

PRODUCTIVIDAD Y DIMENSIÓN DE MERCADO DE LAS EMPRESAS MANUFACTURERAS ESPAÑOLAS^(*)

MAJA BARAC

JUAN A. MÁÑEZ

MARÍA E. ROCHINA

JUAN A. SANCHIS

Universidad de Valencia y ERI-CES.

Diversos estudios empíricos para diferentes países han tratado de analizar las implicaciones que tienen las exportaciones en relación a los resultados de las empresas. La mayoría de estos estudios revelan que las exportadoras son más grandes y más productivas que las no exportadoras y, además, encuentran evidencia de selección de entrada.

Es decir, las empresas más productivas son las que terminan entrando en los mercados de exportación (1).

La evidencia empírica sobre los efectos de la exportación en los resultados de las empresas (efectos después de la entrada) es menos concluyente (2). Esto recibe el nombre de hipótesis de rendimiento, esto es, la posibilidad de que las empresas aumenten su productividad después de haber empezado a exportar. El fundamento que habría detrás de esta posible ganancia en productividad se derivaría del aumento de las ventas que permitiría a las empresas aprovechar economías de escala, de la información proveniente de clientes internacionales (sobre innovaciones de proceso y de producto que permitan a las empresas reducir costes o mejorar la calidad) y del incremento de la competencia en los mercados internacionales que forzaría a las empresas a ser más eficientes.

La creciente evidencia internacional a favor de la hipótesis de selección de entrada (siguiendo el trabajo de Bernard y Jensen, 1999) ha modificado sustan-

cialmente el enfoque bajo el que se estudia la hipótesis de rendimiento. Estudios recientes reconocen que los nuevos exportadores tienen muchas características para llegar a serlo (en comparación con los no-exportadores) y en consecuencia, el proceso de selección para exportar no es un proceso aleatorio (sólo las empresas más productivas entran en los mercados de exportación). De esta manera, si entre las empresas que no exportan hoy, aquellas que acabarán exportando en el futuro ya son mejores que aquellas que no lo harán, esas empresas tendrían mejores resultados incluso si no hubieran empezado a exportar. Por lo tanto, si la selección de entrada no es un proceso aleatorio y las empresas son seleccionadas de acuerdo a unos determinados criterios, los efectos de la exportación sobre cualquier medida de resultados no pueden evaluarse mediante una simple comparación de medias de los resultados entre las empresas que comienzan a exportar y las no exportadoras.

Sin embargo, desconocemos la productividad de una empresa exportadora en el caso de que dicha

empresa no hubiera exportado, lo que nos permitiría una comparación adecuada. Las técnicas de *matching* nos proporcionan un método para calcular dicho *contrafactual*. Por medio de estas técnicas se puede emparejar a cada una de las empresas que empiezan a exportar con otra empresa que no exporte, pero que en el momento previo a que la primera empiece a exportar, sea lo más parecida posible a la entrante en los mercados de exportación. Las diferencias *ex post* obtenidas entre estos dos grupos de empresas sí pueden ser atribuidas a la condición de exportar (Heckman *et al.*, 1999) (3).

Los resultados de los trabajos que utilizan técnicas de *matching* para estudiar los efectos de exportar sobre la productividad tampoco son homogéneos. Mientras que algunos no encuentran ninguna ganancia asociada a la entrada en los mercados de exportaciones (ver Wagner, 2002, y Arnold y Hussinger, 2005), otros sí encuentran ciertas mejoras derivadas de la exportación pero difieren en la magnitud o duración de sus efectos. Así, para el Reino Unido, Greenaway y Kneller (2004), Greenaway y Kneller (2008) y Girma *et al.* (2004) muestran que los incrementos en productividad de los nuevos exportadores son mayores que los de las empresas no exportadoras uno o, a lo sumo, dos años tras la entrada en el nuevo mercado. Análogamente, para el Reino Unido, Greenaway y Kneller (2007b), usando datos diferentes, obtienen que el crecimiento extra de la productividad para los nuevos entrantes dura hasta tres años. Hansson y Lundin (2004) obtienen los mismos resultados para Suecia. Finalmente, De Loecker (2007) para Eslovenia y Serti y Tomasi (2008) para Italia aportan evidencia de mayores periodos de crecimiento extra de la productividad tras comenzar a exportar (4 e incluso 6 años, respectivamente).

En este trabajo se analiza la hipótesis de entrada y la hipótesis de rendimiento tras la entrada utilizando una muestra de empresas manufactureras españolas, teniendo en cuenta diferencias por grupos de tamaño (4). Si la distribución de la productividad depende del tamaño empresarial y las empresas grandes son más productivas que las empresas pequeñas, las primeras pueden haber alcanzado el nivel de productividad mínimo necesario para exportar. Análogamente, si las empresas de mayor tamaño son más productivas de partida, las ganancias derivadas de exportar podrían ser relativamente menores. Siguiendo a Delgado *et al.* (2002) empleamos técnicas de dominancia estocástica para contrastar la hipótesis de selección de entrada. Para el análisis de los efectos de la entrada en los mercados de exportación sobre la productividad, controlando por el problema de selección no aleatoria, usamos las técnicas de *matching*.

Nuestros resultados subrayan la importancia de considerar el tamaño de las empresas tanto para analizar la hipótesis de selección, como la hipótesis de rendimiento. Sólo encontramos evidencia de selección de entrada para las empresas pequeñas, pero no para las empresas grandes. Teniendo en cuenta que las empresas grandes parten de mayores niveles de productividad que el resto y, a su vez, no muestran selección de entrada, esto sugiere que puede existir un umbral de productividad para poder exportar que únicamente afecta a las empresas de menor tamaño. No obstante, en relación con la hipótesis de rendimiento, las mejoras en productividad derivadas de la exportación se manifiestan en ambos grupos de tamaño, pero su efecto no es ni inmediato ni sigue el mismo patrón temporal. Este comienza a ser significativo a partir de un año exportando, para empresas pequeñas, y a partir de 2 años, para empresas grandes.

El resto del artículo se organiza del siguiente modo. La segunda sección presenta los datos, la medida de la productividad total de los factores, así como la relación entre la productividad y el tamaño de las empresas. La tercera sección presenta los resultados obtenidos en el análisis de las hipótesis de selección de entrada en la exportación y de rendimiento. Finalmente, la cuarta sección concluye.

DATOS, MEDICIÓN DE LA PRODUCTIVIDAD Y ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS †

Los datos provienen de la *Encuesta sobre Estrategias Empresariales* (ESEE, en adelante) para el periodo 1991-2002. La ESEE es una encuesta anual representativa de las empresas manufactureras españolas clasificadas por sectores industriales y categorías de tamaño. Todas las empresas de más de 200 trabajadores (grandes) son susceptibles de ser incluidas, aunque finalmente su ratio de participación es aproximadamente del 70%. Para las empresas de entre 10 y 200 empleados (pequeñas) se diseñó un sistema de selección aleatorio que ha dado como resultado una participación de alrededor de un 5%. Por último, las empresas con menos de 10 empleados no se incluyen en la muestra.

En el cuadro I presentamos los estadísticos descriptivos de la muestra relativos a la exportación, para el periodo 1991-2002. Se observa una relación positiva entre el tamaño de las empresas y su participación en la exportación. Esta participación aumenta con el tiempo para ambas categorías, de un 35,28% a un 50,52% para las empresas pequeñas y de un 84,41% a un 94,14% para las grandes. La intensidad exportadora (exportaciones sobre ventas) para empresas exportadoras tiene un crecimiento más

CUADRO 1
NÚMERO DE EMPRESAS EXPORTADORAS E INTENSIDAD EXPORTADORA

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	Total
1. Empresas pequeñas													
Número de exportadoras	272	349	385	413	431	475	594	582	584	593	541	539	—
Número de no exportadoras	499	614	669	614	548	566	640	564	589	572	524	528	—
% de exportadoras	35,28	36,24	36,53	40,21	44,02	45,63	48,14	50,79	49,79	50,90	50,80	50,52	44,90
Exportaciones/ventas para exportadoras (%)	20,28	20,92	22,29	24,51	23,80	23,53	25,16	25,09	24,47	25,02	24,94	24,94	24,03
Exportaciones/ventas (%)	7,16	7,58	8,14	9,86	10,48	10,74	12,11	12,73	12,18	12,74	12,49	12,60	10,73
2. Empresas grandes													
Número de exportadoras	341	412	432	481	450	429	444	422	423	518	446	434	—
Número de no exportadoras	63	63	58	69	54	52	37	30	23	33	29	27	—
% de exportadoras	84,41	86,74	88,16	87,45	89,29	89,19	92,31	93,36	94,84	94,01	93,89	94,14	90,65
Exportaciones/ventas para exportadoras (%)	23,10	24,60	27,77	29,65	31,38	32,56	34,71	35,67	36,39	36,84	36,61	37,55	32,51
Exportaciones/ventas (%)	19,50	21,33	24,48	25,93	28,40	29,04	32,04	33,30	34,51	34,64	34,38	35,35	29,41

FUENTE: Elaboración propia.

rápido para empresas grandes que para empresas pequeñas (de 23,10% a 37,55% y de 20,28% a 24,94%, para empresas grandes y pequeñas, respectivamente).

La productividad, nuestra variable de resultados, la medimos mediante el indicador de la productividad total de los factores (PTF, en adelante). El cálculo de la PTF se basa en una extensión del índice propuesto por Caves *et al.* (1982), que tiene en cuenta que las empresas de distinto tamaño tienen distintas proporciones en la muestra. Esta extensión, se desarrolla en Good *et al.* (1996) y Delgado *et al.* (2002).

A partir de una muestra de N empresas ($e=1, \dots, N$) para T años ($t=1, \dots, T$), podemos calcular el índice de PTF para la empresa e, del grupo de tamaño t y del sector s en el año t como:

$$\ln y_{est} = \ln O_{est} - \ln O_{st} - \frac{1}{2} \sum_{f=1}^F (\omega_{est}^f + \omega_{st}^f) (\ln X_{est}^f - \ln X_{st}^f) \quad [1]$$

$$+ \ln O_{st} - \ln O_s - \frac{1}{2} \sum_{f=1}^F (\omega_{st}^f + \omega_s^f) (\ln X_{st}^f - \ln X_s^f)$$

donde O_{est} es su producción, ω_{est}^f es la participación del *input* f ($f=1, \dots, F$) en el coste total de esa empresa y X_{est}^f es la cantidad de *input* f utilizado por ella. Para ver con más detalle los métodos empleados en el cálculo de los factores de producción: capital, materiales y trabajo, así como, el *output* y la participación de los factores en el coste véase Máñez *et al.* (2005). Por último, definimos las

variables $\bar{m}_{st} = \frac{1}{NT} \sum_{e=1}^N \sum_{t=1}^T m_{est} p_{et} i_{es}$ y $\bar{m}_s = \frac{1}{NT} \sum_{e=1}^N \sum_{t=1}^T m_{est} i_{es}$

donde m_{est} es alternativamente $\ln O_{est} - \omega_{est}^f$ ó $\ln X_{est}^f$; p_{et} e i_{es} se definen como:

$$p_{et} = \begin{cases} 1 & \text{si la empresa e pertenece al grupo de tamaño } \tau \\ 0 & \text{en cualquier otro caso} \end{cases}$$

$$i_{es} = \begin{cases} 1 & \text{si la empresa e pertenece al sector industrial} \\ s & (s=1, \dots, 20, \text{ NACE-93}) \\ 0 & \text{en cualquier otro caso} \end{cases}$$

Este índice mide la diferencia proporcional de la PTF de una empresa en relación a una empresa de referencia. La empresa de referencia utilizada en cada caso varía por sectores. Para un sector s, en concreto, se define como aquella empresa cuyos *outputs* e *inputs* son iguales a la media geométrica de los *outputs* e *inputs* de las empresas que pertenecen al sector s a lo largo de todo el período muestral y, además, como aquella empresa cuyas participaciones en los costes de los *inputs* son iguales a la media aritmética de las participaciones en los costes de los *inputs* de las empresas que pertenecen al sector s a lo largo de todo el período muestral.

El primer componente de este índice, formado por los tres primeros términos de la expresión [1], compara el *output* y el uso de *inputs* de cada una de las empresas en el momento t con los de la media para todo el período de las empresas del mismo sector y grupo de tamaño. Esto permite la transitividad de las comparaciones entre empresas que pertenecen al mismo grupo de tamaño. El segundo componente, formado por los tres últimos términos de [1], preserva la transitividad de las comparaciones entre empresas del mismo sector pero que pertenecen a distintos grupos de tamaño.

Este segundo término mide la diferencia entre la PTF de la empresa media de un determinado sector y grupo de tamaño y la PTF de una empresa de referencia,

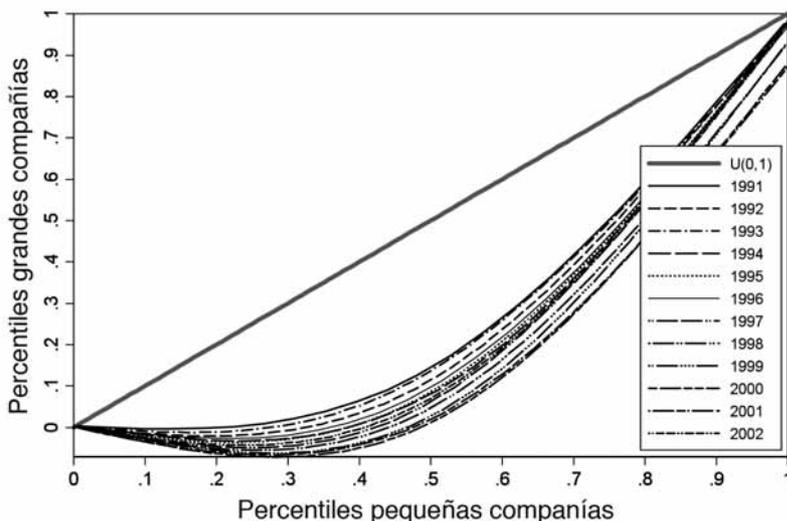


GRÁFICO 1

FUNCIONES DE DISTRIBUCIÓN
RELATIVA DE LA PTF
DE LAS EMPRESAS GRANDES
SOBRE LA PTF DE LAS
EMPRESAS PEQUEÑAS

FUENTE:
Elaboración propia.

construida como la media de todas las empresas que forman parte de un sector (independientemente de su tamaño). Finalmente, la consideración de una empresa de referencia distinta para cada una de las industrias permite eliminar posibles diferencias de la PTF entre sectores, lo que también permite que empresas de distintas industrias puedan considerarse conjuntamente.

A continuación, analizamos si la distribución de la PTF depende del tamaño de las empresas, esto es, si hay diferencias sistemáticas entre las productividades de las empresas pequeñas y grandes. El gráfico 1 muestra las distribuciones relativas de la PTF para las empresas grandes y pequeñas, para cada año del periodo 1991-2002 (5). Estas representan la equivalencia entre cada uno de los percentiles de la distribución de la PTF para las empresas grandes en la escala de percentiles de la distribución de la PTF de las empresas pequeñas. La diagonal representa la distribución uniforme $[0, 1]$, es decir, la distribución relativa en el caso de que ambas distribuciones fueran idénticas. Si las distribuciones relativas de la PTF se encuentran por debajo de la diagonal significa que la distribución representada en el eje vertical domina estocásticamente a la distribución del eje horizontal. En el gráfico se observa que las distribuciones relativas de la PTF se encuentran debajo de la diagonal para todos los años. Esto sugiere que las distribuciones de la PTF de las empresas grandes dominan estocásticamente a las de las empresas pequeñas.

Dadas las diferencias observadas, pasamos a confirmar este resultado formalmente utilizando el método de dominancia estocástica. Así, para cada periodo comparamos:

$$F_t(y_t) \text{ versus } G_t(y_t), t = 1991, \dots, 2002 \quad [2]$$

utilizando el contraste de Kolmogorov-Smirnov (KS, en adelante) de una y dos colas (6), donde F_t y G_t son las funciones de distribución de la PTF para empresas grandes y pequeñas, respectivamente.

Los resultados de estos contrastes se muestran en el cuadro 2 (7). Para todos los años de la muestra rechazamos la hipótesis de igualdad de las dos distribuciones (contraste de dos colas) con un nivel de significatividad del 1%. Por el contrario, en ningún caso podemos rechazar la hipótesis nula de que las empresas grandes tienen mayor PTF que las empresas pequeñas (contraste de una cola). Este resultado indica que las empresas grandes son más productivas que las pequeñas y, por tanto, va a condicionar el análisis de las hipótesis selección de entrada y de rendimiento, que analizaremos a continuación.

Finalmente, antes de contrastar las hipótesis de selección de entrada y de rendimiento, vamos a comprobar si las empresas exportadoras tienen mayores niveles de la PTF que las no exportadoras. Para ello comparamos (para cada año y grupo de tamaño) las funciones de distribución de la PTF de las exportadoras en t (F_t) y de las no exportadoras en t (G_t), utilizando los contrastes de KS:

$$F_t(y_t | \tau = \tau_0) \text{ vs. } G_t(y_t | \tau = \tau_0), t = 1991, \dots, 2002 \quad [3]$$

y τ_0 (pequeñas, grandes)

En el cuadro 3 se presentan los resultados de estos contrastes. Para las empresas pequeñas rechazamos la hipótesis nula de igualdad de las dos distribuciones (para un nivel de significatividad del 5%) para todos los años, excepto 1991 y 2002. Por el contrario, no podemos rechazar la hipótesis nula de que las empresas exportadoras tengan mayor PTF en t que las no exportadoras. Para las empresas grandes,

CUADRO 2
DIFERENCIAS ANUALES EN LA PTF ENTRE EMPRESAS GRANDES Y PEQUEÑAS

Año	Número de observaciones		Diferencias en la PTF (*)	Igualdad de las distribuciones		Diferencias favorables a las grandes	
	Grandes	Pequeñas		Estadístico	ρ -value	Estadístico	ρ -value
1991	407	773	0,300	7,191	0,000	0,000	1,000
1992	476	963	0,402	10,582	0,000	0,000	1,000
1993	493	1054	0,419	11,504	0,000	0,112	0,975
1994	553	1028	0,428	12,502	0,000	0,013	1,000
1995	508	984	0,420	11,932	0,000	0,000	1,000
1996	482	1041	0,426	12,617	0,000	0,000	1,000
1997	485	1236	0,453	13,915	0,000	0,000	1,000
1998	453	1146	0,448	13,829	0,000	0,000	1,000
1999	448	1175	0,440	13,792	0,000	0,000	1,000
2000	554	1165	0,461	15,269	0,000	0,000	1,000
2001	478	1067	0,450	14,344	0,000	0,000	1,000
2002	462	1067	0,340	10,231	0,000	0,005	1,000

(*) Las diferencias en la PTF (para ambos grupos de empresas) han sido calculadas en la mediana de las distribuciones.

FUENTE: Elaboración propia.

CUADRO 3
DIFERENCIAS ANUALES EN LA PTF ENTRE LAS EMPRESAS QUE EXPORTAN EN τ Y LAS QUE NO EXPORTAN EN τ

Año	Número de observaciones		Diferencias en la PTF (*)	Igualdad de las distribuciones		Diferencias a favor de las exportadoras	
	Exportadoras	No exportadoras		Estadístico	ρ -value	Estadístico	ρ -value
Pequeñas							
1991	272	499	0,046	11,676	0,112	0,275	0,860
1992	349	614	0,076	2,324	0,000	0,049	0,995
1993	385	669	0,099	2,754	0,000	0,030	0,998
1994	413	614	0,109	3,567	0,000	0,001	1,000
1995	431	548	0,102	3,510	0,000	0,001	1,000
1996	475	566	0,129	4,100	0,000	0,011	1,000
1997	594	640	0,114	4,565	0,000	0,068	0,991
1998	582	564	0,122	4,114	0,000	0,056	0,994
1999	584	589	0,103	4,201	0,000	0,001	1,000
2000	593	572	0,107	4,300	0,000	0,001	1,000
2001	541	524	0,082	3,447	0,000	0,001	1,000
2002	539	528	0,006	0,552	0,908	0,552	0,543
Grandes							
1991	341	63	-0,073	0,870	0,373	0,870	0,220
1992	412	63	-0,041	0,994	0,225	0,994	0,138
1993	432	58	0,025	0,729	0,599	0,579	0,512
1994	481	69	0,106	2,087	0,000	0,384	0,745
1995	450	54	0,092	1,358	0,035	0,222	0,907
1996	429	52	0,068	1,111	0,129	0,667	0,411
1997	444	37	0,105	1,527	0,011	0,579	0,511
1998	422	30	0,087	1,503	0,013	0,492	0,616
1999	423	23	0,029	0,770	0,499	0,691	0,385
2000	518	33	0,018	0,936	0,272	0,935	0,174
2001	446	29	0,075	1,031	0,177	0,333	0,800
2002	434	27	0,018	0,832	0,404	0,832	0,250

(*) Las diferencias en la PTF (para ambos grupos de empresas) han sido calculadas en la mediana de las distribuciones.

FUENTE: Elaboración propia.

sólo podemos rechazar la hipótesis nula de igualdad de las distribuciones para cuatro años de la muestra (1994, 1995, 1997 y 1998) y para estos años no podemos rechazar la hipótesis nula de diferencias favorables en la PTF para las empresas exporta-

das. Estos resultados nos permiten concluir que la distribución de la PTF de las empresas exportadoras pequeñas domina estocásticamente a la de aquellas que no exportan (excepto para dos años de los doce de la muestra). Sin embargo, para las empre-

CUADRO 4
COMPARACIÓN DE LA PTF EX-ANTE ENTRE EMPRESAS ENTRANTES EN LA EXPORTACIÓN Y NO EXPORTADORAS

	Número de observaciones		Diferencias PTF (*)	Igualdad de distribuciones		Diferencias a favor de las entrantes	
	Entrantes en exportación	No exportadoras		Estadístico	p-value	Estadístico	p-value
Pequeñas							
PTF $t-1$ entrantes	121	2167	0,028	1,269	0,064	0,049	0,995
PTF $t-2$ entrantes	121	2167	0,053	1,729	0,004	0,113	0,975
PTF $t-3$ entrantes	121	2167	0,067	1,555	0,012	0,113	0,975
PTF $t-4$ entrantes	121	2167	0,064	1,639	0,007	0,173	0,942
Grandes							
PTF $t-1$ entrantes	18	99	-0,011	0,375	0,998	0,256	0,877
PTF $t-2$ entrantes	18	99	0,068	0,631	0,743	0,375	0,755
PTF $t-3$ entrantes	18	99	0,055	0,690	0,633	0,355	0,777
PTF $t-4$ entrantes	18	99	0,04	0,611	0,778	0,276	0,859

(*) Las diferencias en la PTF (para ambos grupos de empresas) han sido calculadas en la mediana de las distribuciones.

FUENTE: Elaboración propia.

sas grandes, la conclusión anterior sólo se mantiene cuatro años (1994, 1995, 1997 y 1998).

RESULTADOS

En primer lugar, analizamos la hipótesis de selección. De acuerdo con esta hipótesis sólo las empresas más productivas se inician en la exportación. Para el análisis empírico de esta hipótesis comparamos las PTF previas a exportar entre las empresas entrantes en la exportación y las no exportadoras. Una entrante en la exportación en t es una empresa que, no habiendo exportado en los cuatro años previos ($t-4$) comienza a exportar en t . Las empresas de comparación, las no exportadoras, son aquellas que no exportan en los cuatro años previos y tampoco exportan en t . Dada nuestra muestra, podemos construir 8 cohortes de entrantes en la exportación en t , desde 1995 a 2002. La elección de esta definición se debe a un doble compromiso: asegurarnos que un entrante en la exportación no tenga resultados contaminados por haber exportado en el pasado reciente y la necesidad de disponer de una muestra razonable. Por lo tanto, comparamos

$$F_{1995-m, \dots, 2002-m}(V_{1995-m, \dots, 2002-m} | \tau = \tau_0) \text{ vs. } G_{1995-m, \dots, 2002-m}(V_{1995-m, \dots, 2002-m} | \tau = \tau_0) \quad 1 \quad \tau_0 = 0,1 \quad [4]$$

donde $F_{1995-m, \dots, 2002-m}$ y $G_{1995-m, \dots, 2002-m}$ representan las distribuciones de la PTF previas de las ocho cohortes de entrantes en la exportación y de los no exportadores, respectivamente.

Para las empresas pequeñas, los resultados de los contrastes KS en el cuadro 4 sugieren que, independientemente de la definición usada para la construc-

ción de las distribuciones de la PTF previas (es decir, usando la PTF en $t-1$, $t-2$, $t-3$ o $t-4$), la distribución de los entrantes domina a la de los no exportadores, ya que rechazamos la hipótesis nula de la igualdad de las distribuciones $F_{1995-m, \dots, 2002-m}$ y $G_{1995-m, \dots, 2002-m}$ para cada m , y no podemos rechazar la hipótesis nula de resultados favorables en la PTF para las entrantes en la exportación. Sin embargo, para las empresas grandes, independientemente del valor de m , no podemos rechazar la hipótesis nula de la igualdad de las distribuciones $F_{1995-m, \dots, 2002-m}$ y $G_{1995-m, \dots, 2002-m}$. En definitiva, nuestros resultados confirman la existencia de un proceso de selección de entrada en los mercados de exportación para las pequeñas empresas, pero no para las grandes.

Una vez hemos confirmado empíricamente la existencia de selección, el siguiente paso consiste en verificar si exportar mejora la PTF de las empresas. En ausencia de cualquier información sobre la situación contrafactual de los entrantes en la exportación, en algunos trabajos se utilizan como grupo de control todas las empresas restantes (Bernard y Jensen, 1995 ó Delgado *et al.*, 2002). Sin embargo, el hecho de encontrar evidencia de selección de entrada supone que la muestra de empresas que se inician en la exportación no es aleatoria. Así, la simple comparación *ex post* del crecimiento de la PTF de las entrantes y las no exportadoras, no permite afirmar que las diferencias observadas se deben al rendimiento de la exportación y no a la selección previa.

Para controlar la naturaleza no aleatoria en la selección de entrada, otra corriente de la literatura utiliza técnicas de *matching*. Para ello, se selecciona un grupo de control entre las no exportadoras para compararlo con el grupo de entrantes, para el que

la distribución de variables observadas en el período previo a la entrada sea lo más parecido posible a las entrantes. Más formalmente, definimos Δy como la tasa de crecimiento de la PTF y $D_{it} \in \{0,1\}$ como un indicador de si la empresa i es un entrante en la exportación en el período t (en comparación con un no exportador en t , según la definición anterior). Así, podemos utilizar Δy_{it+s}^1 para definir el crecimiento de la PTF entre t y $t+s$, $s \geq 0$, para la empresa i clasificada como entrante en t , y Δy_{it+s}^0 como el resultado para dicha empresa en caso de no haber comenzado a exportar. Así, el efecto causal de la exportación para la empresa i en el período $t+s$ puede ser definido como la diferencia $(\Delta y_{it+s}^1 - \Delta y_{it+s}^0)$.

Siguiendo la literatura de evaluación de políticas públicas (véase Heckman *et al.*, 1997), podemos definir el efecto medio de la exportación sobre la PTF en las empresas que comienzan a exportar como

$$E((\Delta y_{it+s}^1 - \Delta y_{it+s}^0) | D_{it} = 1) = E(\Delta y_{it+s}^1 | D_{it} = 1) - E(\Delta y_{it+s}^0 | D_{it} = 1) \quad [5]$$

El principal problema de la inferencia causal reside en que el *contrafactual*, Δy_{it+s}^0 , es decir, el crecimiento medio de la PTF que hubiera experimentado un entrante en caso de no haber comenzado a exportar, no se observa y, por lo tanto, tiene que construirse o estimarse. Por tanto, la inferencia causal depende de la construcción de dicho *contrafactual*. Usando *matching* identificamos, de entre el grupo de las empresas no exportadoras en t , las empresas que más se parecen a las empresas que se inician en la exportación en t , aquellas cuya distribución de variables observables que afectan tanto al crecimiento de la PTF como a la probabilidad de exportar sea lo más similar posible. Entonces se supone que, condicionado a dichas variables, X , empresas con características similares se exponen aleatoriamente a la iniciación en la exportación. Así, la expresión (5) puede reescribirse como

$$E(\Delta y_{it+s}^1 | X_{it}, D_{it} = 1) - E(\Delta y_{it+s}^0 | X_{it}, D_{it} = 1) \quad [6]$$

Puesto que el número de variables observables que pueden afectar potencialmente a la probabilidad de exportación y al crecimiento de la PTF de las empresas es grande, utilizamos las técnicas del *propensity score* propuestas por Rosenbaum y Rubin (1983). Así, puede demostrarse que si comenzar a exportar está condicionado de forma aleatoria por las X , también lo está por la probabilidad de exportar, llamada *propensity score*. Por tanto, antes de aplicar el método *matching* obtenemos la probabilidad de empezar a exportar (*propensity score*) a través de la probabilidad predicha por un modelo pro-

CUADRO 5
ESTIMACIONES DEL CRECIMIENTO ADICIONAL DE LA PTF PARA LAS EMPRESAS ENTRANTES EN LOS MERCADOS DE EXPORTACIÓN

		t-1/t	t-1/t+1	t-1/t+2	t-1/t+3	t-1/t+4
Pequeñas	EPG	0,009	0,086	0,071	0,069	0,107
	s.e.	0,036	0,033	0,032	0,035	0,055
	p-value	0,814	0,009	0,024	0,048	0,052
Tratados		83				
Número de empresas	Grupo de control	1110				
			t-1/t	t-1/t+1	t-1/t+2	t-1/t+3
Grandes	EPG	0,027	0,104	0,144	0,159	0,165
	s.e.	0,065	0,067	0,085	0,074	0,081
	p-value	0,679	0,126	0,095	0,035	0,046
Tratados		14				
Número de empresas	Grupo de control	48				

EPG es la medida del crecimiento adicional de la PTF para las entrantes en la exportación con respecto a las empresas no entrantes (que han sido emparejadas con las primeras). Los errores estándar se han obtenido mediante *bootstrapping*, utilizando 1.000 iteraciones.

FUENTE: Elaboración propia.

bit (8). Finalmente, para construir el *contrafactual* utilizamos el método de *matching* con *kernel* (9).

Aplicando la metodología *matching* a nuestro problema, comparamos el crecimiento de la PTF de las empresas entrantes en la exportación y las no exportadoras seleccionadas, para el período $t-1$ a $t+4$ y para los sub-períodos $t-1/t$, $t-1/t+1$, $t-1/t+2$ y $t-1/t+3$. En el cuadro 5 se presentan los resultados de estas comparaciones para las empresas grandes y pequeñas. Para todo el período ($t-1$ a $t+4$) el crecimiento de la PTF es mayor para las empresas entrantes que para las empresas que no exportan, para ambos grupos de tamaño. Esta diferencia es más notable para las empresas entrantes grandes que para las empresa entrantes pequeñas, 16,5% y 10,7%, respectivamente. La duración del crecimiento adicional de la PTF para las entrantes en la exportación parece estar conforme con los resultados obtenidos en otros estudios (De Loecker, 2007; Hansson y Lundin, 2004; Serti y Tomasi, 2008; Greenaway y Kneller, 2004, 2007b, 2008; y, Girma *et al.*, 2004). Es importante resaltar que el crecimiento adicional de la PTF estimado en nuestro caso es substancialmente más alto que el obtenido en la mayoría de los artículos usando técnicas de *matching*, aunque es similar al 17% obtenido por Serti y Tomasi (2008) para el caso de Italia.

Del análisis por sub-períodos también es interesante resaltar dos resultados. Primero, contrariamente a los resultados de otros países, ni para las empresas

pequeñas ni para las grandes el crecimiento adicional de la PTF comienza en el año de entrada en los mercados de exportación. Para las empresas pequeñas, solamente a partir del sub-período $t-1/t+1$ detectamos un crecimiento de la PTF de los entrantes mayor al de los no exportadores. Para las grandes, la longitud del período necesario para detectar ese crecimiento adicional de la PTF es incluso mayor, puesto que comienza en el sub-período $t-1/t+2$ (con un nivel de significatividad del 10%). En segundo lugar, para las empresas de mayor tamaño el crecimiento adicional de la PTF aumenta con el tiempo desde que empiezan a exportar, lo que sugiere la existencia de un proceso de rendimientos crecientes a la exportación. Para las empresas pequeñas no encontramos tal evidencia.

CONCLUSIONES

Este artículo ha examinado las hipótesis de selección de entrada en los mercados de exportación y de rendimiento tras la entrada, considerando explícitamente el tamaño de las empresas. En primer lugar, nuestros principales resultados aportan evidencia a favor de la existencia de un proceso de selección de entrada en la exportación para las empresas pequeñas y, sin embargo, no encontramos ninguna evidencia para las grandes. La consideración conjunta de esta evidencia y del hecho de que la PTF previa a la entrada es mayor para las empresas grandes, sugiere que el umbral inicial de la PTF necesario para exportar representa una restricción efectiva para las empresas pequeñas pero no para las empresas grandes.

En segundo lugar, encontramos evidencia de cambios en la PTF en el período de post-entrada tanto para las empresas grandes como para las pequeñas. Una característica singular de nuestros resultados respecto a otros trabajos es que detectamos que el efecto de la exportación en el crecimiento de la PTF no es inmediato, puesto que para las empresas pequeñas empieza a ser significativo un año después de la entrada y para las grandes después de dos años. Además, encontramos que para las empresas grandes el grado del crecimiento adicional de la PTF aumenta a lo largo del tiempo tras su entrada en el mercado extranjero, sugiriendo que existen rendimientos crecientes a la exportación. Esto no ocurre para las empresas pequeñas.

Estos resultados sugieren que, especialmente para las empresas pequeñas, las políticas dirigidas a incrementar la participación en los mercados internacionales deberían incluir medidas dirigidas a aumentar la PTF de las empresas. Además, dado que los efectos beneficiosos de la exportación sobre

la PTF solamente se manifiestan trascurrido un tiempo desde la entrada, las políticas de apoyo a la exportación deberían estar encaminadas a facilitar la permanencia de las empresas en los mercados extranjeros una vez comiencen a exportar.

(*) Nos gustaría agradecer los comentarios y sugerencias de los participantes en el Workshop INTECO realizado en la Universitat Jaume I (Castellón), a la Fundación SEPI por proporcionarnos los datos, y también la financiación procedente del Ministerio Español de Ciencia y Tecnología (SEJ2005-05966, SEJ2005-08783-C04-01, ECO2008-04576/ECON y ECO2008-06395-C05-03), de la Generalitat Valenciana (GV2007/041) y del Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.

NOTAS

- [1] Para resultados previos sobre selección de entrada véase Greenaway y Kneller (2007a) y Wagner (2007).
- [2] Castellani (2002) para Italia, Baldwin y Gu (2004) para Canadá, y Clerides *et al.* (1998) para Colombia y Marruecos, encuentran evidencia que sugiere que la productividad de las empresas exportadoras aumenta con la intensidad exportadora. Sin embargo, Delgado *et al.* (2002) encuentra que la evidencia no es concluyente para empresas españolas (solamente hay evidencia para empresas jóvenes). Finalmente, Bernard y Jensen (1999), Bernard y Wagner (1997), Clerides *et al.* (1998) y Aw y Hawng (1995) no encuentran evidencia alguna de la hipótesis de rendimiento para EE.UU, Alemania, Colombia y Corea, respectivamente.
- [3] Van Biesebroeck (2005) argumenta que no controlar por la selección de entrada (fenómeno no aleatorio) puede llevar a sobreestimar los efectos de rendimiento de los nuevos exportadores.
- [4] La clasificación por grupos de tamaño es equivalente a la de la Encuesta sobre Estrategias Empresariales. Las empresas entre 10 y 200 trabajadores se consideran empresas pequeñas y aquellas con más de 200 trabajadores se consideran empresas grandes.
- [5] Handcock y Morris (1999) describen los detalles técnicos de las distribuciones relativas.
- [6] Para una explicación más detallada de la metodología de dominancia estocástica véase Máñez *et al.* (2005).
- [7] También mostramos el número anual de empresas grandes y pequeñas junto con las diferencias empíricas en el valor mediano de la PTF para estos dos grupos de empresas.
- [8] En Barac, *et al.* (2008) se presentan los resultados de la estimación del *propensity score* mediante probit.
- [9] La estimación no paramétrica de *matching* se realiza en Stata 9.0, con el comando *psmatch2* (Leuven y Sianesi, 2003). Dado que previamente hemos estimado los *propensity scores*, los *p-values* se calculan usando las técnicas de *bootstrapping* con 1000 repeticiones.

BIBLIOGRAFÍA

ARNOLD, J. y HUSSINGER, K. (2005). «Exports versus FDI in German manufacturing: firm performance and participation in international markets», mimeo, World Bank.

- AW, B.Y. y HWANG, A. (1995). «Productivity and the export market: A firm-level analysis», *The World Bank Economic Review*, 14, 1-65.
- BALDWIN, J.R. y GU, W. (2004). «Trade liberalisation: export-market participation, productivity growth and innovation», *Oxford Review of Economic Policy*, 20, 372-92.
- BARAC, M., MÁÑEZ CASTILLEJO, J. A., ROCHINA BARRACHINA, M. E. y SANCHIS LLOPIS, J. A. (2008). «Do exports cause firm productivity growth? A matching analysis for small and large Spanish manufacturing firms», *Working Papers Department of Economics University Jaume I*, PD-ECO 2008/07, ISSN: 1887-2301.
- BERNARD, A.B. y JENSEN, J.B. (1995). «Exporters, jobs, and wages in US manufacturing: 1976-1987», *Brookings papers on economic activity: microeconomics*, 67-112.
- BERNARD, A.B. y JENSEN, J.B. (1999). «Exceptional exporter performance: cause, effect, or both», *Journal of International Economics*, 47, 1-25.
- BERNARD, A. y WAGNER, J. (1997). «Exports and success in German manufacturing», *Review of World Economics/Weltwirtschaftliches Archiv*, 133, 134-57.
- CASTELLANI, D. (2002). «Export behaviour and productivity growth: evidence from Italian manufacturing firms», *Weltwirtschaftliches Archiv*, 138, 605-628.
- CAVES, D.W., CHRISTENSEN, L.R. y DIEWERT, E. (1982). «Multilateral comparisons of output, input and productivity using superlative index numbers», *Economic Journal*, 92, 73-86.
- CLERIDES, S.K., LACH, S. y TYBOUT, J.R. (1998). «Is learning by exporting important? Micro-dynamic evidence from Colombia, Mexico, and Morocco», *Quarterly Journal of Economics*, 113, 903-948.
- DE LOECKER, J. (2007). «Do exports generate higher productivity? Evidence from Slovenia», *Journal of International Economics*, 73, 69-98.
- DELGADO, M.J., FARIÑAS, J.C. y RUANO, S. (2002). «Firms' productivity and the export markets», *Journal of International Economics*, 57, 397-422.
- GOOD, D., NADIRI, I.M. y SICKLES, R. (1996). «Index number and factor demand approaches to the estimation of productivity», *NBER working paper*, 5790.
- GIRMA, S., GREENAWAY, D. y KNELLER, R. (2004). «Entry to export markets and productivity: a microeconomic analysis of matched firms», *Review of International Economics*, 12, 855-866.
- GREENAWAY, D. y KNELLER, R. (2004). «Exporting and Productivity in the UK», *Oxford Review of Economic Policy*, 20, 429-439.
- GREENAWAY, D. y KNELLER, R. (2007a). «Firm heterogeneity, exporting and foreign direct investment», *The Economic Journal*, 117, 134-161.
- GREENAWAY, D. y KNELLER, R. (2007b). «Industry Differences in the Effect of Export Market Entry: Learning by Exporting?», *Review of World Economics*, 143, 416-432.
- GREENAWAY, D. y KNELLER, R. (2008). «Exporting, productivity and agglomeration», *European Economic Review*, 52, 5, 919-939.
- HANDCOCK, M.S. y MORRIS, M. (1999). «Relative distribution methods in the social sciences», New York: Springer-Verlag.
- HANSSON, P. y LUNDIN, N. (2004). «Exports as indicator on or a promoter of successful Swedish manufacturing firms in the 1990s», *Weltwirtschaftliches Archiv*, 140, 415-45.
- HECKMAN, J., LALONDER, R.J. y SMITH, J.A. (1999). «The economics and econometrics of active labour market programs», in O.C. Ashenfelter and D. Card (Eds.). *Handbook of Labour Economics*, vol 3A. North Holland, Amsterdam.
- HECKMAN, J., ICHIMURA, H. y TODD, P. (1997). «Matching as an econometric evaluation estimator», *Review of Economic Studies*, 65, 261-294.
- LEUVEN, E. y SIANESI, B. (2003). «PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing», Statistical Software Components S432001, Boston College Department of Economics, revised 28, Dec 2006.
- MÁÑEZ CASTILLEJO, J.A., RINCÓN AZNAR, A. ROCHINA BARRACHINA, M.E. y SANCHIS LLOPIS, J.A. (2005). «Productividad e I+D: un análisis no paramétrico», *Revista de Economía Aplicada*, 39, 47-86.
- ROSENBAUM, P.R. y RUBIN, D. (1983). «The central role of the propensity score in observational studies for causal effects», *Biometrika*, 70, 41-55.
- SERTI, F. y TOMASI, C. (2008). «Self-selection and post-entry effects of exports. Evidence from Italian manufacturing firms», *Review of World Economics*, 144, 4, 660-694.
- VAN BIESEBROECK, J. (2005). «Exporting raises productivity in Sub-Saharan manufacturing plants», *Journal of International Economics*, 67, 373-91.
- WAGNER, J. (2002). «The causal effects of export on firm size and labour productivity: first evidence from a matching approach», *Economics Letters*, 77, 287-292.
- WAGNER, J. (2007). «Exports and productivity: a survey of the evidence from firm level data», *The World Economy*, 30, 60-82.

