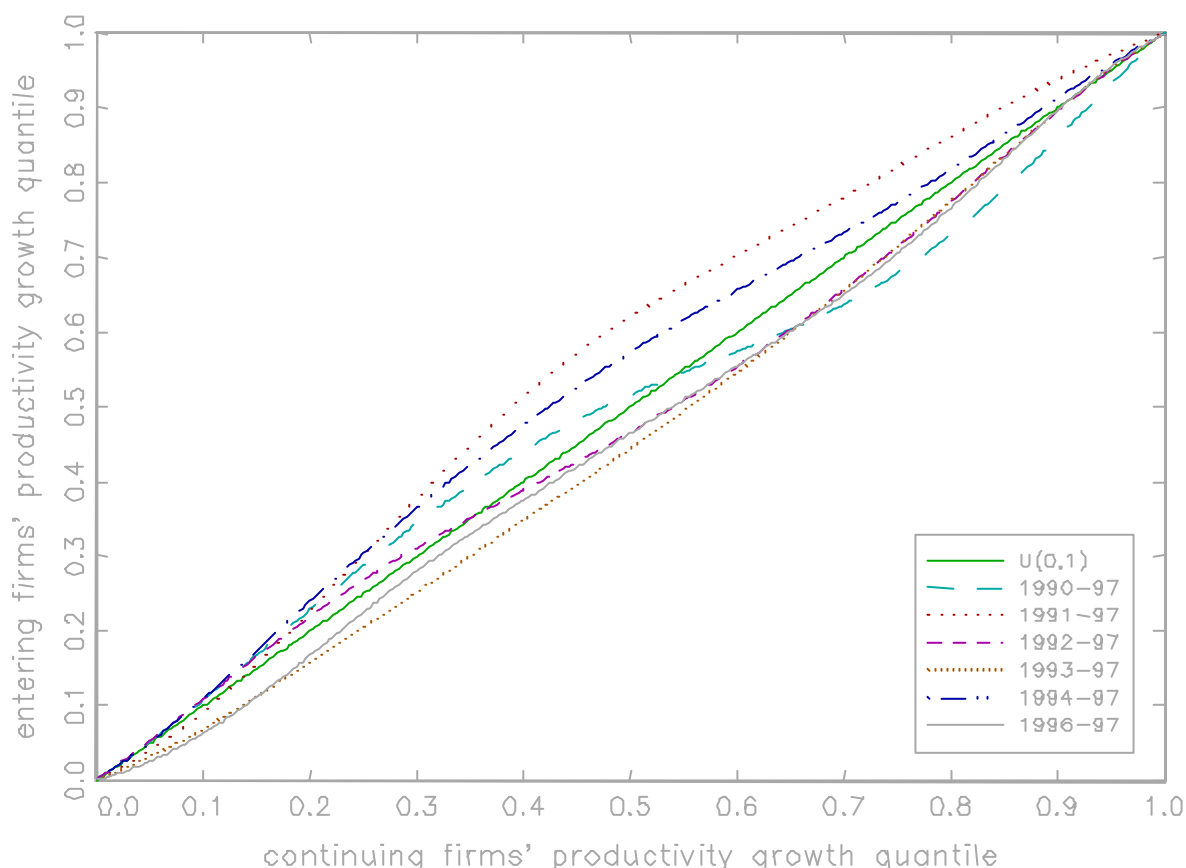


Gráfico II.6. Funciones de distribución relativa del crecimiento de la productividad en las empresas entrantes respecto de las empresas instaladas (estimadores kernel ponderados).

de 1991 y 1994. Por último, la distribución relativa de la cohorte de entrantes del año 1990 corta la diagonal principal entre los percentiles del 50% y el 60% de la

Cuadro II.5

Diferencias en el crecimiento de la productividad entre las empresas entrantes que sobreviven y las empresas instaladas: contrastes de Kolmogorov-Smirnov

Período	Entrantes que sobreviven vs. empresas instaladas pequeñas						Entrantes que sobreviven vs empresas instaladas grandes					
	Número de observaciones*		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las entrantes		Número de observaciones*		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las entrantes	
	<i>n</i>	<i>m_p</i>	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹	<i>n</i>	<i>m_g</i>	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹
1990-97	27	568	1,577	0,014 (0,012)	0,745	0,329 (0,305)	27	292	1,617	0,011 (0,008)	1,103	0,088 (0,070)
1991-97	25	685	0,860	0,450 (0,394)	0,860	0,228 (0,198)	25	437	1,215	0,104 (0,087)	1,215	0,052 (0,044)
1992-97	37	697	0,928	0,356 (0,319)	0,840	0,244 (0,223)	37	429	1,528	0,019 (0,015)	1,528	0,009 (0,007)
1993-97	53	679	0,947	0,331 (0,291)	0,151	0,955 (0,939)	53	411	0,780	0,576 (0,523)	0,577	0,514 (0,473)
1994-97	28	703	0,886	0,413 (0,367)	0,886	0,208 (0,181)	28	465	1,232	0,096 (0,086)	1,232	0,048 (0,044)
1996-97 ^a	113	726	1,185	0,121 (0,104)	0,308	0,827 (0,802)	113	477	1,279	0,076 (0,063)	0,968	0,154 (0,138)

* *n*, *m_p* y *m_g* denotan los tamaños muestrales correspondientes a las categorías de empresas entrantes que sobreviven, empresas instaladas pequeñas y empresas instaladas grandes, respectivamente.

¹ P-valores basados en la aproximación asintótica de la distribución del estadístico de contraste. Los P-valores basados en la aproximación *bootstrap* de la distribución (10.000 repeticiones) se recogen entre paréntesis.

^a Los miembros de la cohorte de entrantes del año 1995 están incluidos en la cohorte del año 1996.

distribución del crecimiento de la productividad de las empresas instaladas y, por tanto, en este caso los dos grupos comparados de empresas no pueden ser ordenados atendiendo al criterio de dominancia estocástica de primer orden.

Las diferencias descritas entre las distribuciones del crecimiento de la productividad en las empresas instaladas y en las empresas entrantes (pequeñas) que sobreviven hasta el final de período han sido contrastadas formalmente. Los resultados de los contrastes se presentan, por separado para las dos categorías de tamaño consideradas, en el Cuadro II.5. Dichos resultados varían sustancialmente en función de la categoría de tamaño que se considere. En el caso de las empresas instaladas grandes, los estadísticos de contraste indican que, aunque existen diferencias significativas, no hay dominancia estocástica de las empresas nuevas frente a las empresas instaladas, en términos de los crecimientos de la productividad. A diferencia de ello, cuando se consideran las empresas instaladas grandes, las diferencias entre las distribuciones del crecimiento de la productividad no son, en general, significativas. Las excepciones a esta afirmación son las cohortes de entrantes de los años 1990 y 1996, para las cuales no es posible rechazar la hipótesis nula de que las empresas entrantes dominan estocásticamente a las empresas instaladas.

En conjunto, la evidencia presentada apunta hacia un mayor crecimiento de la productividad en las empresas nuevas que, en consecuencia, tenderán a converger a los mismos niveles de productividad de las empresas instaladas, particularmente cuando las empresas entrantes se comparan con las empresas instaladas pequeñas.

A continuación, se comparan las distribuciones del crecimiento de la productividad en los grupos de empresas instaladas y empresas que salen del mercado. El Gráfico II.7 recoge las estimaciones de las distribuciones relativas del crecimiento de la productividad de las empresas que cierran respecto de las empresas instaladas. En particular, las estimaciones corresponden a las cohortes de empresas que cierran entre 1992 y 1997, comparándose los crecimientos de la productividad en ambos grupos durante el último año de vida de las empresas de cada cohorte. Excepto en el año 1996, la distribución relativa se encuentra siempre por encima de la diagonal principal. Esta posición indica que la distribución del crecimiento de la productividad en las empresas que salen del mercado está dominada

estocásticamente por la distribución de las empresas instaladas. Dicho de otro modo, la distribución del nivel de productividad en las empresas que deciden abandonar el mercado tiende a divergir de la distribución en el resto de empresas.

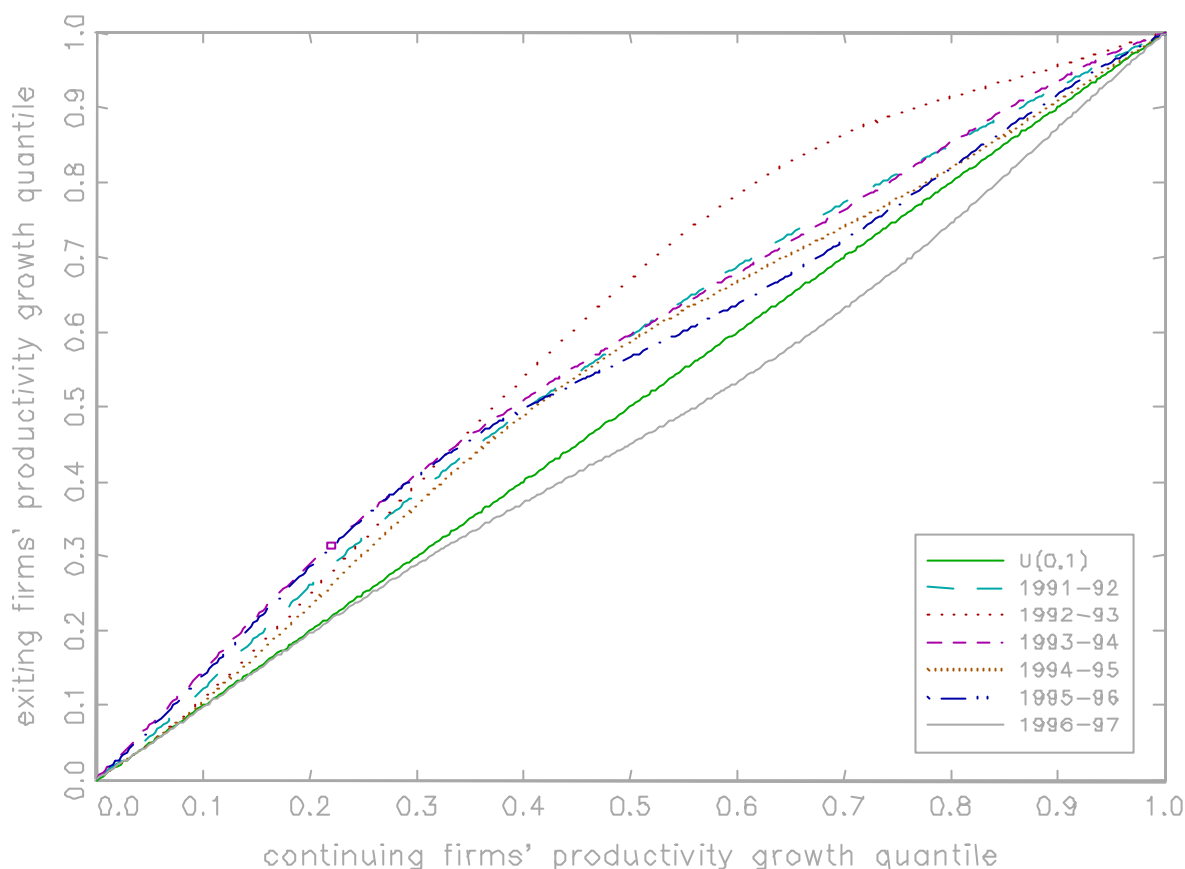


Gráfico II.7. Funciones de distribución relativa del crecimiento de la productividad en las empresas que cierran respecto de las que continúan (estimadores kernel ponderados).

El Cuadro II.6 presenta los estadísticos y los P-valores relativos a los contrastes de las diferencias entre las distribuciones del crecimiento de la productividad en las empresas que cierran al año siguiente y en las que continúan en el mercado. De nuevo, los contrastes se realizan por separado para las comparaciones de las empresas instaladas pequeñas y grandes con las empresas (pequeñas) que cierran. Los resultados son concluyentes para las cohortes de 1992-93, 1993-94 y 1995-96. En estos casos, la evidencia obtenida indica que existen diferencias significativas entre las distribuciones del crecimiento de la productividad de las empresas instaladas y en las empresas que cierran, en el sentido de que las últimas están dominadas estocásticamente por las primeras (pequeñas o grandes). Para el resto de años los resultados tanto acerca de la significatividad como acerca del signo de las diferencias son ambiguos.

Cuadro II.6

Diferencias en el crecimiento de la productividad entre las empresas que cierran y las empresas instaladas: contrastes de Kolmogorov-Smirnov

Período	Empresas que continúan pequeñas vs empresas que cierran						Empresas que continúan grandes vs empresas que cierran					
	Número de observaciones*		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las que continúan		Número de observaciones*		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las que continúan	
	n_p	m	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹	n_g	m	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹
1991-92	922	42	0,992	0,278 (0,248)	0,856	0,231 (0,205)	582	42	1,183	0,122 (0,104)	1,105	0,087 (0,077)
1992-93	900	25	1,414	0,037 (0,027)	0,175	0,940 (0,917)	485	25	1,725	0,005 (0,004)	0,145	0,959 (0,940)
1993-94	828	34	1,290	0,072 (0,059)	0,111	0,976 (0,956)	467	34	1,556	0,016 (0,013)	0,268	0,866 (0,838)
1994-95	757	17	0,971	0,302 (0,252)	0,739	0,336 (0,296)	459	17	1,173	0,127 (0,105)	0,767	0,308 (0,266)
1995-96	729	16	1,188	0,119 (0,096)	0,352	0,780 (0,739)	433	16	1,374	0,046 (0,034)	0,530	0,570 (0,517)
1996-97	726	7	0,936	0,345 (0,271)	0,936	0,173 (0,137)	477	7	0,999	0,271 (0,206)	0,999	0,136 (0,105)

* n_p , n_g y m denotan los tamaños muestrales correspondientes a las categorías de empresas que continúan pequeñas, empresas que continúan grandes y empresas que cierran (pequeñas), respectivamente.

¹ P-valores basados en la aproximación asintótica de la distribución del estadístico de contraste. Los P-valores basados en la aproximación *bootstrap* de la distribución (10.000 repeticiones) se recogen entre paréntesis.

II.4. Conclusiones

Este estudio se centra en la comparación de las distribuciones de productividad correspondientes a diferentes grupos de empresas. Tomando como referencia los supuestos y predicciones de los modelos de dinámica industrial (Hopenhayn, 1992), el trabajo se centra en el análisis de la relación entre los patrones de entrada y salida del mercado y los diferenciales de productividad entre las empresas que operan en él. El estudio se ha realizado a partir de la información extraída de la Encuesta sobre Estrategias Empresariales (*ESEE*) para una muestra de empresas manufactureras encuestadas durante el período 1990-1997.

El análisis realizado se basa en la comparación de las distribuciones de la productividad correspondientes a grupos de empresas que experimentan diferentes trayectorias, en términos de los procesos de entrada-salida del mercado, en el período considerado. Dichas distribuciones son ordenadas de acuerdo con el criterio de dominancia estocástica de primer orden. Las estimaciones e inferencias realizadas se basan en la utilización de métodos no paramétricos: por un lado, se han utilizado técnicas kernel de estimación, para ilustrar gráficamente las diferencias entre funciones de distribución; y por otro lado, se han aplicado los contrastes de una y de dos colas de Kolmogorov-Smirnov, para contrastar formalmente la significatividad y el signo de las diferencias entre las funciones de distribución comparadas. Los principales resultados se resumen a continuación.

Primero, la heterogeneidad en los niveles de productividad de las empresas es persistente en el tiempo.

Segundo, las decisiones de entrada y salida de las empresas del mercado están relacionada sistemáticamente con los diferenciales en términos de los niveles de productividad que se observan entre éstas. En particular, la distribución de la productividad en las empresas instaladas domina estocásticamente a las distribuciones de la productividad correspondientes a las empresas que inician y que cesan su actividad.

Tercero, en el momento de la entrada, la distribución de la productividad correspondiente a los miembros de la cohorte de entrantes que sobreviven hasta el final del período observado domina estocásticamente a la distribución correspondiente a los miembros de la cohorte que no logran sobrevivir. Este resultado es consistente con la premisa del modelo teórico de que, durante los primeros años de vida, las empresas experimentan un proceso de aprendizaje “pasivo” acerca de su eficiencia relativa.

Cuarto, el estudio de la distribución condicional de la productividad de las empresas dado el coste hundido de entrada en el sector en el que éstas compiten en las subpoblaciones de empresas que deciden cerrar al período siguiente y que deciden continuar en el mercado, no ha permitido extraer ninguna conclusión acerca de la existencia de umbrales de productividad diferentes para empresas que operan en sectores con costes hundidos de entrada distintos.

Quinto, el crecimiento de la productividad y la rotación empresarial están relacionados en dos sentidos: por un lado, la distribución del crecimiento de la productividad en las empresas que cierran está dominada estocásticamente por la distribución en las empresas instaladas y, por otro lado, la distribución del crecimiento de la productividad de las empresas de nueva creación que sobreviven hasta el final del período domina estocásticamente a la de las empresas instaladas, de donde se deduce la existencia de un proceso de convergencia de la distribución del nivel de productividad de las empresas nuevas hacia la de las empresas instaladas.

Bibliografía

- Audretsch, D. (1995): *Innovation and Industry Evolution*, Cambridge. MIT Press
- Bai, J. (1996): "Testing for parameter constancy in linear regressions: an empirical distribution function approach.", *Econometrica*, 64 (3), pp. 597-622.
- Baily, M.N.; C. Hulten y D. Campbell (1992): "Productivity dynamics in manufacturing plants", *Brooking Papers: Microeconomics 1992*, pp. 187-225.
- Baldwin, J. (1993): *The Dynamics of Industrial Competition*, Cambridge University Press
- Callejon, M. y A. Segarra (1999): "Business dynamics and efficiency in industries and regions: the case of Spain", *Small Business Economics*, 13, pp. 253-271
- Caves, R. (1998): "Industrial organization and new findings on the turnover and mobility of firms", *Journal of Economic Literature*, vol XXXVI, pp. 1947-1982.
- Darling, D. A. (1957): "The Kolmogorov-Smirnov, Cramér-Von Mises Tests", *Annals of Mathematical Statistics*, vol. 28, pp. 823-838.
- Delgado, M.A. y J. Mora (2000): "A non-parametric test for serial independence of regression errors", *Biometrika*, vol. 87, pp. 228-234
- Durbin, J. (1973): "Weak convergence of the sample distribution function when parameters are estimated", *Annals of Statistics*, 1, pp. 279-290.
- Ericson, R. y A. Pakes (1995): "Markov-perfect industry dynamics: A framework for empirical work", *Review of Economic Studies*, 62, pp. 53-82.
- Giné, E. y J. Zinn (1990): "Bootstrapping general empirical measures", *Annals of Probability*, vol. 18, pp.851-869.
- Griliches, Z. y H. Regev (1995): "Firm productivity in Israeli industry 1979-1988", *Journal of Econometrics*, vol. 65, pp.175-203.
- Handcock, M.S. y P.L. Janssen (1996): "Statistical Inference for the relative distribution", Penn State Statistics Department, Technical Report n. 97-07.
- Hopenhayn, H. (1992): "Entry, Exit, and firm dynamics in long run equilibrium", *Econometrica*, 60, Septiembre, pp. 1127-1150.
- Jaumandreu, J. y A. Martín (1998), "Entry, exit, and productivity growth in Spanish manufacturing during the eighties", *Documento de trabajo 9804 PIE-FEP*.
- Jovanovic, B. (1982): "Selection and the evolution of industry", *Econometrica*, 50, pp. 649-670.

- Kolmogorov, A.N. (1933): “Sulla determinazione empirica di una legge di distribuzione”, *Giornale dell'Istituto Ital. degli Attuari*, vol 4, pp. 83-91.
- Nadaraya, E.A. (1964): Some new estimates for distribution functions. *Theory of Probability and its Applications*, vol. 9, pp.497-500.
- Olley, S. y A. Pakes (1996): “The dynamics of productivity in telecommunications equipment industry”, *Econometrica*, vol. 64, No. 6, pp. 1263-1297.
- Roberts, M. y J. Tybout (1996): *Industrial evolution in developing countries: micro patterns of turnover, productivity and market structure*, Oxford University Press.
- Roberts, M. J. and J. R. Tybout (1997): “Producer turnover and productivity growth in developing countries”, *World Bank Research Observer*, vol. 12, n°. 1, pp. 1-18.
- Silverman, B. W. (1986): *Density estimation for statistics and data analysis*, Chapman and Hall.
- Smirnov, N.V. (1939), “On the estimation of the discrepancy between empirical curves of distribution for two independent samples”, *Bull. Math. Univ. Moscow*, vol. 2, n° 2, pp. 3-14.
- Sutton, J. (1991): *Sunk entry costs and market structure*, MIT press.
- Tybout, J. (1996): “Heterogeneity and productivity growth: Assessing the evidence”, en. Roberts, M. y J. Tybout, opus cit.
- Velazquez, J. (1993): “Economías de escala tamaños óptimos en la industria española (1980-1986)”, *Investigaciones Económicas*, vol. XVII (3), pp. 507-525.

Apéndice II.I⁷

Sean $\mathbf{n}_n = \{V_i, i=1, \dots, n\}$ y $\mathbf{n}_m = \{V_i, i=n+1, \dots, n+m\}$ muestras aleatorias independientes extraídas de poblaciones con funciones de distribución acumuladas F y G , respectivamente, que son desconocidas. Se está interesado en contrastar que ambas funciones de distribución son idénticas. Para este propósito, se utiliza el estadístico de contraste:

$$\mathbf{h}_N = \sup_{z \in \mathbb{R}} |T_N(z)|,$$

donde $N=n+m$, y

$$T_N(z) = \left(\frac{n \cdot m}{N} \right)^{1/2} \cdot [F_n(z) - G_m(z)],$$

siendo F_n y G_m las distribuciones empíricas basadas en las muestras \mathbf{n}_n y \mathbf{n}_m para las funciones F y G , respectivamente. El contraste de una cola puede construirse de forma análoga.

Bajo la hipótesis nula, T_N converge a un Puente Browniano, y los contrastes basados en funcionales de T_N , como \mathbf{h}_N , han sido tabulados.

El problema es que la variable V es inobservable. No obstante, se sabe que $V_i = h(Y_i, \mathbf{q}_0)$, $i=1, \dots, N$, donde $h: \mathbb{R}^q \times \mathbb{R}^p \rightarrow \mathbb{R}$ es una función conocida, $\mathbf{q}_0 \in \Theta \subset \mathbb{R}^p$ son parámetros conocidos, y $\mathbf{Y}_N = \{Y_i, i=1, \dots, N\}$ son vectores de q -variantes de variables aleatorias. Supongamos que se dispone de un estimador razonable de \mathbf{q}_0 , denominado \mathbf{q}_N , que se ha obtenido a partir de los datos disponibles \mathbf{Y}_N , tal que:

$$\mathbf{q}_N = \mathbf{q}_0 + O_p \left(\frac{1}{N^{1/2}} \right).$$

Una aproximación habitual para contrastar la hipótesis nula, consiste en utilizar las versiones factibles de F_n y G_m :

⁷ La demostración que se recoge en este apéndice es una aportación de Miguel Delgado.

$$\hat{F}_n(z) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1(\hat{V}_i \leq z) \text{ y } \hat{G}_m(z) = \frac{1}{m} \sum_{i=n+1}^{n+m} 1(\hat{V}_i \leq z),$$

donde $\hat{V}_i = h(Y_i, \mathbf{q}_N)$. Por tanto, una versión factible de \mathbf{h}_N es

$$\hat{\mathbf{h}}_N = \sup_{z \in \mathbb{R}} \left| \hat{T}_N(z) \right|,$$

donde $N = n + m$, y

$$\hat{T}_N(z) = \left(\frac{n \cdot m}{N} \right)^{1/2} \cdot \left[\hat{F}_n(z) - \hat{G}_m(z) \right].$$

Afortunadamente, se puede probar que \mathbf{h}_N y $\hat{\mathbf{h}}_N$ son equivalentes asintóticamente, bajo la hipótesis nula. Para demostrarlo se requieren las siguientes condiciones de regularidad.

A1 Asumir que $\dot{h} : \mathbb{R}^q \times \mathbb{R}^p \rightarrow \mathbb{R}$ es un vector de funciones, tal que $\sup_{\mathbf{q} \in \Theta} E \left\| \dot{h}(Y_i, \mathbf{q}) \right\| < \infty$, $1 \leq i \leq n$, y que satisface para todo $\mathbf{a} > 0$, $C < \infty$:

$$\lim_{\substack{n \rightarrow \infty \\ m \rightarrow \infty}} \Pr \left\{ \sup_{\substack{1 \leq i \leq N \\ t, s \in \Theta: \|t-s\| \leq C \cdot N^{-1/2}}} \frac{|h(X_i, t) - h(X_i, s) - (t-s)' \dot{h}(Y_i, s)|}{\|t-s\|} > \mathbf{a} \right\} = 0,$$

$$\max_i \left\| h(Y_i, \mathbf{q}_0) \right\| = o_p \left(N^{1/2} \right) \text{ cuando } n \rightarrow \infty \text{ y } m \rightarrow \infty,$$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left\| h(Y_i, \mathbf{q}_0) \right\| = O_p(1) \text{ y } \frac{1}{m} \sum_{i=n+1}^N \left\| h(Y_i, \mathbf{q}_0) \right\| = O_p(1) \text{ cuando } n \rightarrow \infty \text{ y } m \rightarrow \infty,$$

$$\left\| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \dot{h}(Y_i, \mathbf{q}_0) - \frac{1}{m} \sum_{i=n+1}^N \dot{h}(Y_i, \mathbf{q}_0) \right\| = o_p(1) \text{ cuando } n \rightarrow \infty \text{ y } m \rightarrow \infty,$$

$$\sup_z f(z) < \infty,$$

$$\sup_z g(z) < \infty.$$

El siguiente teorema establece la equivalencia asintótica entre los contraste basados en T_N y \hat{T}_N .

Teorema 1: *Bajo la hipótesis nula y los supuesto de A1, se cumple que:*

$$\sup_z \left\| \hat{T}_N(z) \right\| = \sup_z \left\| T_N(z) \right\| + o_p(1).$$

Prueba: Basándose en resultados entandar para procesos residuales (véase Koul 1996, pag. 391), se tiene que, bajo A1:

$$\sup_z \left| \left(\frac{n \cdot m}{N} \right)^{1/2} \left[\hat{F}_n(z) - F_n(z) \right] - f(z) \left(\frac{n \cdot m}{N} \right)^{1/2} (\mathbf{q}_n - \mathbf{q}_0)' \cdot \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \dot{h}(y_i, \mathbf{q}_0) \right| = o_p(1),$$

$$\sup_z \left| \left(\frac{n \cdot m}{N} \right)^{1/2} \left[\hat{G}_m(z) - G_m(z) \right] - g(z) \left(\frac{n \cdot m}{N} \right)^{1/2} (\mathbf{q}_n - \mathbf{q}_0)' \cdot \frac{1}{m} \sum_{i=n+1}^N \dot{h}(y_i, \mathbf{q}_0) \right| = o_p(1),$$

donde f y g son las funciones de densidad correspondientes a F y G , respectivamente.

Bajo la hipótesis nula $f=g$ y se cumple que:

$$\begin{aligned} \sup_z \|\hat{T}_N(z)\| &= \sup_z \|T_N(z)\| + \sup_z \|f(z)\| \left(\frac{n \cdot m}{N} \right)^{1/2} \|\mathbf{q}_n - \mathbf{q}_0\| \times \\ &\times \left\| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \dot{h}(Y_i, \mathbf{q}_0) - \frac{1}{m} \sum_{i=n+1}^N \dot{h}(Y_i, \mathbf{q}_0) \right\| + o_p(1) = \\ &= \sup_z \|T_N(z)\| + o_p(1). \end{aligned}$$

■

Ensayo III

Productividad de las empresas y actividad exportadora

III.1. Introducción

La relación entre exportación y eficiencia está en la base de fenómenos como la integración o el crecimiento económico. El análisis de la integración económica ha asociado los beneficios potenciales de aumentar el tamaño del mercado con el aprovechamiento de las economías de escala, con las ganancias de la especialización y con los aumentos de la presión competitiva. Todas estas ganancias de eficiencia deben, primero, ser internalizadas por las empresas y, posteriormente, trasladarse a los consumidores. Por tanto, la existencia de una relación nítida entre la eficiencia de las empresas y la apertura de los mercados es una de las condiciones necesarias para asegurar el éxito de procesos de integración tan ambiciosos como el de la unión económica y monetaria europea (véase Martín, 1997). Por su parte, el crecimiento económico se ha vinculado al éxito exportador, especialmente en los países menos desarrollados, con el argumento de ser la estrategia más adecuada para aprovechar las ganancias de eficiencia que se derivan de la especialización y del comercio, tanto para los mercados de bienes como en los mercados de factores (véase Roberts y Tybout, 1997).

El estudio de la relación entre eficiencia y exportación se inscribe en el amplio campo de la literatura sobre productividad. Entre las regularidades más destacadas de esta literatura cabe mencionar la existencia de diferencias significativas entre empresas en términos de su productividad, así como la persistencia temporal de dichas diferencias de productividad a lo largo del tiempo (véase Griliches y Regev, 1995)¹. En este sentido, la participación de las empresas en los mercados de exportación es una de las características que contribuyen a la heterogeneidad observada en la productividad empresarial. Los estudios de Aw y Hwang (1995), Bernard y Jensen (1995), Jensen y Wagner (1997), Aw, Chen y Roberts (1997), Clerides, Lach y Tybout (1998) y Aw, Chung y Roberts (2000) coinciden en señalar que las empresas exportadoras se encuentran más próximas a la frontera de eficiencia que las no exportadoras.

En España se han examinado las diferencias de productividad entre empresas desde el punto de vista de la estructura del mercado en que operan y de su situación financiera (Hernando y Vallés, 1994). También se ha analizado la productividad teniendo en cuenta la propiedad nacional o extranjera del capital de la empresa (Merino y Salas, 1995). Jaumandreu y Martín (1998) destacan el incremento de la presión competitiva de las importaciones como uno de los factores más importantes del crecimiento de la productividad industrial durante los años ochenta. No obstante, los estudios empíricos que se han centrado en el análisis de la actividad exterior de las empresas, como por ejemplo Alonso y Donoso (1998) y Moreno y Rodríguez (1996) apenas se han ocupado de la relación entre exportación y productividad.

El objetivo de este trabajo es cuantificar las diferencias de productividad entre las empresas exportadoras y no exportadoras. Para documentar dichas diferencias se utiliza la información extraída de la *ESEE* referida a una muestra de empresas manufactureras españolas encuestadas durante el período 1990-96. Por tanto, este trabajo contribuye a la literatura empírica que se ocupa del análisis de la relación entre productividad y actividad exportadora, aportando una nueva perspectiva nacional a la evidencia disponible.

¹ Una síntesis y un balance de esta literatura puede encontrarse en Tybout (1997).

En segundo lugar, el trabajo contribuye a esta literatura con el uso de una metodología basada en la comparación de las distribuciones de la productividad en diferentes grupos de empresas, frente al enfoque tradicional basado en la comparación de algunos momentos de dicha distribución (en general, la media). En particular, se comparan las funciones de distribución acumuladas correspondientes a diferentes grupos de empresas tales como: las empresas exportadoras, las empresas no exportadoras, las empresas que inician su actividad exportadora y las empresas que cesan esta actividad. Estas distribuciones son ordenadas utilizando el concepto de dominancia estocástica de primer orden, introducido en el Ensayo II y, además, se contrastan formalmente las diferencias entre dichas funciones de distribución haciendo uso de los contrastes de Kolmogorov- Smirnov presentados en la Sección II.2.2.

En tercer lugar, el trabajo investiga si las regularidades observadas son consistentes con las dos posibles explicaciones, diferentes pero no excluyentes, para la mayor eficiencia de las empresas exportadoras. La primera explicación argumenta que el mercado selecciona a las empresas más eficientes y la segunda relaciona las ganancias de productividad con los procesos de aprendizaje que experimentan las empresas al estar en contacto con el mercado exterior. Aprovechando la estructura de panel de la muestra utilizada, se contrasta la validez de ambas explicaciones mediante la comparación de las distribuciones del nivel y del crecimiento de la productividad de las empresas en diferentes subpoblaciones definidas según las trayectorias de las empresas entre el mercado doméstico y el mercado de exportación durante el período considerado.

Los resultados obtenidos confirman la superioridad de las empresas exportadoras frente a las no exportadoras en términos de su productividad. Dicha superioridad es consistente con el argumento de autoselección de las empresas que llevan a cabo actividad exportadora. Por su parte, los indicios acerca de la validez de la hipótesis de aprendizaje de las empresas que están en contacto con el mercado de exportación son más débiles y se limitan a las empresas exportadoras más jóvenes. Estas conclusiones coinciden con las que se derivan de trabajos basados en otras metodologías, tales como los de Clerides, Lach y Tybout (1998), Bernard y Jensen (1999) y Aw, Chung y Roberts (2000): el factor que explica la superior

productividad de las empresas exportadoras es la autoselección de las empresas que desarrollan esta actividad y no el aprendizaje.

Los temas tratados en el resto del trabajo se ordenan del modo siguiente. En la sección III.2 se sistematizan los principales argumentos teóricos propuestos para justificar la superior eficiencia de las empresas exportadoras. En la sección III.4 se presentan los resultados del trabajo. Por último, en la sección III.5 se resumen las conclusiones más importantes.

III.2. Exportación y diferencias en la productividad

Entre las ideas propuestas para justificar el vínculo existente entre la exportación y la productividad de las empresas, el argumento de la competencia internacional es quizá el de mayor aceptación (véase Aw y Hwang, 1995). Según esta hipótesis, las empresas que operan en mercados internacionales están expuestas a una mayor competencia, por lo que las empresas menos eficientes ven limitadas sus oportunidades de negocio en los mercados de exportación.

Los menores márgenes de beneficio de las ventas de las empresas en los mercados de exportación respecto de los márgenes que las mismas empresas obtienen en sus ventas en el mercado interior, documentados en algunos estudios², son coherente con la existencia de un mayor grado de rivalidad en los mercados de exportación. El grado de competencia de los mercados, a través de su influencia sobre los resultados empresariales sería, de acuerdo a esta hipótesis, una barrera que selecciona a las empresas más eficientes. Dicha selección operaría tanto sobre el acceso al mercado de exportación como sobre la probabilidad de las empresas de sobrevivir desarrollando una actividad exportadora de carácter regular.

Los estudios empíricos sobre apertura comercial resumidos por Feenstra (1997) confirman la existencia de una relación positiva entre competencia y productividad. En estos trabajos se obtienen dos tipos de resultados. Por una parte,

² Véase evidencia favorable a esta hipótesis para la industria española en Moreno y Rodríguez (1998).

las medidas corregidas del crecimiento de la productividad total de los factores³ tienden a interpretar los incrementos de la productividad de las empresas como el resultado de los procesos de apertura comercial al exterior experimentados por los países. Por otra parte, dichos incrementos tienden a observarse asociados a reducciones de los márgenes empresariales, especialmente en las actividades industriales.

El argumento anterior es aplicable sobre todo a contextos en los que las condiciones competitivas del mercado interior están alejadas de la situación de competencia de los mercados de exportación, debido a barreras comerciales o de otro tipo. El razonamiento pierde fuerza en sectores o países en los que las condiciones de competencia de ambos mercados son similares, como suele ocurrir en los mercados de los sectores industriales de los países desarrollados. En estos casos, la diferencia entre los márgenes precio-coste obtenidos en las operaciones comerciales interiores y exteriores de la empresa tiene su origen, más bien, en fenómenos de discriminación internacional de precios basados, por ejemplo, en la diferenciación del producto y en otras estrategias de las empresas⁴.

Las diferencias persistentes entre la productividad de las empresas exportadoras y no exportadoras han encontrado una segunda explicación en los modelos de dinámica industrial (véanse Jovanovic,1982; Hopenhayn, 1991 y Ericson y Pakes, 1995 que enfatizan la noción de costes hundidos de entrada para formalizar la existencia de relaciones sistemáticas entre la rotación empresarial y las diferencias en los niveles de productividad de las empresas que operan en el mismo mercado.

Tal como señalan Aw, Chen y Roberts (1997), este argumento puede extenderse para justificar la relación observada entre la productividad y la actividad exportadora. Bajo el supuesto de que las empresas no exportadoras han de incurrir en un coste hundido de entrada para poder desarrollar la actividad exportadora, las diferencias entre empresas exportadoras y no exportadoras podrían justificarse, aun si

³ Medidas del residuo de Solow que corrigen la medición de la productividad teniendo en cuenta los efectos producidos por la existencia de poder de mercado, rendimientos a escala no constantes y fluctuaciones en la capacidad utilizada.

⁴ Véase en Verboven (1996) un ejemplo para la industria del automóvil en Europa.

la presión competitiva fuese similar en los mercados doméstico y de exportación, por los mayores costes hundidos de entrada soportados por las empresas que exportan.

La literatura que trata sobre las estrategias de entrada en los mercados exteriores ha detallado los costes en que incurren las empresas que irrumpen en el mercado de exportación, confirmando que se trata de una actividad sometida a importantes costes de carácter hundido⁵. Roberts y Tybout (1997) encuentran que el estatus de la empresa, previo al inicio de la actividad exportadora, es un importante determinante de la decisión de exportar e interpretan este resultado como evidencia de la existencia de costes hundidos de entrada en el mercado de exportación. En ese mismo sentido, Campa (1998) encuentra que los costes hundidos de entrada al mercado de exportación son significativos en el sector manufacturero español.

Los modelos de dinámica industrial permiten formular dos tipos de implicaciones relevantes para el análisis de las diferencias de productividad entre las empresas exportadoras y no exportadoras. Primero, los mayores costes de entrada en los que incurren las empresas que entran en el mercado de exportación respecto de las que operan solamente en el ámbito doméstico implican mayores niveles de productividad para las primeras. Segundo, los patrones de entrada y salida de las empresas del mercado de exportación estarán relacionadas con diferenciales en sus niveles de productividad. Por un lado, las empresas que operan en el mercado de exportación deberían tener mayores niveles de productividad que las empresas que inician y las empresas que cesan su actividad exportadora. Por otro lado, las empresas que deciden iniciar su actividad exportadora deberían ser más productivas que las empresas que deciden no hacerlo.

Los dos argumentos desarrollados son consistentes con la hipótesis de selección, según la cual el mercado realiza un proceso de selección previo al inicio de las actividades de exportación, que solamente superarían las empresas más eficientes. Un enfoque alternativo, aunque no incompatible con este principio de

⁵ Roberts y Tybout (1997) clasifican en tres categorías los costes hundidos de entrada: 1) los costes de investigación del mercado en los que incurren las empresas a través de mecanismos de subcontratación o mediante su internalización en la propia empresa; 2) los costes de desarrollo del producto en aquellos casos en los que la empresa adecua el producto al mercado externo, y 3) los costes asociados al establecimiento de canales de distribución.

selección, asocia la actividad exportadora con un mecanismo de aprendizaje que sería el responsable final de las diferencias que se observan entre empresas exportadoras y no exportadoras.

La literatura de empresa sobre los procesos de internacionalización ha insistido mucho en el argumento de la exportación como aprendizaje. Tanto el enfoque que concibe la internacionalización de la empresa como un proceso en etapas (escuela de Upssala), como el enfoque que considera que la decisión de internacionalización supone una innovación para la empresa, coinciden al señalar que la actividad exportadora se asemeja a un proceso de aprendizaje que transforma gradualmente a la empresa⁶. El primer enfoque es especialmente válido para las pymes que se encuentran en las primeras etapas del proceso de internacionalización. Éste adopta un carácter gradual, que tiene su reflejo en el ámbito organizativo de la empresa, a través de una secuencia que comienza utilizando representantes comerciales hasta ir estableciendo poco a poco filiales de venta. Este gradualismo deriva del proceso de aprendizaje que permite ir reduciendo la incertidumbre y adquiriendo una percepción más exacta de las oportunidades de negocio. El segundo enfoque concibe la internacionalización como un proceso directamente innovador que cambia la estructura organizativa, los objetivos de la empresa y las condiciones previas de producción. Entre estas últimas condiciones hay que mencionar, por ejemplo, el mejor aprovechamiento de las economías de escala que permite la ampliación del mercado.

Los argumentos expuestos hasta aquí apuntan en una doble dirección. Por una parte, las hipótesis de la competencia y de los costes de entrada sugieren la existencia de un proceso de selección del mercado que es previo al inicio de la exportación. Por otra parte, la actividad exportadora generaría, a través de un proceso de aprendizaje, mejoras de la productividad.

⁶ Un balance y una evaluación crítica de la amplísima literatura sobre internacionalización de la empresa puede encontrarse en Anderson (1993), Alonso (1993) y Leonidou y Katsikeas (1996).

Algunos trabajos recientes (Roberts y Tybout, 1997; Clerides, Lach y Tybout, 1996; Aw, Chen y Roberts, 1997 y Jensen y Wagner, 1997)⁷ han analizado los méritos relativos de las hipótesis de selección y de aprendizaje basándose en una metodología simple. Por una parte, la hipótesis de selección debería ser consistente con la observación de diferencias de productividad entre empresas exportadoras y no exportadoras anteriores al inicio de la actividad exportadora. Por otra parte, el aprendizaje debe traducirse en trayectorias de evolución de la productividad de las empresas exportadoras que impliquen mayores crecimientos respecto a alguna norma media de sus industrias.

La evidencia que ofrecen los trabajos citados anteriormente, que se refiere a países diferentes en períodos temporales también distintos, coincide de manera sustancial en sus conclusiones en torno a las hipótesis de aprendizaje y selección. La primera regularidad que se advierte es que las empresas que deciden entrar en los mercados de exportación son ya en ese momento más eficientes que las que no deciden entrar, lo que apoyaría la hipótesis de selección. La segunda regularidad se refiere a que las empresas que inician su actividad exportadora no experimentan incrementos en su productividad significativamente mayores que las empresas no exportadoras.

Los argumentos discutidos en esta sección sugieren las siguientes hipótesis a contrastar.

- i) Si las diferencias de productividad reflejan la presencia de mecanismos de selección y/o aprendizaje en los mercados de exportación, entonces la distribución de la productividad en las empresas exportadoras debe dominar estocásticamente la distribución en las empresas no exportadoras.
- ii) En presencia de autoselección, las diferencias de productividad entre las empresas exportadoras deberían ser previas al inicio de la actividad exportadora. Por tanto, en el período anterior a la entrada, la distribución de la productividad en las

⁷ Aunque con otro objetivo, Merino (1998) encuentra niveles de productividad del trabajo mayores en las empresas exportadoras antes de producirse su salida al mercado exterior.

empresas que inician la actividad exportadora debería dominar estocásticamente la distribución en las empresas no exportadoras.

- iii) La selección también se manifestaría en diferencias de productividad de las empresas que cesan su actividad exportadora frente a las que continúan esta actividad, en el sentido de que la distribución de la productividad en las primeras debería estar dominada estocásticamente por la distribución de la productividad en las últimas.
- iv) Por último, si las diferencias observadas en los niveles de productividad de las empresas exportadoras y no exportadoras fuesen consecuencia de procesos de aprendizaje asociados a la exportación, entonces debería cumplirse que la distribución del crecimiento de la productividad en las empresas que inician su actividad exportadora dominase estocásticamente la distribución en las empresas no exportadoras.

III.3. Evidencia empírica

Los resultados que se describen a continuación se han obtenido a partir los datos proporcionados por la *ESEE* para el período 1991-96. En conjunto, la muestra contiene 10.595 observaciones correspondientes a un número medio de 1.766 empresas que, con un propósito meramente descriptivo, pueden agruparse en cinco categorías según su participación en el mercado de exportación en el período observado: empresas que exportan de forma ininterrumpida, empresas que no exportan ningún año, empresas que inician una actividad exportadora regular durante el período, empresas que cesan definitivamente la actividad exportadora durante el período y, por último, empresas que cambian de estatus más de una vez en el período (“switchers”).

Para las dos primeras categorías – empresas que exportan todos los años y empresas que no exportan nunca- los estadísticos muestrales indican que existe una relación positiva entre el tamaño de la empresa y su participación en el mercado de exportación, dado que el 78% de las empresas grandes exportan regularmente mientras que solamente un 27% de las empresas pequeñas lo hacen.

La rotación empresarial en el mercado de exportación atribuida a las empresas que inician o cesan una actividad exportadora estable en el período observado presenta dos aspectos destacables. En primer lugar, existe un elevado grado de rotación en el mercado de exportación, con porcentajes medios del 16%, en las empresas pequeñas, y el 11%, en las empresas grandes, que inician o cesan su actividad exportadora en el período. En segundo lugar, la tasa media de entradas es, en el período considerado, superior a la tasa media de salidas. Ello sugiere que el importante aumento de las exportaciones españolas durante los años noventa podría haberse debido en parte al incremento neto en el número de empresas exportadoras.

El resto de la sección se ha organizado como sigue. En primer lugar, se examinan las diferencias entre las distribuciones de la productividad en las empresas exportadoras y no exportadoras. En segundo lugar, se analiza si las diferencias observadas entre ambos grupos de empresas son compatibles con la hipótesis de selección. Para ello se examina si las transiciones entre el mercado doméstico y el mercado de exportación son consistentes con ciertos patrones en los diferenciales de productividad. En particular, se comparan: (1) las distribuciones ex ante del nivel de productividad en las empresas que entran al mercado de exportación y en las empresas no exportadoras y (2) las distribuciones del nivel de productividad en las empresas que salen del mercado de exportación y en las empresas que permanecen en este mercado. Por último, se investiga si la superior productividad de las empresas exportadoras frente a las no exportadoras puede justificarse por el aprendizaje de las empresas en contacto con el mercado de exportación. Para ello se compara el crecimiento de la productividad en las empresas que inician su actividad exportadora y en las empresas no exportadoras. Todas estas comparaciones se llevan a cabo empleando los métodos no paramétricos presentados en la Sección II.2 para el análisis gráfico de las diferencias entre funciones de distribución y para el contraste formal de las mismas. La productividad de las empresas se mide con el índice de productividad total de los factores propuesto en la Ecuación [9].

III.3.1. Exportación y productividad

Para iniciar el análisis de la relación entre productividad y actividad exportadora se han examinado las diferencias existentes entre las distribuciones del nivel de productividad en las empresas exportadoras y en las no exportadoras. Para ello, las empresas han sido clasificadas cada año en las categorías de exportadoras y no exportadoras dependiendo de que éstas vendan o no bienes fuera del mercado doméstico en el año considerado. Las empresas que entran y salen más de una vez del mercado de exportación (“switchers”) se han excluido de ambas categorías debido a que éstas son, por lo general, un tipo especial de empresas exportadoras que participan de forma intermitente en el mercado de exportaciones, en el sentido de que lo hacen en intervalos de tiempo superiores a un año. No obstante, los resultados que se discuten a continuación se mantienen cuando estas empresas son incorporadas a la muestra en las categorías de exportadoras o no exportadoras, según su estatus en cada momento.

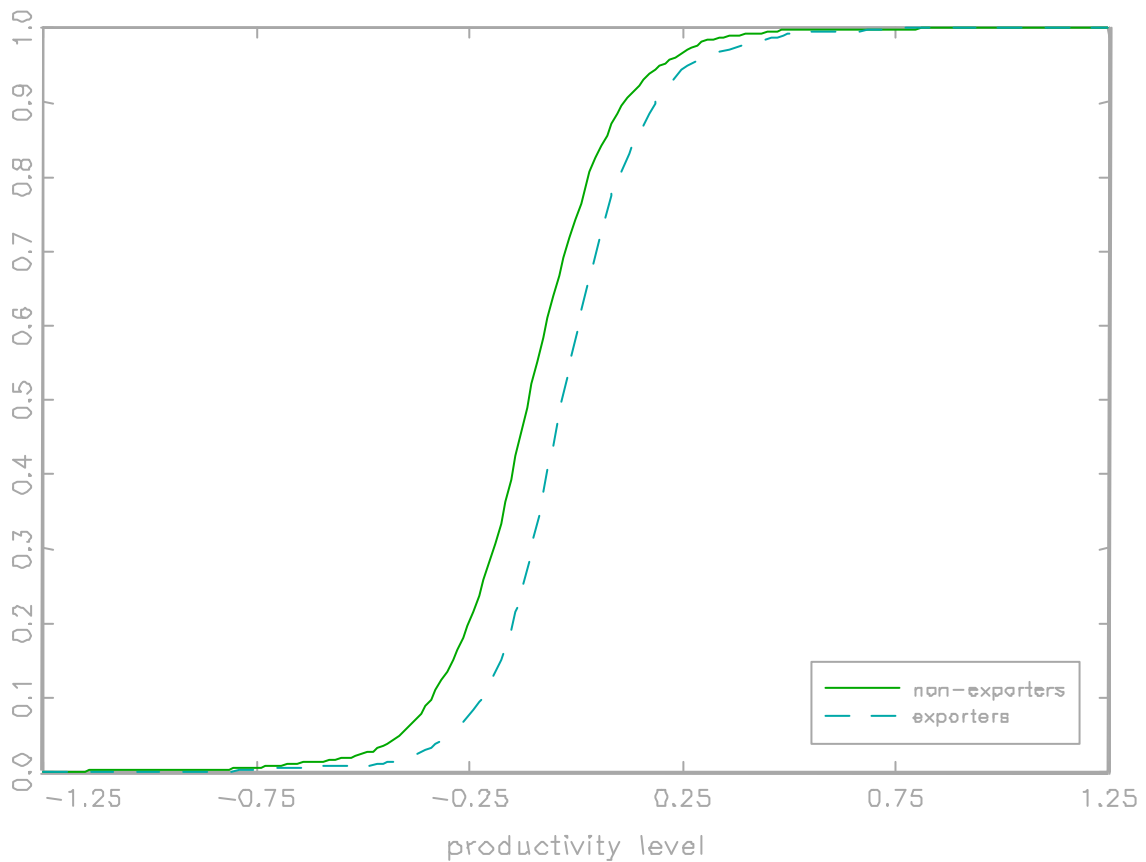


Gráfico III.1. Diferencias entre las distribuciones del nivel de productividad en las empresas exportadoras y no exportadoras (estimadores kernel ponderados de las funciones de distribución).

El Gráfico III.1 ilustra las diferencias entre las empresas exportadoras y no exportadoras en términos de sus niveles de productividad, mediante la comparación directa de los estimadores kernel ponderados de las funciones de distribución de la productividad en ambos grupos de empresas para el conjunto de la población de empresas manufactureras (empresas pequeñas y empresas grandes) correspondientes al año 1996, donde los pesos asignados a las observaciones se han definido apropiadamente para tener en cuenta la diferente cobertura de la *ESEE* para las categorías de empresas pequeñas y empresas grandes⁸. La posición de la distribución de la productividad en las empresas exportadoras respecto de la distribución en las no exportadoras indica que las primeras son relativamente más productivas que las segundas, siendo todos los percentiles de la distribución de productividad mayores en el grupo de empresas exportadoras. En particular, el diferencial de productividad entre ambos grupos de empresas, evaluado en la mediana de la distribución, es del 7% a favor de las empresas exportadoras. Los diferenciales de productividad aumentan en el tramo inferior de la distribución (un 10% a favor de las exportadoras en el primer cuartil) y disminuyen en el tramo superior de la distribución (un 5% a favor de las exportadoras en el tercer cuartil).

El Gráfico III.2 representa la distribución relativa de la productividad en las empresas exportadoras respecto de la distribución en las empresas no exportadoras para los años 1991-1996. La distribución relativa es una herramienta que permite la comparación gráfica de dos funciones de distribución (véase sección II.2.3). Tal como muestra el Gráfico III.2, la distribución relativa de la productividad en las empresas exportadoras respecto de las no exportadoras se encuentra por debajo de la diagonal principal durante todo el periodo, lo que indica que las empresas exportadoras dominan estocásticamente a las empresas no exportadoras en términos de su productividad.

Una vez determinado el tipo de diferencias que existen entre las distribuciones de la productividad en las empresas exportadoras y no exportadoras, el

⁸ Las probabilidades de pertenecer a las categorías de empresas pequeñas (p) y de empresas grandes ($1-p$), requeridas para definir los pesos a las observaciones en los estimadores kernel ponderados se han estimado a partir de la información de la *ESEE* para el año base 1990. En particular, en el grupo de empresas no exportadoras $\hat{p}=0,993$ y, en el grupo de empresas exportadoras $\hat{p}=0,924$. Para más detalles véase sección I.3.

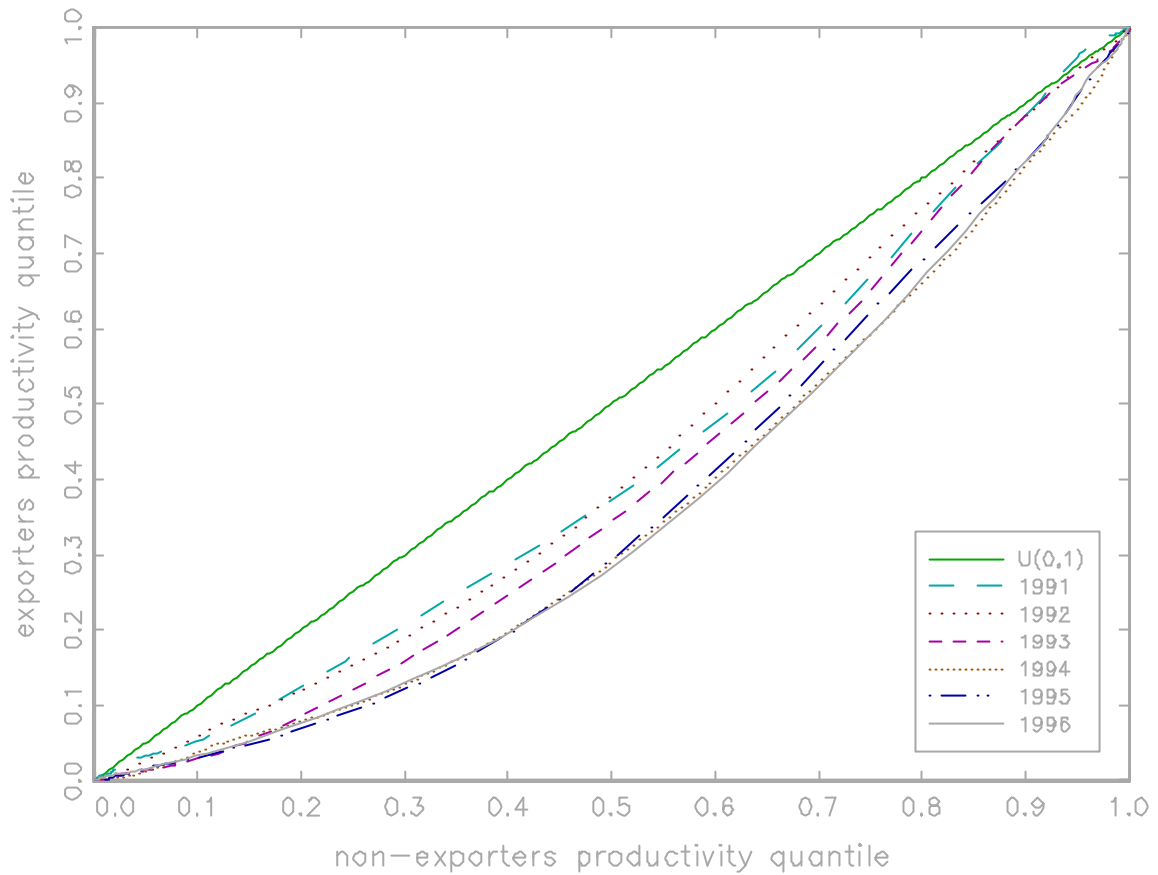


Gráfico III.2. Funciones de distribución relativa del nivel de productividad de las empresas exportadoras respecto de las empresas no exportadoras: 1991-96.

siguiente paso consiste en comprobar si, desde un punto de vista estadístico, es posible afirmar que la distribución de la productividad en las empresas exportadoras domina estocásticamente la distribución de las empresas no exportadoras. Para ello se han aplicado los contrastes no paramétricos de Kolmogorov-Smirnov de una y de dos colas descritos en la sección III.2.2 a las siguientes comparaciones:

$$F_t(\cdot | \mathbf{t} = \mathbf{t}_0) \text{ vs. } G_t(\cdot | \mathbf{t} = \mathbf{t}_0), \quad t = 1991, \dots, 1996 \text{ y } \mathbf{t}_0 = 0, 1;$$

donde \mathbf{t} es una variable artificial que toma el valor 0 en empresas pequeñas y 1 en empresas grandes. Por su parte, $F_t(\cdot | \mathbf{t} = \mathbf{t}_0)$ y $G_t(\cdot | \mathbf{t} = \mathbf{t}_0)$ denotan, respectivamente, las funciones de distribución acumulada del nivel de productividad ($\ln I_{ft}^*$) correspondientes a las empresas exportadoras y no exportadoras para una determinada categoría de tamaño en el año t .

Cuadro III.1

Diferencias en la productividad entre empresas exportadoras y no exportadoras: contrastes de Kolmogorov-Smirnov

Año	Exportadoras vs. no exportadoras						Exportadoras vs. no exportadoras					
			Empresas pequeñas						Empresas grandes			
	Número de observaciones*		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las exportadoras		Número de observaciones*		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las exportadoras	
	n_p	m_p	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹	n_g	m_g	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹
1991	361	725	2,270	0,000 (0,000)	0,384	0,745 (0,729)	598	82	0,956	0,320 (0,304)	0,272	0,862 (0,835)
1992	373	730	2,152	0,000 (0,000)	0,088	0,985 (0,975)	541	63	0,872	0,432 (0,373)	0,872	0,218 (0,180)
1993	395	673	2,604	0,000 (0,000)	0,016	0,999 (0,998)	457	47	0,512	0,956 (0,926)	0,433	0,687 (0,606)
1994	428	606	3,544	0,000 (0,000)	0,000	1,000 (1,000)	510	48	0,750	0,627 (0,577)	0,357	0,775 (0,739)
1995	441	519	3,529	0,000 (0,000)	0,000	1,000 (1,000)	470	43	0,825	0,505 (0,454)	0,450	0,667 (0,649)
1996	477	537	3,771	0,000 (0,000)	0,030	0,998 (0,997)	447	37	0,615	0,843 (0,777)	0,454	0,662 (0,618)

* n_p y m_p (n_g y m_g) denotan los tamaños muestrales correspondientes a las categorías de empresas exportadoras y no exportadoras pequeñas (grandes), respectivamente.

¹ P-valores basados en la aproximación asintótica de la distribución del estadístico de contraste. Los P-valores basados en la aproximación *bootstrap* de la distribución (10.000 repeticiones) se recogen entre paréntesis.

El Cuadro III.1 recoge los estadísticos de contraste y los P-valores asociados a dichos estadísticos aproximados por las distribuciones asintótica y *bootstrap* para las comparaciones anteriores. Los contrastes se han aplicado por separado a las categorías de empresas pequeñas y empresas grandes. En la categoría de empresas pequeñas, la hipótesis nula de igualdad entre las dos distribuciones comparadas puede rechazarse para cualquier nivel de significación todos los años. Además, la hipótesis nula de que el signo de las diferencias es el esperado (i.e. las empresas exportadoras pequeñas dominan estocásticamente a las empresas no exportadoras del mismo tamaño) no puede ser rechazada para ningún nivel de significación razonable.

En segundo lugar, en la categoría de empresas grandes, los resultados obtenidos indican que la hipótesis nula de igualdad entre ambas distribuciones no puede ser rechazada para ningún nivel razonable de significación. No obstante, aun siendo las diferencias entre empresas exportadoras y no exportadoras bastante modestas en esta categoría de tamaño, las diferencias entre los dos grupos comparados son favorables a las empresas exportadoras, tal como sugieren los estadísticos correspondientes al contraste de una cola. Los P-valores basados en la distribución asintótica y en la aproximación *bootstrap* de la distribución de los estadísticos de contraste conducen a las mismas conclusiones.

De todo lo anterior, pueden extraerse dos conclusiones: 1) en las empresas pequeñas, la distribución de la productividad en las empresas exportadoras domina estocásticamente la distribución en las empresas no exportadoras; y 2) en las empresas grandes, la distribución de la productividad de las empresas exportadoras no está por encima de la distribución en las empresas no exportadoras.

Teniendo en cuenta que la diferencia entre las distribuciones de la productividad en las empresas exportadoras y no exportadoras en el sector manufacturero en su conjunto, $F_t(.) - G_t(.)$, puede expresarse como una combinación lineal de las diferencias entre ambos grupos de empresas en la categoría de empresas pequeñas, $F_t(.|\mathbf{t}=0) - G_t(.|\mathbf{t}=0)$, en la categoría de empresas grandes, $F_t(.|\mathbf{t}=1) - G_t(.|\mathbf{t}=1)$, y la diferencia entre las distribuciones de la productividad en las empresas

exportadoras grandes y pequeñas, $G_t(.|\mathbf{t} = 1) - G_t(.|\mathbf{t} = 0)$, los resultados obtenidos para las dos categorías de tamaño pueden utilizarse para extraer conclusiones acerca de las diferencias entre las distribuciones de la productividad en las empresas exportadoras y no exportadoras en el sector manufacturero en su conjunto (empresas pequeñas y empresas grandes).

Para ello se han comparado las distribuciones de la productividad en las empresas exportadoras pequeñas y grandes, confirmándose la existencia de una relación de dominancia estocástica de las segundas respecto a las primeras. Adicionalmente, existe evidencia en los datos de que los parámetros de la combinación lineal son positivos⁹. Por tanto, los resultados obtenidos pueden interpretarse como evidencia a favor de la hipótesis de que en el conjunto de la población, las empresas exportadoras dominan estocásticamente a las no exportadoras.

III.3.2. Transiciones entre el mercado doméstico y el de exportación y la productividad de las empresas

Examinadas las diferencias entre las empresas exportadoras y no exportadoras, en términos de sus niveles de productividad, este apartado se centra en el estudio de las posibles causas de las diferencias observadas. En particular, se investiga si la superioridad de las empresas exportadoras podría explicarse por el funcionamiento de mecanismos de selección en el mercado de exportación que operarían en los procesos de entrada y de salida de empresas del mercado de exportación.

Por el lado de la entrada, la implicación de la hipótesis de selección es que solamente las empresas relativamente más productivas accederían a este mercado. Por el lado de la salida, se debería observar que, si las diferencias entre exportadoras y no exportadoras obedecen a un proceso de selección, fuesen las empresas exportadoras relativamente menos productivas las que cesaran esta actividad.

⁹ Los parámetros de la combinación lineal son: la proporción de empresas pequeñas en el grupo de empresas exportadoras, la proporción de empresa grandes en el grupo de empresas exportadoras y la diferencia entre la proporción de empresas pequeñas en el grupo de no exportadoras y en el de exportadoras. Las estimaciones de estos parámetros obtenidas con los datos de la *ESEE* para el año base (1990) son 0,924, 0,076 y 0,069, respectivamente.

Para contrastar la hipótesis de selección en la entrada, se comparan las empresas que inician su actividad exportadora (entrantes) con las empresas no exportadoras. Para definir ambos grupos se toma como referencia la submuestra de empresas que no participan en el mercado de exportación en el año 1991 y se definen como entrantes las empresas que inician su actividad exportadora entre 1992 y 1996. El resto de empresas se clasifican en el grupo de no exportadoras. Las empresas cuya participación en el mercado de exportación tiene carácter intermitente (“switchers”) han sido excluidas de ambos grupos. Se ha considerado un horizonte de 5 años en la definición de las entradas para incrementar el número de observaciones disponibles para realizar el análisis posterior. La hipótesis de selección en la entrada se contrasta comparando las distribuciones de la productividad en los dos grupos de empresas definidos en el año 1991, antes de que las entrantes hubieran iniciado su actividad exportadora.

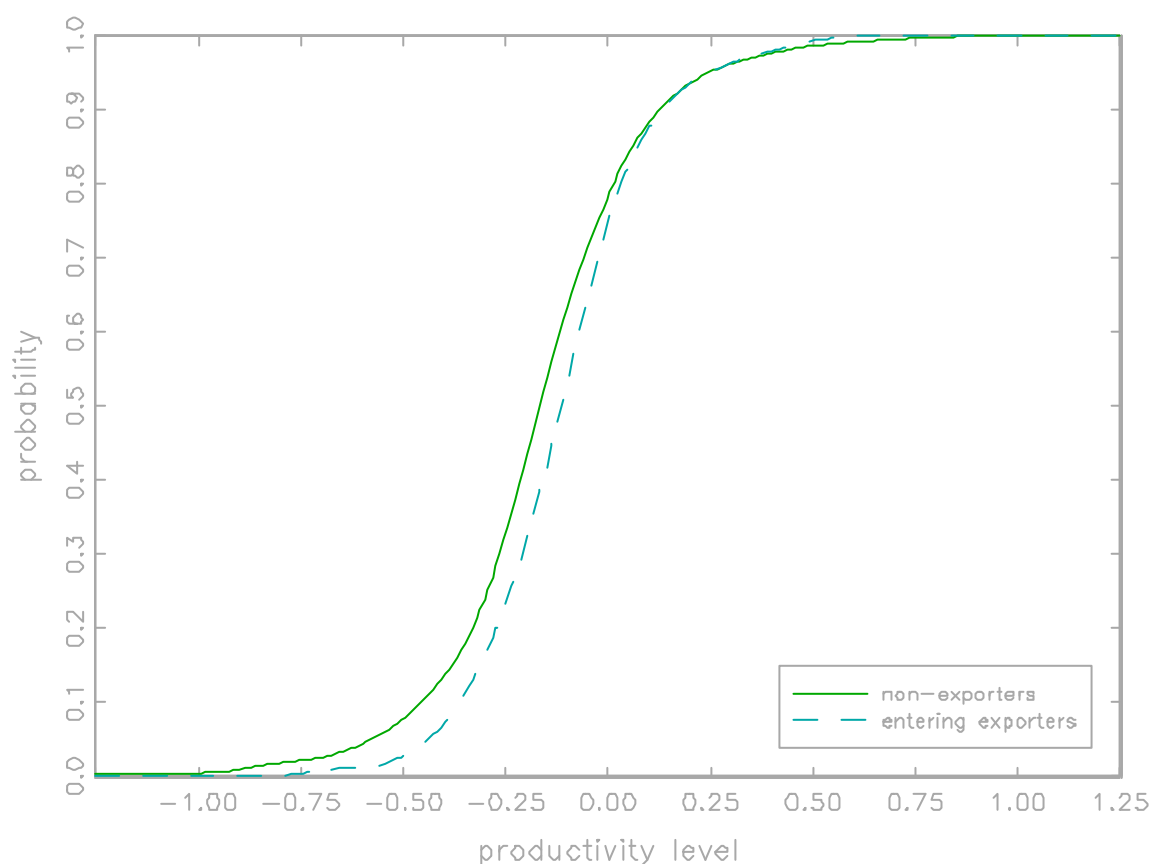


Gráfico III.3. Diferencias ex ante entre empresas exportadoras y no exportadoras en términos de sus niveles de productividad: cohorte de entrantes 1992-1996 (estimadores kernel ponderados de las funciones de distribución).

En el Gráfico III.3 se representan los estimadores kernel (ponderados) de las funciones de distribución acumuladas correspondientes a las empresas que inician su actividad exportadora (“entering exporters”) y a las empresas no exportadoras.

Ambos estimadores corresponden al año 1991 y se refieren a la población manufacturera en su conjunto (empresas pequeñas y grandes). La distribución de la productividad en las entrantes se encuentra situada a la derecha de la distribución en las no exportadoras, lo que pone de manifiesto que la superioridad de las empresas exportadoras frente a las no exportadoras tiene carácter previo al inicio de la actividad exportadora. Para contrastar formalmente esta característica, se ha aplicado el procedimiento de contraste de dominancia estocástica a la comparación entre ambas funciones de distribución. En concreto, se han contrastado la significatividad y el signo de las diferencias entre la distribución del nivel de productividad en las empresas que inician su actividad exportadora, denotada por F , y la distribución en las empresas no exportadoras, denotada por G , de forma separada en las dos categorías de tamaño:

$$F_t(.|\mathbf{t} = \mathbf{t}_0) \text{ vs. } G_t(.|\mathbf{t} = \mathbf{t}_0), \quad t = 1991 \text{ y } \mathbf{t}_0 = 0,1.$$

Los resultados de los contrastes de Kolmogorov-Smirnov de una y de dos colas se recogen en el Cuadro III.2.

Cuadro III.2

Diferencias ex ante entre las empresas que inician su actividad exportadora y las empresas no exportadoras en términos de sus niveles de productividad: contrastes de Kolmogorov- Smimov.

	Número de observaciones*		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las empresas entrantes	
	n	m	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹
Entrantes pequeñas vs. No exportadoras pequeñas	111	587	1,269	0,080 (0,065)	0,132	0,966 (0,959)
Entrantes grandes vs. No exportadoras grandes	31	47	0,816	0,519 (0,421)	0,543	0,555 (0,480)

* n y m denotan los tamaños muestrales correspondientes a los grupos de empresas entrantes y empresas no exportadoras, respectivamente. Se definen como empresas entrantes aquellas que inician su actividad exportadora entre 1992 y 1996.

¹ P-valores basados en la aproximación asintótica de la distribución del estadístico de contraste. Los P-valores basados en la aproximación *bootstrap* de la distribución (10.000 repeticiones) se recogen entre paréntesis.

En las empresas pequeñas, es posible rechazar la hipótesis de igualdad entre ambas distribuciones al 10% de significación; en tanto que la hipótesis nula de las diferencias entre ambas distribuciones favorecen a las empresas que entran al mercado de exportación no puede ser rechazada para ningún nivel de significación razonable. En las empresas grandes, no puede rechazarse la igualdad entre ambas distribuciones para los niveles de significación estándar. Al igual que en la comparación entre empresas exportadoras y no exportadoras, puede probarse que estos resultados, junto con el resultado de que las empresas grandes que inician su actividad exportadora dominan estocásticamente a las empresas pequeñas de este grupo, proporcionan evidencia a favor de la hipótesis de dominancia estocástica de las entrantes respecto de las no exportadoras en la población de empresas manufactureras en su conjunto (empresas pequeñas y grandes).

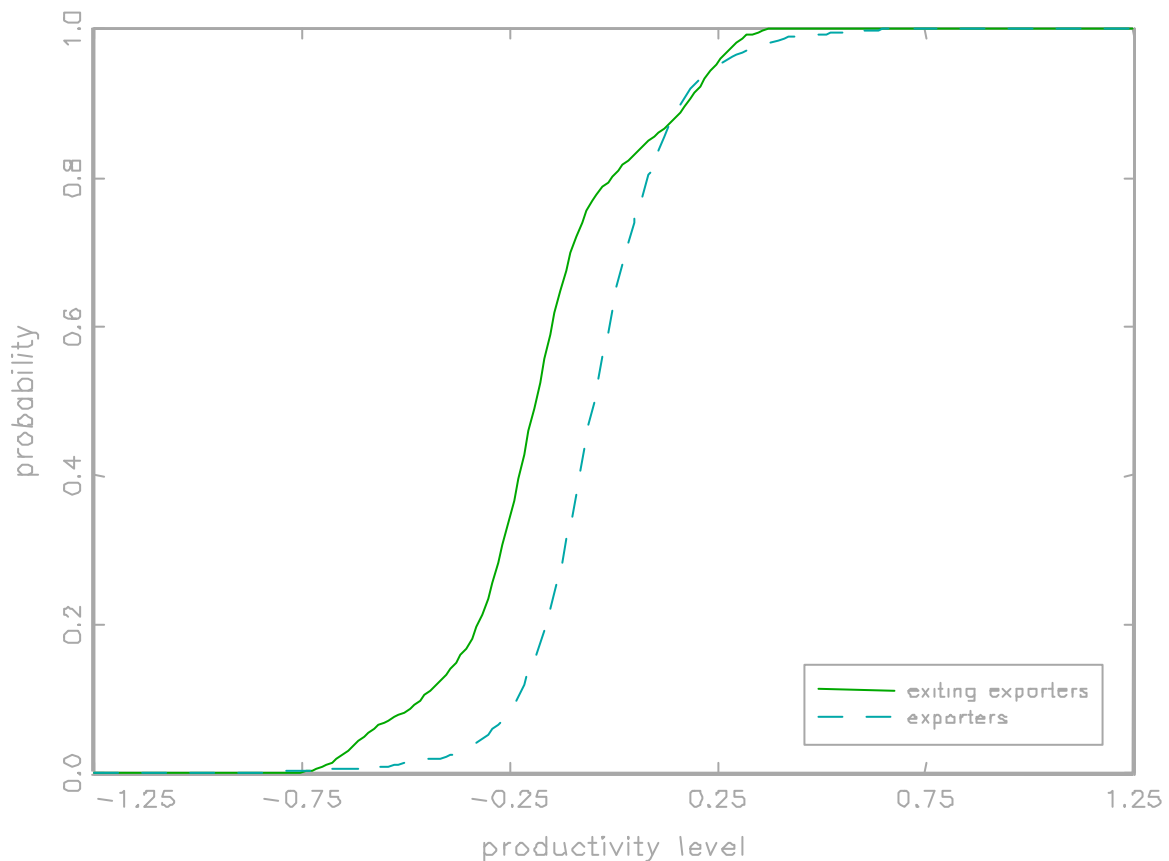


Gráfico III.4. Diferencias ex ante entre las empresas que cesan su actividad exportadora y las empresas que permanecen en el mercado de exportación en términos de sus niveles de productividad: 1995-1996 (estimadores kernel ponderados de las funciones de distribución).

A continuación se examina la hipótesis de selección en la salida del mercado de exportación. En el Gráfico III.4 se representan los estimadores kernel

(ponderados) de las funciones de distribución acumuladas de las empresas que salen del mercado de exportación y de las empresas que permanecen en este mercado en el período 1995-96. La posición de ambas distribuciones indica que las empresas que abandonan la actividad exportadora son relativamente menos productivas que las empresas que continúan estas actividad.

Para contrastar la hipótesis de selección por el lado de la salida, se han comparado las distribuciones ex ante de la productividad de las empresas exportadoras que salen y que continúan en el mercado de exportación. Dado que solamente se observan empresas que dejan de participar en el mercado de exportación en la categoría de empresas pequeñas, se han restringido las comparaciones a esta subpoblación. Para la cohorte $t/t + 1$, F denota la distribución de la productividad en el año t de las empresas exportadoras que salen de este mercado al año siguiente y G denota la distribución de la productividad en el año t de las empresas exportadoras que continúan exportando en $t+1$. En cada t , se contrasta si la distribución ex-ante de las empresas que continúan su actividad exportadora domina estocásticamente la distribución de la productividad en las empresas que cesan esta actividad. Esto es, el procedimiento de contraste de dominancia estocástica se aplica a las siguientes comparaciones:

$$F_t(\cdot | \mathbf{t} = 0) \text{ vs. } G_t(\cdot | \mathbf{t} = 0), \quad t = 1991, \dots, 1995.$$

Los resultados de estos contrastes se presentan en el Cuadro III.3. La hipótesis nula de igualdad entre las distribuciones se rechaza al 1% de significación para la cohorte de 1995-96, no siendo posible rechazar la hipótesis de que el signo de las diferencias es el esperado para ningún nivel de significación razonable. Las conclusiones que se obtienen para las cohortes de 1992-93 y 1994-95 son similares. Por el contrario, para las cohortes de empresas que salen del mercado de exportación en los años 1992 y 1994, no se puede rechazar la hipótesis nula de igualdad de sus distribuciones de productividad ex-ante respecto de las empresas que continúan exportando.

Cuadro III.3

Diferencias ex ante entre empresas exportadoras que salen del mercado de exportación y las que continúan exportando en términos de sus niveles de productividad: contrastes de Kolmogorov-Smirnov.

Empresas pequeñas que salen del mercado de exportación vs empresas pequeñas que continúan exportando						
Cohorte	Número de observaciones*		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las empresas que continúan exportando	
	<i>n</i>	<i>m</i>	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹
1991-92	19	329	0,917	0,369 (0,309)	0,917	0,187 (0,157)
1992-93	21	345	1,490	0,024 (0,017)	0,000	1,000 (1,000)
1993-94	10	386	0,532	0,940 (0,890)	0,404	0,721 (0,662)
1994-95	12	417	1,177	0,125 (0,094)	0,000	1,000 (1,000)
1995-96	14	434	1,765	0,004 (0,002)	0,229	0,900 (0,862)

* *n* y *m* denotan los tamaños muestrales correspondientes a los grupos de empresas exportadoras (pequeñas) en el año *t* que salen y que permanecen en el mercado de exportación en *t+1*, respectivamente

¹ P-valores basados en la aproximación asintótica de la distribución del estadístico de contraste. Los P-valores basados en la aproximación *bootstrap* de la distribución (10.000 repeticiones) se recogen entre paréntesis.

III.3.3. Exportación y crecimiento de la productividad

Como ya se ha señalado, la superior productividad de las empresas exportadoras podría ser también consistente con la interpretación del aprendizaje, que identifica como causa de la mayor productividad las ventajas que adquiere la empresa al estar en contacto con los mercados de exportación. En consecuencia, el diferencial de productividad entre las empresas que entrasen y aquellas que permaneciesen fuera del mercado de exportación debería incrementarse con posterioridad al comienzo de la actividad exportadora, gracias a la experiencia que acumularían las primeras al operar también fuera del mercado doméstico. No obstante, los canales exactos que darían lugar a estas divergencias en el crecimiento de la productividad son difíciles de establecer.

Para contrastar la validez de este argumento se ha examinado si el crecimiento de la productividad es relativamente mayor en las empresas que están en contacto con el mercado de exportación que en las empresas no exportadoras. Para ello se realizó la siguiente comparación:

$$F_t(.|\mathbf{t} = \mathbf{t}_0) \text{ vs. } G_t(.|\mathbf{t} = \mathbf{t}_0), \quad t = 1996 \text{ y } \mathbf{t}_0 = 0,1;$$

siendo en este caso F la distribución del crecimiento de la productividad en el período 1991-96 ($\ln I_{ft}^* - \ln I_{ft-k}^*$, $t=1996$, $k=5$) en las empresas exportadoras y G la distribución del crecimiento de la productividad en el mismo período en las empresas que operan solamente en el mercado doméstico.

Los estadísticos recogidos en el Cuadro III.4 indican que no es posible rechazar la hipótesis nula de igualdad entre ambas distribuciones en ninguna de las dos categorías de tamaño. Por otra parte, el signo de las diferencias solamente favorece a las empresas exportadoras en la categoría de menor tamaño. En conjunto, estos resultados no son concluyentes acerca de la validez de la hipótesis de aprendizaje.

Cuadro III.4

Diferencias entre empresas exportadoras y no exportadoras en términos de sus crecimientos de la productividad: contrastes de Kolmogorov- Smirnov.

	Número de observaciones*		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las exportadoras	
	n	m	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹
Exportadoras pequeñas vs. No exportadoras pequeñas	491	341	0,997	0,274 (0,250)	0,097	0,981 (0,970)
Exportadoras grandes vs. No exportadoras grandes	437	16	0,925	0,359 (0,302)	0,925	0,181 (0,155)

* n y m denotan los tamaños muestrales correspondientes a los grupos de empresas exportadoras no exportadoras, respectivamente.

¹ P-valores basados en la aproximación asintótica de la distribución del estadístico de contraste. Los P-valores basados en la aproximación *bootstrap* de la distribución (10.000 repeticiones) se recogen entre paréntesis.

La estructura de la base de datos permite diseñar contrastes alternativos de esta hipótesis. En particular, en la medida en que los procesos de aprendizaje estén

en la base de las diferencias en la productividad de las empresas exportadoras frente a las no exportadoras, las empresas que inician su actividad exportadora y que, por tanto, acumulan experiencia en los mercados extranjeros 1) divergirán de las empresas no exportadoras, en términos de su nivel de productividad y, al mismo tiempo, 2) convergerán a los niveles de productividad de las empresas exportadoras. La hipótesis de divergencia de las empresas que entran al mercado de exportación respecto de las que permanecen fuera puede examinarse mediante el contraste de dominancia estocástica de la distribución del crecimiento de la productividad en las primeras respecto de las segundas. De forma similar, se puede analizar la convergencia de las “nuevas” exportadoras hacia los niveles de productividad de las exportadoras que ya operaban con anterioridad en el mercado de exportación.

Para investigar la divergencia entre las empresas que inician su actividad exportadora respecto de las no exportadoras, se ha tomado como referencia las poblaciones de empresas no exportadoras para los años 1991 y 1992, distinguiendo en cada caso entre las empresas que entran al mercado de exportación y las que permanecen fuera, y se han contrastado las diferencias entre las distribuciones de los crecimientos de la productividad en ambos grupos de empresas. El crecimiento de la productividad se ha medido durante los períodos 1991-96, en la primera población de referencia, y entre 1992-96, en la segunda. Esto es, se han comparado:

$$F_t(.|\mathbf{t} = \mathbf{t}_0) \text{ vs. } G_t(.|\mathbf{t} = \mathbf{t}_0), \quad t = 1991, 1992 \text{ y } \mathbf{t}_0 = 0,1.$$

Los estadísticos correspondientes a estas comparaciones se presentan en el panel superior del Cuadro III.5. Los resultados obtenidos indican que no existen diferencias significativas entre las distribuciones del crecimiento de la productividad en las empresas que entran al mercado de exportación y las empresas no exportadoras en ninguna de las categorías de tamaño. En consecuencia, no existe evidencia de que ambos grupos tiendan a divergir en términos de sus niveles de productividad.

En el panel inferior del Cuadro III.5 se proporcionan los resultados de los contrastes de dominancia estocástica aplicados al examen de la convergencia de las

Cuadro III.5

Diferencias en los crecimientos de la productividad de las empresas que entran al mercado de exportación respecto de las empresas exportadoras y no exportadoras: contrastes de Kolmogorov-Smirnov

(a) Diferencias en el crecimiento de la productividad* entre las empresa que entran al mercado de exportación y las empresas no exportadoras

Cohorte	Entrantes pequeñas vs. no exportadoras pequeñas						Entrantes grandes vs. no exportadoras grandes					
	Número de observaciones ^a		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las exportadoras		Número de observaciones ^a		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las exportadoras	
	n_p	m_p	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹	n_g	m_g	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹
1991	15	330	0,953	0,324 (0,260)	0,149	0,956 (0,927)	11	27	0,537	0,936 (0,826)	0,424	0,698 (0,619)
1992	12	374	0,767	0,598 (0,521)	0,767	0,308 (0,274)	9	22	0,600	0,864 (0,682)	0,600	0,487 (0,349)

(b) Diferencias en el crecimiento de la productividad* entre las empresa que entran al mercado de exportación y las empresas exportadoras

cohorte	Entrantes pequeñas vs. exportadoras pequeñas						Entrantes grandes vs. exportadoras grandes					
	Número de observaciones ^b		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las exportadoras		Número de observaciones ^b		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las exportadoras	
	n_p	m_p	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹	n_g	m_g	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹
1991	15	203	0,862	0,448 (0,375)	0,228	0,901 (0,845)	11	409	0,636	0,814 (0,727)	0,636	0,446 (0,376)
1992	12	223	0,985	0,287 (0,221)	0,985	0,144 (0,108)	9	379	1,038	0,232 (0,200)	1,038	0,116 (0,103)

*El crecimiento de la productividad corresponde a los período 1991-96 y 1992-96 para las cohortes de entrantes de los años 1991 y 1992, respectivamente.

^a n_p y m_p (n_g y m_g) denotan los tamaños muestrales correspondientes a las categorías de empresas que inician la actividad exportadora y de empresas no exportadoras pequeñas (grandes), respectivamente.

^b n_p y m_p (n_g y m_g) denotan los tamaños muestrales correspondientes a las categorías de empresas que inician la actividad exportadora y de empresas exportadoras pequeñas (grandes), respectivamente.

¹ P-valores basados en la aproximación asintótica de la distribución del estadístico de contraste. Los P-valores basados en la aproximación *bootstrap* de la distribución (10.000 repeticiones) se recogen entre paréntesis.

empresas que entran al mercado de exportación hacia los niveles de productividad de las exportadoras más veteranas. En esta ocasión, se comparan los crecimientos de la productividad de las cohortes de entrantes de los años 1991 y 1992 con los de las empresas que ya estaban exportando en esas fechas. Una vez más, los resultados no permiten confirmar la existencia de diferencias significativas entre ambos grupos de empresas.

Una posible explicación del resultado de ausencia de diferencias significativas en las comparaciones podría ser la falta de homogeneidad entre los grupos comparados en términos de sus procesos de aprendizaje. Con el propósito de controlar esta heterogeneidad se ha repetido el mismo procedimiento de contraste restringiendo la muestra a las observaciones correspondientes a empresas con edades comprendidas entre 1 y 5 años en 1991. Al hacer esta selección, se está asumiendo que los procesos de aprendizaje son más intensos en las empresas jóvenes. En particular, se han comparado dos grupos de empresas: las empresas de reciente creación que realizan actividad exportadora y las empresas de reciente creación que operan solamente en el mercado doméstico.

Cuadro III.6

Diferencias entre empresas jóvenes exportadoras y no exportadoras en términos de sus crecimientos de la productividad (edad ≤ 5 años).

Contrastes de Kolmogorov- Smirnov.

	Número de observaciones*		Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las exportadoras	
	<i>n</i>	<i>m</i>	Estadístico	P-valor ¹	Estadístico	P-valor ¹
Exportadoras pequeñas vs No exportadoras pequeñas	69	71	1,317	0,062 (0,045)	0,348	0,785 (0,717)
Exportadoras grandes vs No exportadoras grandes	37	71	1,496	0,023 (0,017)	0,006	1,000 (0,986)

* *n* y *m* denotan los tamaños muestrales correspondientes a los grupos de empresas exportadoras no exportadoras, respectivamente.

¹ P-valores basados en la aproximación asintótica de la distribución del estadístico de contraste. Los P-valores basados en la aproximación *bootstrap* de la distribución (10.000 repeticiones) se recogen entre paréntesis.

La restricción que se ha impuesto al seleccionar las empresas implica que la atención se centra en la comparación de dos grupos de empresas homogéneos desde el punto de vista de su edad y, por tanto, de su ciclo de vida. Definidos estos dos

grupos de empresas, se han comparado las distribución del crecimiento de la productividad de las empresas que los forman en el período 1991-96. Dado que solamente se observan empresas jóvenes que no exportan en la categoría de empresas pequeñas, los resultados de las comparaciones entre las empresas no exportadoras jóvenes respecto de las exportadoras pequeñas y de las exportadoras grandes, pueden interpretarse como condiciones suficientes para contrastar la dominancia estocástica en el conjunto de la población. En consecuencia, se han comparado:

$$F_t(\cdot | \mathbf{t} = \mathbf{t}_0) \text{ vs. } G_t(\cdot | \mathbf{t} = 0), \quad t = 1996 \text{ y } \mathbf{t}_0 = 0,1.$$

Los resultados recogidos en el Cuadro III.6 muestran que, en esta ocasión, es posible rechazar la hipótesis nula de igualdad de las distribuciones comparadas para niveles razonables de significación. Adicionalmente, existe evidencia a favor de la

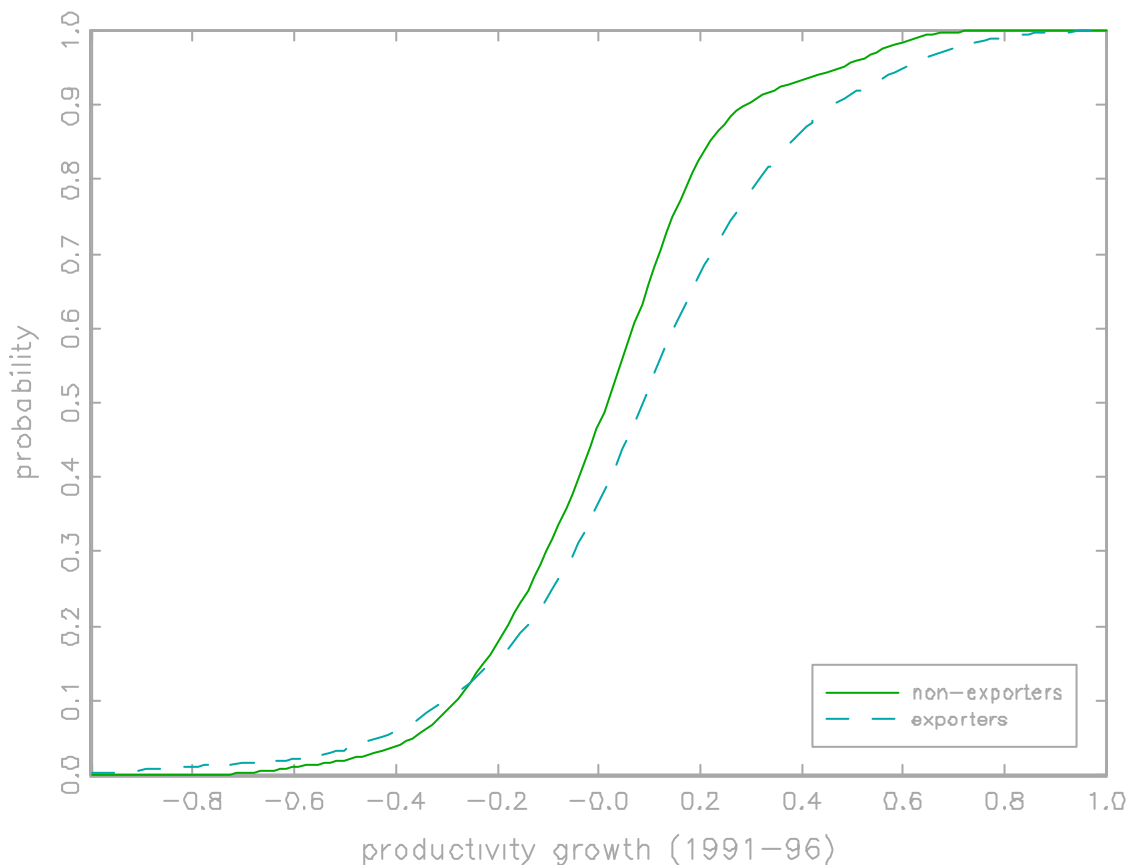


Gráfico III.5. Diferencias entre las empresas jóvenes que inician su actividad exportadora y las no exportadoras en términos de los crecimientos de su productividad: edad ≤ 5 años (estimadores kernel ponderados de las funciones de distribución).

hipótesis nula de que el crecimiento de la productividad es relativamente mayor en las empresas de nueva creación que desarrollan actividad exportadora que en aquellas que no lo hacen. En el Gráfico III.5 se representan gráficamente los estimadores kernel de las funciones de distribución acumulada del crecimiento de la productividad correspondientes a los dos grupos de empresas sometidos a comparación, estando situada la distribución del crecimiento de la productividad en las empresas jóvenes exportadoras claramente a la derecha de la distribución en las empresas jóvenes no exportadoras.

III.4. Conclusiones

En este estudio se han analizado las diferencias entre las empresas exportadoras y las no exportadoras en términos de su productividad. Estas diferencias se examinan utilizando la información extraída de la ESEE para una muestra de empresas manufactureras españolas encuestadas a lo largo del período 1991-96. En el trabajo se investiga además si las diferencias en la productividad a favor de las empresas exportadoras son consistentes con dos explicaciones complementarias: 1) la hipótesis de selección del mercado de exportación, y 2) la hipótesis de aprendizaje a través de la actividad exportadora. La estrategia empírica utilizada se basa en la comparación de las distribuciones de la productividad (nivel o crecimiento) en grupos de empresas con diferentes trayectorias entre el mercado doméstico y el mercado de exportación. Las cuestiones abordadas se basan en las premisas y predicciones de los modelos de dinámica industrial. Los principales resultados se resumen a continuación.

En primer lugar, existe una evidencia clara acerca de la superior productividad de las empresas exportadoras frente a las no exportadoras.

Las diferencias observadas entre ambos grupos son consistentes con el argumento de autoselección de las empresas más eficientes para operar fuera del mercado doméstico. Primero, la superior productividad de las empresas que inician su actividad exportadora durante el período respecto de las empresas que no exportan nunca, se manifiesta antes de que las primeras participen en el mercado de exportación. Ello pone de relieve la presencia de un mecanismo de selección en el

momento de la entrada. Segundo, la distribución de la productividad en las empresas que abandonan el mercado de exportación está dominada estocásticamente por la distribución de las empresas que permanecen en dicho mercado, lo que indica que los mecanismos de selección están presentes también en el momento de la salida.

Por último, los resultados a favor de la hipótesis de aprendizajes son menos concluyentes, dado que durante el período analizado, el crecimiento de la productividad es similar en las empresas exportadoras y no exportadoras. A ello se une la ausencia de diferencias significativas entre la distribución del crecimiento de la productividad en las empresas que inician su actividad exportadora y las distribuciones en las empresas no exportadoras y en las empresas instaladas en el mercado de exportación.

Aunque la evidencia a favor de la presencia de procesos de aprendizaje asociados a la actividad exportadora es débil cuando se realiza el análisis con el conjunto de empresas en la población, los resultados obtenidos restringiendo el análisis a las empresas de reciente creación, en las que presumiblemente este tipo de procesos son más intensos, confirman la validez de esta hipótesis para justificar los diferenciales de productividad. En particular, el crecimiento de la productividad es mayor en las empresas de reciente creación que participan en el mercado de exportación que en las que no lo hacen, lo que contribuye a incrementar las diferencias en los niveles de productividad entre ambos grupos de empresas.

Bibliografía

- Aitken, B.; G.H. Hanson y A. Harrison (1996), "Spillover, foreign investment and export behaviour", *Journal of International Economics*, agosto, pp. 103-132.
- Alonso, J.A. (1993), "Capacidades exportadoras y estrategia internacional de la empresa", en J. Velarde, J.L. García Delgado y A. Pedreño (dirs.) *Empresa y empresarios españoles en la encrucijada de los noventa*. Ed. Civitas, Madrid 1993.
- Alonso, J. A. y V. Donoso (1998), *Competir en el exterior. La empresa española y los mercados internacionales*, ICEX. Madrid.
- Anderson, O. (1993), "On the internalization process of firms: a critical analysis", *Journal of International Business Studies*, pp. 209-231.
- Aw, B.Y. y A. Hwang (1995), "Productivity and the export market: A firm-level analysis", *Journal of Development Economics*, 47, pp. 313-332.
- Aw, B.Y.; X. Chen y M.J. Roberts (1997), "Firm level evidence on productivity differentials, turnover and exports in Taiwanese manufacturing", NBER working paper 6235.
- Aw, B.Y.; S. Chung y M.J. Roberts (2000), "Productivity and turnover in the export market: micro evidence from Taiwan and South Korea", *The World Bank Economic Review*, vol. 14 (1), pp. 65-90.
- Bernard, A.B. y Jensen, J.B. (1999), "Exceptional exporter performance: cause, effect or both?", *Journal of International Economics*, vol. 47, pp. 1-25.
- Campa, J.M. (1998), "Hysteresis in trade: how big are the numbers?", *Documento de trabajo 9802*, PIE-FEP.
- Clerides, S.; Lach, S. y Tybout, J. (1998), "Is 'learning-by-exporting' important? Micro-dynamic Evidence from Colombia, Mexico and Morocco", *Quarterly Journal of Economics*, vol CXIII, pp. 903-947.
- Ericson, Richard y Ariel Pakes (1995), "Markov-perfect industry dynamics: A framework for empirical work", *Review of Economic Studies*, 62, pp. 53-82.
- Feenstra, R. (1997), *Estimating the effects of trade policy*, en *Handbook of International Economics*, vol. III, Elsevier Science, B.V.
- Griliches, Z. y H. Regev (1995), "Firm productivity in Israeli industry 1979-1988", *Journal of Econometrics*, vol. 65, pp.175-203.
- Hernando, I., Vallés, J. (1994), "Algunas diferencias en la productividad de las empresas manufactureras españolas", *Investigaciones Económicas*. Enero, pp. 117-141.

- Hopenhayn, H. (1992), "Entry, Exit, and firm dynamics in long run equilibrium", *Econometrica*, 60, Septiembre, pp. 1127-1150.
- Jaumandreu J. y A. Martín (1998), "Entry, exit, and productivity growth in Spanish manufacturing during the eighties", *Documento de trabajo* 9804, PIE-FEP.
- Jensen, J.B. y J. Wagner, (1997), "Exports and success in German manufacturing", *Weltwirtschaftliches Archiv*, vol 133 (1), pp. 134-157.
- Jovanovic, B. (1982), "Selection and the evolution of industry", *Econometrica*, 50, pp. 649-670.
- Leonidou, L. C. y Katsikeas, C. (1996), "The export development process: an integrative review of empirical models", *Journal of International Business Studies*, pp. 517-551.
- Martín, A. y J. Jaumandreu (1998), "Entry, exit, and productivity growth in Spanish manufacturing during the eighties", *Documento de trabajo* 9804, PIE-FEP.
- Martín, C. (1997), *España en la nueva Europa*, Alianza Editorial, Madrid
- Merino, F. (1998), "La salida al exterior de las pymes manufactureras españolas", *Información Comercial Española*. Noviembre.
- Merino, F. y Salas, V. (1995), "Empresa extranjera y manufactura española: efectos directos e indirectos", *Revista de Economía Aplicada*, vol. III (9), pp. 105-134.
- Moreno, L. y Rodríguez, D. (1996), "La empresa industrial en la década de los noventa: actividad exterior", *Documento de trabajo* 9608, PIE-FEP.
- Moreno, L. y Rodríguez, D. (1998), "Export activity, price and margins in Spanish manufacturing firms", *Documento de trabajo* 9805. PIE-FEP.
- Roberts, M.J. y J.R. Tybout (1997), "The decision to export in Colombia: an empirical model of entry with sunk costs", *American Economic Review*, vol. 87 (4), 545-564.
- Tybout, J. (1997), *Heterogeneity and productivity growth: assessing the evidence*, en M. Roberts y J.R. Tybout (eds), *Industrial Evolution in developing countries*, Oxford University Press.
- Verboven, (1996), "International price discrimination in the European car market", *Rand Journal of Economics*, vol. 27 (2), pp. 240-268.

Ensayo IV

Creación y destrucción bruta de puestos de trabajo en las empresas manufactureras españolas

IV.1. Introducción

La productividad total La aparición reciente en muchos países de bases de datos longitudinales referidas a empresas, establecimientos y trabajadores, ha permitido la realización de trabajos empíricos acerca de demografía empresarial centrados en el análisis de los flujos brutos de empresas, de puestos de trabajo y de trabajadores. El principal hallazgo de éstos es la existencia de flujos brutos bidireccionales de empresas, puestos de trabajo y trabajadores de importante cuantía en cualquier fase del ciclo económico. Ello pone de manifiesto la heterogeneidad existente en el comportamiento de los agentes económicos, cuando éstos se enfrentan a un mismo tipo de perturbación agregada. Dicho de otra manera, se pone en entredicho el supuesto de “agente representativo” utilizado tradicionalmente para extraer conclusiones acerca del comportamiento agregado de la economía.

La rotación de empresas, los flujos de empleo y los de trabajadores están relacionados del siguiente modo: la apertura (cierre) de empresas implica la creación (destrucción) de puestos de trabajo que, a su vez, generan entradas (salidas) de trabajadores. Por ese motivo, los trabajos que estudian los procesos de creación y destrucción de empleo ponen especial interés en dos aspectos: cuantificar la

contribución de la rotación de empresas a los flujos brutos de puestos de trabajo y medir de la movilidad de trabajadores directamente inducida por la reasignación de puestos de trabajo entre empresas.

En relación con la medición y el análisis de los flujos brutos de empleo el trabajo pionero es el de Davis y Haltiwanger (1992), referido al sector manufacturero estadounidense. En el caso español, los procesos de creación y destrucción de puestos de trabajo han sido analizados en varios estudios: el de Dolado y Gómez (1995) con datos anuales de empleo en empresas manufactureras procedentes de la Central de Balances del Banco de España (CBBE) para el período 1983-1992; el de García-Serrano y Malo (1997), con datos trimestrales de empleo procedentes de la Encuesta de Coyuntura Laboral (ECL), realizada por el Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, referidos a establecimientos de empresas grandes (500 o más trabajadores) de sectores no agrarios durante los años 1993 y 1994. Por último, en Dolado, García-Serrano y Gómez (1997) se compara la evidencia para el caso español con los resultados obtenidos para otros países de la OCDE.

Las principales conclusiones de Dolado, García-Serrano y Gómez (1997) son: i) la tasa de rotación agregada para empresas supervivientes no difiere significativamente de la de otros países de la OCDE, aún encontrándose en el tramo más bajo; ii) las tasas de rotación son mucho más elevadas para el empleo temporal que para el empleo fijo; iii) al contrario de lo que sucede en EEUU, la rotación parece presentar un comportamiento acíclico. En suma, la dinámica del mercado de trabajo español no presenta características diferenciales relevantes, sobre todo si se compara con otros países europeos.

En este trabajo se lleva a cabo la estimación y el análisis descriptivo de las tasas de creación y destrucción brutas de empleo así como de la tasa de rotación del trabajo en el sector manufacturero español durante el período 1990-1997, cuantificando la contribución de la rotación de empresas a estos flujos brutos de puestos de trabajo. Además, se analizan el comportamiento cíclico de dichas tasas, así como otras características del proceso de reasignación del factor trabajo, tales como las diferencias según el tamaño y el tipo de contrato, y la persistencia en las variaciones en el empleo.

Una laguna existente en los trabajos llevados a cabo para la economía española, debido a la falta de información en las bases de datos utilizadas hasta el momento, es la medición de la contribución de las aperturas y cierres de empresas a la creación y destrucción de empleo, respectivamente. Este estudio, contribuye en esa dirección dada la disponibilidad de información en la base de datos utilizada.

La información procede de la Encuesta Sobre Estrategias Empresariales (*ESEE*). La *ESEE* contiene datos anuales acerca de unas 2000 empresas manufactureras españolas con 10 o más trabajadores referidos al período 1990-97. Desde la óptica de este trabajo, esta base de datos presenta varias ventajas con respecto a las ya utilizadas para la economía española. En primer lugar, la muestra es representativa de la población de empresas manufactureras por tamaños y actividades. En el año 1990, en el cual fue diseñada la encuesta, fueron seleccionadas aleatoriamente en torno a un 4% de las empresas de entre 10 y 200 trabajadores, y en torno al 70% de las de más de 200. Los estadísticos muestrales para cada categoría de tamaño son interpretables como estadísticos poblacionales. En segundo lugar, como ya se ha indicado, permite identificar las entradas y salidas de empresas; en el caso de las primeras, éstas son incorporadas anualmente manteniendo la representatividad de la muestra. Esta característica permite cuantificar la contribución a la creación y destrucción de empleo de la rotación de empresas, fenómeno no estudiado hasta el momento para el caso español.

Las conclusiones obtenidas en este trabajo indican que a lo largo del período analizado, el sector manufacturero destruyó empleo en términos netos a una tasa media comprendida entre el 3% (empresas grandes) y el 5,2% (empresas pequeñas). Este hecho es, sin embargo, el resultado de la coexistencia de elevados flujos brutos bidireccionales; situándose la tasas media de rotación bruta del periodo entre el 9,6% (empresas grandes) y el 14,7% (empresas pequeñas) del empleo. Se han hallado notables diferencias en la tasa de rotación según tipo de contrato y tamaño de las empresas, tanto en su magnitud como en la volatilidad de las variaciones interanuales brutas de empleo. Además, no solamente coexisten en todo momento empresas que crean empleo con otras que lo destruyen sino que, incluso dentro de una misma

empresa, pueden darse variaciones interanuales con signo opuesto para el empleo fijo y el temporal.

La rotación de empresas desempeña un papel destacable, tanto en la creación como en la destrucción de puestos de trabajo. En torno a un tercio de los puestos de trabajo creados y un quinto de los puestos de trabajo destruidos se deben, respectivamente, a la creación y el cierre de empresas. La contribución de la rotación de empresas a los flujos brutos de empleo es especialmente importante en el caso de empresas con 200 o menos trabajadores. La contribución de la creación de empresas es equiparable a la de otros países de la OCDE aunque inferior a la media; sin embargo, la contribución de los cierres de empresas es menor que en el resto de países de la OCDE.

El resto del trabajo está estructurado de la siguiente forma. En la sección IV.2 se definen y estiman las tasas brutas de creación y destrucción de puestos de trabajo distinguiendo según el tamaño de la empresa y el tipo de contrato. Además, se evalúa la contribución de la rotación de empresas (aperturas y cierres) a los flujos brutos de empleo. También se analiza el comportamiento cíclico de los flujos brutos. La sección IV.3 analiza cómo realizan los reajustes en el empleo las empresas desde el punto de vista de la modalidad de contratación. La sección IV.4 estudia la persistencia en las variaciones de empleo. Finalmente, la sección IV.5 sintetiza las conclusiones del trabajo.

IV.2. Flujos brutos de empleo

La medición de las tasas brutas de creación y destrucción de empleo está basada en las variaciones anuales del empleo al nivel de la empresa. Siendo ésta la unidad básica observable, los flujos brutos calculados estarán sesgados a la baja, por dos motivos. Por un lado, solamente es posible observar las variaciones anuales netas del empleo. Por otro lado, no es posible medir los flujos de empleo que tienen lugar entre los establecimientos de la empresa.

La estructura de esta sección es la siguiente. En primer lugar se definen las variables utilizadas para medir los flujos brutos de empleo. En segundo lugar, se

presenta evidencia sobre la magnitud de los flujos de empleo como consecuencia de expansiones y reducciones de plantilla en las empresas en actividad. En tercer lugar, se analiza la contribución de la creación y el cierre de empresas a la creación y destrucción brutas de empleo, respectivamente. En cuarto lugar, se comparan los resultados con los obtenidos para otros países de la OCDE. Por último se analiza el comportamiento cíclico de las variaciones del empleo.

IV.2.1. Definiciones

Las definiciones de las variables empleadas para medir los flujos de puestos de trabajo son las propuestas por Davis y Haltiwanger (1992). La tasa de crecimiento del empleo de la empresa e en el año t se define como:

$$g_{et} = \frac{n_{et} - n_{et-1}}{x_{et}}$$

donde n_{et} representa el número de trabajadores de la empresa e en el año t y x_{et} representa la media del empleo en los años t y $t-1$. Esta medida de la tasa de crecimiento es simétrica respecto a cero toma valores en el intervalo $[-2, 2]$, correspondiendo -2 al cierre definitivo y 2 a la creación de una nueva empresa.

La tasa de creación (bruta) de puestos de trabajo en el año t se define como:

$$POS_t = \frac{\sum_{e: g_{et} > 0} (n_{et} - n_{et-1})}{\sum_e x_{et}}$$

La *tasa de destrucción (bruta)* de puestos de trabajo en el año t se define como:

$$NEG_t = \frac{\sum_{e: g_{et} < 0} (n_{et} - n_{et-1})}{\sum_e x_{et}}$$

La *tasa de rotación (bruta)* en el año t se define como suma de la tasa de creación y la tasa de destrucción:

$$SUM_t = POS_t + NEG_t$$

Por último, la *tasa de variación neta del empleo* se define como la diferencia entre la tasa de creación y la tasa de destrucción:

$$NET_t = POS_t - NEG_t$$

El análisis de los flujos brutos se realiza tanto para el empleo total como para dos de sus componentes: empleo fijo y empleo temporal¹. Además, en cada uno de estos casos se distingue entre empresas grandes (más de 200 empleados) y empresas pequeñas (200 empleados o menos). La distinción por tamaños es necesaria dado que las empresas pequeñas están infrarrepresentadas en la muestra respecto a las empresas grandes.

IV.2.2. Flujos de empleo y empresas en actividad

La creación bruta de empleo puede deberse a expansiones llevadas a cabo por empresas ya existentes o a la entrada en el mercado de nuevas empresas que inician su actividad. Análogamente, la destrucción de puestos de trabajo puede tener su origen en las reducciones de plantilla de las empresas que están operando o en el cierre definitivo de empresas. Para preservar la comparabilidad de los resultados de este trabajo con los obtenidos en trabajos anteriores para la economía española se miden las tasas de creación y destrucción de empleo por ampliaciones y reducciones de plantilla de las empresas en actividad. Esto es, sin considerar las variaciones en el empleo como consecuencia de la rotación de empresas. La contribución de tales variaciones a los flujos brutos de empleo será analizada más adelante.

¹ El número total de trabajadores incluye un tercer componente denominado propietarios y ayudas familiares.

El Cuadro IV.1 presenta las medias del período 1991-97 y las desviaciones típicas de las variables estudiadas (las series completas pueden verse en el Cuadro A.IV.1 del Apéndice).

En primer lugar, cabe destacar que, independientemente del tipo de contrato y del tamaño de la empresa, durante todo el período analizado coexisten tasas brutas de creación y destrucción de empleo positivas. A pesar de ello, se trata de un período durante el cual, en media, tanto las empresas grandes como las pequeñas destruyen puestos de trabajo en términos netos a tasas del 3% y del 5,2%, respectivamente. La destrucción neta de puestos de trabajo afecta a ambas modalidades de contratación.

En segundo lugar, los resultados muestran la existencia de notables diferencias tanto por tamaño como por tipo de contrato. Si comparamos los resultados por tipo de contrato, se observa que, en media, más del 47% de los puestos de trabajo temporales de las empresas pequeñas y en torno al 40% en las grandes, fueron creados o destruidos anualmente. Mientras que la rotación en el empleo fijo fue muy inferior, situándose las tasas en torno al 9% y el 15% en empresas grandes y pequeñas, respectivamente. En suma, los flujos brutos de empleo temporal fueron mucho más elevados y, además, más volátiles que los del empleo fijo.

Cuadro IV.1
Creación y destrucción bruta de puestos de trabajo (%).

	Tamaño	POS	NEG	SUM	NET
Empleo total	≤200	4,7 (1,1)	9,9 (3,0)	14,7 (2,0)	-5,2 (4,1)
	>200	3,3 (0,6)	6,3 (2,1)	9,6 (2,0)	-3,0 (2,3)
Empleo fijo	≤200	5,1 (1,0)	9,7 (2,4)	14,8 (2,3)	-4,6 (3,0)
	>200	2,9 (0,6)	5,7 (2,0)	8,6 (1,9)	-2,8 (2,2)
Empleo temporal	≤200	19,3 (3,3)	28,0 (5,9)	47,3 (3,8)	-8,7 (8,8)
	>200	17,9 (3,7)	22,3 (4,6)	40,2 (2,8)	-4,4 (7,9)

Medias y desviaciones típicas (entre paréntesis) de las tasas brutas anuales durante el período 1990-97.

Por tamaños, las empresas pequeñas crean y destruyen empleo (fijo y temporal) a tasas mayores. La relación inversa entre la magnitud de los flujos brutos y el tamaño es uno de los hechos estilizados de los procesos de creación y destrucción de puestos de trabajo², aunque para el caso español dicha relación no está tan clara (Dolado, García-Serrano y Gómez, 1997). También en términos netos, parecen ser las empresas del tramo de tamaño más bajo las que destruyen empleo a tasas más elevadas³.

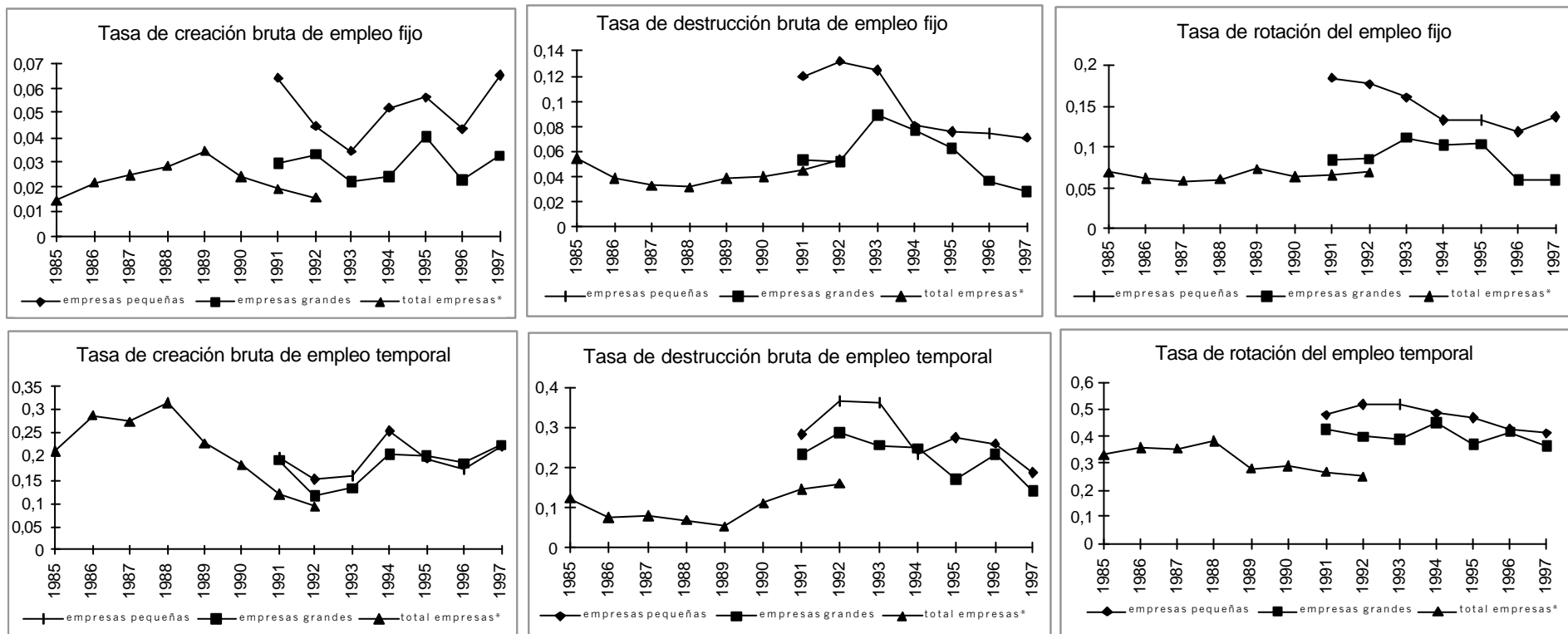
Las tasas anuales medias de creación y destrucción de puestos de trabajo para el sector manufacturero en su conjunto se podrían obtener como media ponderada de las tasas calculadas para los dos grupos de tamaño considerados; siendo los pesos, las participaciones en términos de empleo de ambos grupos. Estas ponderaciones no pueden calcularse con exactitud, aunque sí pueden aproximarse a partir de la información contenida en la *ESEE*⁴. Haciendo uso de dichas ponderaciones, las tasas anuales medias ponderadas de creación, destrucción de empleo en el sector manufacturero resultantes, fueron del 4,2% y el 8,5%, respectivamente.

En el Gráfico IV.1 se presentan las tasas brutas de creación y destrucción de empleo y las tasas de rotación estimadas en el presente trabajo y las estimadas en Dolado y Gómez (1995). Estos autores analizan el período 1985-1992 sin distinguir por tamaños. Dado que en este trabajo se distingue entre empresas grandes y pequeñas, se representan siempre las tasas obtenidas para ambos casos. De esta forma, se proporciona el intervalo en el que se situarían las tasas para el total de empresas de la economía. Dado que los períodos analizados en ambos trabajos se solapan, es posible comparar los resultados para los años 1991 y 1992. Los flujos brutos estimados por Dolado y Gómez (1995) son siempre inferiores a los que se obtienen en este trabajo. Así, la tasa anual de rotación media en el sector manufacturero durante el período 1984-90 estimada por Dolado y Gómez (1995) a

² Una revisión de los hechos estilizados en los procesos de creación y destrucción de empleo puede verse en Contini y Revelli (1997).

³ Tradicionalmente se ha considerado a las empresas pequeñas como creadoras netas de empleo. La literatura reciente ha cuestionado la veracidad de esta afirmación (véanse Davis, Haltiwanger y Schuh, 1996 para EEUU, y Dolado, García-Serrano y Gómez, 1997 para la economía española).

⁴ Dada la representatividad de la muestra, es posible inferir las participaciones poblacionales de los dos grupos de tamaño en términos de empleo a partir de la misma. Se estima que dichas participaciones en el año 1990 (en el cual se diseñó la encuesta) fueron del 61,7% en empresas pequeñas y del 38,3% en empresas grandes.



Las series indicadas con * y correspondientes al período 1985-93 proceden de Dolado y Gómez (1995) y las restantes se han elaborado a partir de la información de la ESEE.

Gráfico IV.1: Tasas brutas de creación y destrucción de empleo.

partir de los datos de la *CBBE*, fue del 7,1 % frente a la tasa anual media de rotación ponderada del 12,8% obtenida en este estudio.

Las mayores tasas de rotación obtenidas en este trabajo con respecto a las obtenidas a partir de datos de la *CBBE* son atribuibles a los tres factores que se comentan a continuación. En primer lugar, al analizarse períodos distintos en ambos trabajos, las tasas estimadas corresponden a diferentes etapas del ciclo. El período considerado en el presente estudio abarca la última crisis en la economía española e incorpora, por tanto, las reestructuraciones de plantilla más intensas en dicha fase recesiva⁵. En segundo lugar, la muestra de empresas que proporciona la *CBBE* no incorpora las empresas de reciente creación. En la medida en que existe una relación inversa entre la edad y las tasas de crecimiento⁶, las tasas brutas estimadas estarán infravaloradas. Por último, la representación de las empresas pequeñas en la muestra que proporciona la *CBBE* es escasa; tal como se ha visto, la creación y destrucción de puestos de trabajo es mayor en estas empresas.

IV.2.3. Flujos brutos de empleo y la rotación de empresas

Hasta el momento, no se ha discutido en qué medida las variaciones en el número de puestos de trabajo tienen su origen en la movilidad empresarial (entradas y salidas de empresas) o en los ajustes de las cantidades de factores llevados a cabo por empresas ya existentes como respuesta a distintos tipos de perturbación. La *ESEE* permite identificar las entradas y salidas de empresas y, por tanto, medir la contribución de éstas a las tasas brutas. Sin embargo, conviene no ignorar que la muestra de empresas de la *ESEE* excluye las empresas de menos de 10 trabajadores. La omisión de los tramos de tamaño más bajos puede afectar significativamente a los flujos brutos de empleo y, especialmente, a la medida de las contribuciones de aperturas y cierres⁷.

⁵ El comportamiento contracíclico de la rotación de empleo es uno de los resultados de este trabajo. La evidencia internacional en relación con esta cuestión puede verse en Contini y Revelli (1997).

⁶ Este resultado ha sido confirmado empíricamente en múltiples ocasiones. Véanse Davis y Haltiwanger (1992), Boeri y Cramer (1992) y Fariñas y Moreno (1999).

⁷ Empíricamente existe evidencia de la elevada rotación en empresas muy pequeñas. Véanse Boeri y Cramer (1992); y Fariñas y Moreno (1999).

En el Cuadro IV.2 se muestran los porcentajes sobre el número total de puestos de trabajo creados y destruidos que representan la creación y el cierre de empresas, respectivamente. El porcentaje medio de puestos de trabajo creados anualmente como consecuencia de la entrada de nuevas empresas en el sector manufacturero durante el período 1991-97⁸ se situó entre el 4% (empresas grandes) y el 44% (empresas pequeñas) del total. En el otro extremo, el porcentaje medio de puestos de trabajo destruidos anualmente como consecuencia de cierres de empresas se situó entre el 7% (empresas grandes) y casi el 20% (empresas pequeñas) del total. Dicho de otro modo, la participación de la rotación de empresas en los flujos brutos es notablemente superior en empresas con 200 o menos trabajadores que en empresas con más de 200. Si se comparan las aportaciones medias de la entrada de empresas a la creación de empleo y del cierre de empresas a la destrucción de empleo, se tiene que en términos relativos la contribución de las primeras es relativamente mayor. En las empresas con 200 trabajadores o menos, los puestos de trabajo que crean las nuevas empresas representan porcentajes que superan el 60%, mientras que en el caso de la destrucción representan como máximo el 30%.

Cuadro IV.2
Contribución de la rotación de empresas a los flujos brutos de empleo total (%).

	Entradas ^a		Salidas ^b	
	Empresas pequeñas	Empresas grandes	Empresas pequeñas	Empresas grandes
1991	26,9	3,1	29,0	9,3
1992	46,4	3,3	18,9	1,0
1993	61,1	8,8	19,1	6,9
1994	26,6	1,8	18,0	10,0
1995	n.d.*	n.d.*	20,2	14,1
1996	60,2	6,6	9,4	1,6
1997	39,6	1,6	14,3	9,5
Media	43,5	4,2	18,4	7,5

^a Entradas: nueva creación

^b Salidas: cierre definitivo o abandono de actividad manufacturera.

* no disponible

Resumiendo, en términos relativos la contribución de la rotación de empresas a la creación y destrucción bruta de puestos de trabajo es mayor en las empresas pequeñas. Además, comparativamente, la creación de empresas contribuye en mayor

⁸ El trabajo de campo de la *ESEE* no permitió incorporar las empresas de nueva creación en el año 1995. En dicho año todas las empresas incorporadas en la muestra son el resultado de procesos de escisión y, por lo tanto, según el criterio adoptado en este trabajo no se consideran *entradas*.

medida a creación de empleo que el cierre de empresas a destrucción de empleo.

IV.2.4. Comparación internacional

En esta sección se analiza en qué medida los procesos de creación y destrucción bruta de puestos de trabajo en la economía española son comparables a los de otros países de la OCDE. Este mismo objetivo es abordado en Dolado, García-Serrano y Gómez (1997). El presente estudio, permite ampliar estas comparaciones en la medida en que se incorporan las variaciones de empleo como consecuencia de la rotación de empresas. Los resultados de esta sección deben ser interpretados teniendo en cuenta que las comparaciones internacionales no están exentas de limitaciones: en primer lugar, los períodos muestrales son heterogéneos, pudiendo encontrarse las economías en distintos momentos del ciclo; en segundo lugar, el tratamiento estadístico de aperturas y cierres de empresas varía por países; por último, las unidades de referencia (empresas o establecimientos) y los sectores a los que se refiere el análisis no son homogéneos.

Cuadro IV.3

Tasas de rotación de empleo en países de la OCDE (%).

País	Período	Tasa de rotación ¹	Tasa de rotación ²
Australia	1984-85	11,7	29,3
Austria	1991-93	11,9	n.d.
Bélgica	1983-85	n.d.	15,2
Canadá	1983-91	20,0	26,3
Dinamarca	1983-89	18,7	29,8
Finlandia	1986-91	15,2	22,4
Francia	1984-91	12,9	24,4
Alemania	1983-90	12,1	16,5
Irlanda	1984-85	14,1	21,4
Japón	1985-92	13,9	n.d.
Holanda	1984-91	n.d.	15,4
Nueva Zelanda	1987-92	19,7	35,5
Noruega	1985-92	13,5	18,7
Suecia	1985-92	17,6	29,1
Reino Unido	1985.91	8,7	15,3
Estados Unidos	1984-88	14,4	18,6
España	1991-97	12,8*	15,1*

1. Sin incluir creación y destrucción por rotación de empresas

2. Incluidas creación y destrucción por rotación de empresas.

* Media ponderada de las tasas de rotación anuales medias en empresas pequeñas y grandes, siendo los pesos las participaciones relativas en el empleo manufacturero de los dos grupos de tamaño considerados.

Fuentes: Dolado *et al* (1997) y elaboración propia.

En el Cuadro IV.3 se presentan las tasas de rotación para un grupo de países de la OCDE. Dichas tasas se presentan tanto netas de las variaciones de empleo como consecuencia de la entrada y salida de empresas, como incorporando tales variaciones.

La tasa media de rotación de empleo resultante de expansiones y contracciones de las plantillas en las empresas se sitúa en España en torno a la media de los países de la OCDE (14,5%), siendo muy similar a la de otros países europeos como Francia, Alemania e Italia. Cuando se consideran las entradas y salidas de empresas, la tasa de rotación española es la más baja de todo el grupo de países considerado. Este resultado implica una menor contribución relativa de las entradas y salidas a las tasas brutas de empleo en el caso español.

Cuadro IV.4
Contribución de la rotación de empresas a los flujos brutos de empleo en países de la OCDE (%).

País	Período	Entradas	Salidas
Australia	1984-85	55,9	65,9
Canadá	1983-91	22,1	26,1
Dinamarca	1983-89	38,1	36,2
Finlandia	1986-91	37,5	28,3
Francia	1984-91	48,0	46,6
Alemania	1983-90	27,7	25,3
Irlanda	1984-85	30,7	36,2
Nueva Zelanda	1987-92	47,1	42,9
Noruega	1985-92	25,9	29,2
Suecia	1985-92	44,8	34,2
Reino Unido	1985-91	31,0	59,1
Estados Unidos	1984-88	17,1	70,2
España	1991-97	28,4 ^a	14,2 ^a

Fuentes: Dolado *et al* (1997) y elaboración propia.

^a Media ponderada de de las participaciones en empresas grandes y pequeñas siendo los pesos las participaciones relativas en el empleo manufacturero de los dos grupos de tamaño considerados.

En el Cuadro IV.4 se muestran las contribuciones de las aperturas y cierres de empresas en un grupo de países de la OCDE. La primera conclusión que puede extraerse de este cuadro es que el papel de las aperturas y cierres en el comportamiento del empleo no es homogéneo por países. En el caso español, la contribución de la rotación de empresas es inferior a la media del resto de países. En

el caso de las entradas puede decirse que España no difiere sustancialmente del resto de países estando situada, no obstante, en el tramo más bajo; sin embargo, la contribución de las salidas a la destrucción de empleo es inferior a la del resto de países. No obstante, conviene no olvidar que la muestra de empresas excluye las de menos de 10 trabajadores, que es el tramo de tamaño con mayor rotación de empresas.

IV.2.5. Comportamiento cíclico

Al analizar las tasas de creación y destrucción de empleo durante el período 1991-97 se observa una estrecha asociación entre la evolución de dichas tasas y el ciclo de la economía española (véase Gráfico IV.1). Para analizar el comportamiento cíclico de los flujos brutos de empleo en el sector manufacturero español, se calculan las correlaciones de las tasas estimadas y la tasa neta de variación del empleo total⁹ (indicador de ciclo habitualmente utilizado en esta literatura). Puesto que el empleo fijo y el empleo temporal difieren principalmente en los costes de despido, tiene interés analizar hasta qué punto existen diferencias cíclicas entre ambas modalidades de contratación.

Cuadro IV.5
Correlaciones entre los flujos brutos y el indicador de ciclo¹

		Empresas pequeñas	Empresas grandes
Empleo total	POS	0,97*	0,53
	NEG	-0,99*	-0,97*
	SUM	-0,96*	-0,85*
Empleo fijo	POS	0,75	0,51
	NEG	-0,87*	-0,88*
	SUM	-0,60	-0,75
Empleo temporal	POS	0,83*	0,63
	NEG	-0,98*	-0,83*
	SUM	-0,81*	-0,54

1. El indicador de ciclo utilizado es la variación neta (NET) de empleo total.

* Significativo al 5%.

En el Cuadro IV.5 se presentan las correlaciones entre las tasas brutas de creación, destrucción y rotación con el indicador de ciclo mencionado, distinguiendo

⁹ Los resultados no varían cuando se utiliza como indicador del ciclo el índice de producción (IPI) correspondiente a las manufacturas.

por tipo de contrato y tamaño de la empresa. No obstante, dado el escaso número de períodos a partir de los cuales se calculan estas correlaciones, éstas deben interpretarse con precaución. A pesar de ello, el período estudiado abarca prácticamente un ciclo completo: el final de un período expansivo (1991), la crisis económica que alcanzó su punto culminante en 1993 y, a partir de este año, el inicio y la consolidación de la recuperación económica.

Los comportamientos según el tamaño de la empresa y según el tipo de contrato no presentan diferencias desde el punto de vista del signo de las correlaciones con el indicador de ciclo. La creación de empleo muestra un comportamiento procíclico, mientras que la destrucción y la rotación son contracíclicas. Dicho de otro modo, las reestructuraciones de las plantillas tienden a ser más fuertes en las fases recesivas¹⁰. Por tamaños, en las empresas grandes el empleo fijo parece ser más sensible al ciclo que el empleo temporal, mientras que en las empresas pequeñas sucede lo contrario. Además en las empresas grandes el empleo fijo parece ser también menos sensible al ciclo que en las empresas pequeñas.

IV.3. Empleo fijo y empleo temporal

La existencia de dos modalidades de contratación laboral en la economía española permite a las empresas optar entre dos tipos de contratos, indefinidos o temporales, para realizar sus ajustes de plantilla. Ambos tipos de contrato, se diferencian fundamentalmente en dos aspectos: la duración de la relación contractual entre empresa y trabajador y la indemnización por despido improcedente.

Para examinar la temporalidad en las empresas manufactureras y su evolución durante el período estudiado, en el Cuadro IV.6 se presentan las medias y las desviaciones típicas del ratio de temporalidad. Puede decirse que, en media, la proporción de trabajadores con contrato temporal es 10 puntos porcentuales más

¹⁰ Los resultados encontrados en la literatura en relación con el comportamiento cíclico de la tasa de rotación varían por países. Davis y Haltiwanger (1992) para EEUU y Konings (1993) para Reino Unido, encuentran que la rotación es contracíclica. Por el contrario, en Contini *et al* (1992) para Italia, en Boeri y Cramer (1991) para Alemania y en Dolado y Gómez (1995) para España, la tasa de rotación parece no estar correlacionada con el ciclo.

elevada en las empresas pequeñas. Durante el período 1990-97, las medias anuales del ratio de temporalidad oscilaron entre el 25% y el 29% en las empresas de menos de 200 trabajadores, y entre el 14% y el 17,5% en las de 200 o más trabajadores. En ambos casos la dispersión de las distribuciones es muy elevada, lo cual indica una gran heterogeneidad al nivel de empresa, que persiste si se analizan las distribuciones a nivel sectorial¹¹.

Cuadro IV.6
Ratios de temporalidad (%): medias anuales y desviaciones típicas (entre paréntesis).

Año	Empresas pequeñas	Empresas grandes
1990	29,2 (27,1)	17,5 (17,9)
1991	27,9 (26,0)	16,5 (17,9)
1992	26,6 (25,7)	15,1 (17,5)
1993	26,2 (26,4)	14,6 (18,6)
1994	27,1 (25,5)	14,6 (17,6)
1995	25,0 (24,8)	14,6 (17,8)
1996	25,9 (26,6)	13,9 (16,9)
1997	25,0 (26,1)	15,3 (17,9)

En las secciones anteriores se han analizado las diferencias en la magnitud de las tasas brutas de creación y destrucción, así como el comportamiento cíclico de ambos tipos de empleo, sin tener en cuenta de qué forma realizan las empresas los reajustes de sus plantillas. En este punto, se examina cómo se llevan a cabo los cambios en el número de trabajadores en el seno de la empresa. Esto es, si los reajustes recaen principalmente sobre los trabajadores con alguno de los dos tipos de contrato o si, por el contrario, las empresas ajustan ambos tipos simultáneamente. En este último caso, se estaría interesado en situaciones de empresas que pudieran estar sustituyendo un tipo de empleo por otro. Para ello, se analiza cómo son las

¹¹ Véase Ruano (1997).

variaciones en el empleo fijo y en el empleo temporal que tienen lugar cada período en el seno de las empresas. Atendiendo a los signos de las tasas de variación de ambos tipos de empleo es posible agrupar a las empresas en las siguientes categorías:

Grupo 1: empresas que crean empleo, aumentando simultáneamente el número de trabajadores de ambos tipos o aumentando los de un tipo mientras el otro permanece constante.

Grupo 2: empresas que crean empleo fijo a la vez que destruyen empleo temporal.

Grupo 3: empresas que crean empleo temporal a la vez que destruyen empleo fijo.

Grupo 4: empresas que destruyen empleo, reduciendo simultáneamente el número de trabajadores de ambos tipos o reduciendo los de un tipo mientras mantienen constantes los del otro.

Grupo 5: empresas que no varían el número total de trabajadores.

La distribución de empresas de acuerdo con estas cinco categorías y su evolución a lo largo del período se muestra en el Gráfico IV.2. La principal conclusión que puede extraerse a la vista de este gráfico es que en todo momento existen empresas en cualquiera de los cinco casos mencionados. Es decir, las empresas se comportan de forma heterogénea ante perturbaciones agregadas comunes. El mayor porcentaje de empresas, en el período estudiado, corresponde a situaciones en que se contraen las plantillas (grupo 4), representando porcentajes medios del 32,8% y del 34,2% en las empresas pequeñas y grandes, respectivamente.

No obstante, las empresas en expansión (grupo 1) tienen un peso relevante en el conjunto del período, incluso en el año 1993, cuando la crisis alcanza su punto más profundo, con el 17% de las empresas pequeñas y el 10% de las empresas grandes. En el año 1997, consolidada la recuperación, este grupo alcanza la mayor cuota en el período: el 33,7% de las pequeñas y el 27,1% de las grandes. Por último, en torno al 40% de las empresas pequeñas y casi la mitad de las grandes sustituyen un tipo de

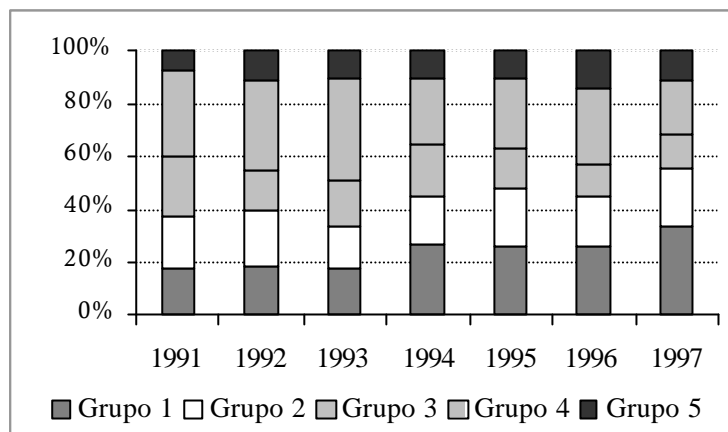


Gráfico IV.2 (a): Distribución de empresas según los signos simultáneos de las variaciones de empleo fijo y empleo temporal: empresas pequeñas.

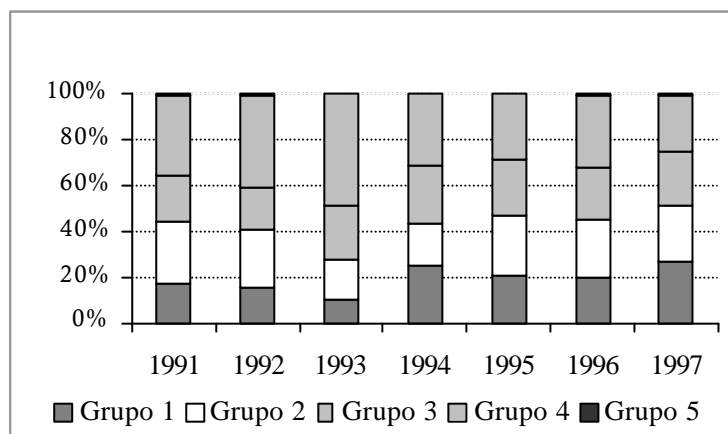


Gráfico IV.2 (b): Distribución de empresas según los signos simultáneos de las variaciones de empleo fijo y empleo temporal: empresas grandes.

empleo por otro. Además, en ambos casos, la variabilidad de los porcentajes es relativamente baja. Por último, una de cada 10 empresas pequeñas, en media, no llevan a cabo ningún ajuste en sus plantillas (grupo 5), este último caso tiene una importancia marginal en el grupo de empresas con más de 200 trabajadores. Resumiendo, existe un porcentaje relativamente estable de empresas, entre el 40% y el 50%, que podrían estar ajustando el número de trabajadores y simultáneamente alterando la composición de su plantilla. Coexisten con estas empresas otras que crean o que destruyen ambos tipos de empleo simultáneamente. Las cuotas de estos dos últimos tipos de empresas experimentan notables variaciones que se asocian al ciclo económico.

IV.4. Persistencia de las variaciones en el empleo

Otro aspecto relevante para la comprensión de los procesos de creación y destrucción de puestos de trabajo es el grado de transitoriedad en las decisiones de las empresas de crear y destruir puestos de trabajo. Para ello se calcula la proporción de puestos de trabajo creados (destruidos) por la empresa e que siguen “vivos” (que no han sido recuperados) al cabo de un año, $FPOS_{t+1,e}$, y al cabo de dos años, $FPOS_{t+2,e}$ (al cabo de uno, $FNEG_{t+1,e}$, y al cabo de dos años, $FNEG_{t+2,e}$). A partir de las distribuciones de las cuatro variables definidas se construyen las medidas agregadas de persistencia:

$$FPOS_{ti} = \frac{\sum_{e^{n_{et} \geq n_{et+1}}} FPOS_{et+i}}{\sum_e 1(n_{et} \geq n_{et+1})} \quad i=1,2$$

$$FNEG_{ti} = \frac{\sum_{e^{n_{et} \leq n_{et+1}}} FNEG_{et+i}}{\sum_e 1(n_{et} \leq n_{et+1})} \quad i=1,2$$

donde $1(\cdot)$ es una variable indicador que toma el valor 1 en aquellos casos en los que se satisface la condición que se especifica en el interior del paréntesis y el valor 0 en caso contrario. Estas medias simples por período de las cuatro medidas de persistencia para empleo fijo y empleo temporal se presentan, respectivamente, en el Cuadro IV.7.

Los resultados indican en primer lugar, que la destrucción de empleo es más persistente que la creación. En segundo lugar, existen diferencias importantes según el tipo de contrato, siendo mayor la transitoriedad en las variaciones del empleo temporal. Por tanto, el grado de persistencia en las variaciones de plantilla está relacionado positivamente con los costes de ajuste. En tercer lugar, no existen diferencias notables relacionadas con el tamaño de la empresa. Además, existe gran heterogeneidad tanto por sectores como entre empresas de un mismo sector¹².

¹² Véase Ruano (1997).

Cuadro IV.7

Persistencia en la creación y destrucción de puestos de trabajo

(a) empleo fijo

Año	Empresas pequeñas				Empresas grandes			
	FPOS _{t1}	FNEG _{t1}	FPOS _{t2}	FNEG _{t2}	FPOS _{t1}	FNEG _{t1}	FPOS _{t2}	FNEG _{t2}
1992	0,65	0,74			0,67	0,80		
1993	0,53	0,78	0,47	0,66	0,58	0,85	0,47	0,73
1994	0,65	0,73	0,40	0,68	0,74	0,79	0,46	0,80
1995	0,69	0,67	0,54	0,58	0,78	0,73	0,67	0,68
1996	0,74	0,71	0,58	0,54	0,73	0,80	0,67	0,70
1997	0,84	0,70	0,64	0,56	0,79	0,76	0,66	0,71
Media	0,68	0,72	0,53	0,60	0,71	0,79	0,59	0,72

(b) empleo temporal

Año	Empresas pequeñas				Empresas grandes			
	FPOS _{t1}	FNEG _{t1}	FPOS _{t2}	FNEG _{t2}	FPOS _{t1}	FNEG _{t1}	FPOS _{t2}	FNEG _{t2}
1992	0,54	0,77			0,56	0,79		
1993	0,53	0,77	0,36	0,66	0,46	0,78	0,36	0,71
1994	0,59	0,67	0,38	0,61	0,64	0,66	0,32	0,64
1995	0,57	0,69	0,44	0,55	0,64	0,72	0,52	0,52
1996	0,58	0,75	0,39	0,59	0,59	0,70	0,53	0,63
1997	0,63	0,70	0,43	0,63	0,70	0,63	0,50	0,55
Media	0,57	0,73	0,40	0,61	0,60	0,71	0,45	0,61

IV.5. Conclusiones

El objetivo de este trabajo ha sido caracterizar los procesos de creación y destrucción de empleo en las empresas del sector manufacturero español durante el período 1991-97. Para ello se ha utilizado información procedente de la *ESEE*. Los resultados más relevantes se resumen a continuación.

Primero, a lo largo del período analizado, el sector manufacturero destruyó empleo en términos netos a una tasa anual media comprendida entre el 3% (empresas grandes) y el 5,2% (empresas pequeñas). Este hecho es, sin embargo, el resultado de la coexistencia de elevados flujos brutos bidireccionales; situándose la tasa anual media de rotación bruta del período en torno al 13%. La evolución temporal de los flujos brutos de empleo parece estar estrechamente relacionada con el ciclo económico: La tasa de creación bruta de empleo parece ser procíclica, mientras que la tasa de destrucción bruta y la de rotación parecen ser contracíclicas.

Segundo, existen notables diferencias según el tamaño de las empresas y el tipo de contrato. Por tamaños, las tasas brutas de creación y destrucción de empleo fueron más elevadas en las empresas pequeñas. Por tipo de contrato, los flujos brutos de empleo temporal fueron más elevados y, más volátiles que los del empleo fijo. La tasa anual media de rotación bruta de empleo fijo se situó entre el 10% (empresas grandes) y el 15% (empresas pequeñas); mientras que la tasa anual media de rotación de empleo temporal se situó entre el 40% (empresas grandes) y el 47% (empresas pequeñas). A su vez, las variaciones en el empleo fijo fueron más persistentes que las variaciones en el empleo temporal.

Finalmente, en torno a un tercio del total de puestos de trabajo creados se debieron a la creación de nuevas empresas. Asimismo, alrededor de un quinto de los puestos de trabajo destruidos se debieron, al cierre de empresas. La contribución de la rotación de empresas a los flujos brutos de empleo fue especialmente importante en el caso de empresas con 200 o menos trabajadores. La contribución de la creación de empresas es equiparable, aunque inferior a la media, a la de otros países de la OCDE; sin embargo, la contribución de los cierres de empresas es menor que en el resto de países de la OCDE.

Apéndice IV.I

Cuadro A.IV.1

Tasas anuales brutas de creación y destrucción de puestos de trabajo según el tamaño y el tipo de contrato (%).

	Año	POS _t		NEG _t	
		Empresas pequeñas	Empresas grandes	Empresas pequeñas	Empresas grandes
Empleo Total	1991	5,2	3,4	9,7	6,7
	1992	3,4	2,6	14,8	6,6
	1993	2,8	3,1	14,2	9,4
	1994	5,9	3,2	7,8	8,4
	1995	5,0	4,3	8,2	5,9
	1996	4,6	2,6	8,7	4,3
	1997	6,1	4,1	6,2	2,7
Empleo Fijo	1991	6,4	2,9	12,0	5,4
	1992	4,5	3,3	13,1	5,2
	1993	3,5	2,2	12,5	8,9
	1994	5,2	2,4	8,0	7,7
	1995	5,6	4,1	7,7	6,3
	1996	4,3	2,3	7,5	3,7
	1997	6,5	3,3	7,2	2,8
Empleo Temporal	1991	19,8	19,3	28,2	23,4
	1992	15,2	11,4	36,6	28,5
	1993	15,7	13,2	36,2	25,6
	1994	25,3	20,4	23,2	24,6
	1995	19,4	20,1	27,3	18,1
	1996	17,2	18,5	25,8	23,1
	1997	22,2	22,4	18,8	13,9

Bibliografía

- Boeri, T. y U. Cramer (1992): "Employment Growth, Incumbents and Entrants", *International Journal of Industrial Organization*, vol. 10, pp. 545-565.
- Contini, B. y R. Revelli (1997): "Gross Flows vs Net Flows in the Labor Market: What is there to be Learned?", *Labour Economics*, 4, pp. 245-263.
- Davis, S. y J. Haltiwanger (1992): "Gross Job Creation, Gross Job Destruction and Employment Reallocation", *Quarterly Journal of Economics* 107, pp. 819-863.
- Davis, S.; J. Haltiwanger y S. Schuh (1994): "Small Business and Job Creation: Dissecting the Mith and Reassessing the Facts", *Small Business Economics*, vol 29, nº 3, pp. 13-21.
- Davis, S.; J. Haltiwanger y S. Schuh (1996): *Job Creation and Destruction*, Massachusetts of Technology Press.
- Dolado, J. y R. Gómez (1995): "Creación y Destrucción de Empleo en el Sector Privado Manufacturero Español: Un Análisis Descriptivo", *Investigaciones Económicas*. Volumen XIX (3), pp. 371-393.
- Dolado, J.; C. García Serrano, y Gómez. (1997): "Creación y Destrucción de Empleo: Una Panorámica con Nuevos Resultados Para España", *Papeles de Economía Española*, 72, pp. 138-153.
- Fariñas, J.C. y L. Moreno (2000): "Firms' Growth, Size and Age: A on-parametric Approach", *The Review of Industrial Organization* , 17 (3), pp. 249-265.
- García Serrano, C. y M.A. Malo (1997): "Movilidad de los Trabajadores y Puestos de Trabajo en Empresas Españolas Grandes", *Moneda y Crédito*, nº 205, pp. 103-133.
- Jaumandreu, J.(1996): "La Empresa Industrial en la Década de los Noventa: Método y Tipo de Análisis", Programa de Investigaciones Económicas, Fundación Empresa Publica, *Documento de trabajo* 9607.
- Konings, J. (1995): "Gross Job Creation and Gross Job Destruction in the U.K. Manufacturing Sector", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.57, nº 1, pp.5-24.
- Ruano, S. (1997): "Creación y destrucción bruta de empleo en las empresas industriales españolas", Programa de Investigaciones Económicas, Fundación Empresa Publica, *Documento de trabajo* 9708.