

## ORIENTACIÓN EXPORTADORA Y PRODUCTIVIDAD EN LA INDUSTRIA MANUFACTURERA CHILENA\*

ROBERTO ALVAREZ\*\*

*Departamento de Economía, Universidad de Chile*

RICARDO A. LÓPEZ\*\*

*Department of Economics, Indiana University*

*In this paper, we study empirically the relationship between export orientation and firm productivity in Chilean manufacturing industry. Similar to findings for other countries and consistent with recent theoretical models, our results show that exporters are significantly more productive than non-exporters. Moreover, we found evidence of a clear association between firm productivity and entry and exit from international markets: (i) firms start exporting are more productive than non-exporters, and (ii) firms stop exporting are less productive than those remain exporting. In general, our findings are consistent with a self-selection phenomenon rather than learning-by-exporting.*

*JEL:* D21, F14, O54

*Keywords:* Productivity; Exports; Manufacturing Industry, Entry and Exit

### 1. INTRODUCCIÓN

Se argumenta que uno de los principales beneficios atribuibles a la apertura comercial es que incrementa la eficiencia y la productividad de una economía. Entre los diversos mecanismos identificados en la literatura se destacan el incremento de la competencia, el aprovechamiento de economías de escala y, especialmente en los países menos desarrollados, la posibilidad de absorber tecnologías desde el resto del mundo. Recientemente, a nivel microeconómico se ha comenzado a investigar la evidencia en este sentido, principalmente motivado por el hecho

\* Agradecemos a Alejandra Sanhueza y dos árbitros anónimos por sus valiosos comentarios y sugerencias. Este artículo ha sido motivado en parte por los comentarios recibidos a un artículo presentado en el Midwest International Economics Meeting Fall 2003 realizado en Indiana University. Nuestros agradecimientos también a Amil Petrin por ponernos en conocimiento de sus programas en Stata para estimar funciones de producción.

\*\* email: ralvarez@anderson.ucla.edu, rialopez@indiana.edu

de que, para un gran número de países, las firmas exportadoras muestran un mejor desempeño que las firmas no exportadoras. En particular, diversas comparaciones señalan que las firmas exportadoras son más productivas que las que sólo venden en el mercado doméstico.<sup>1</sup>

Esta evidencia sería consistente con la hipótesis de que una mayor orientación exportadora favorecería el crecimiento y la productividad. Sin embargo, se ha argumentado que este fenómeno también podría ser el resultado de una causalidad que va desde la productividad a la orientación exportadora de las firmas. Ambas hipótesis han sido denominadas en la literatura como “aprendizaje por exportar” y “autoselección,” respectivamente.

La hipótesis de aprendizaje por exportar señala que la relación positiva entre exportaciones y productividad se origina por las ganancias en conocimiento y transferencia de tecnología generada por la participación de las firmas en los mercados internacionales. Es decir, el acceso a nuevas tecnologías, incluyendo el diseño de productos y métodos de producción provenientes de los compradores externos, a las cuales no tienen acceso los no exportadores, contribuiría a incrementar la productividad de las firmas luego que entran a los mercados internacionales.

En general, la evidencia a favor de esta hipótesis es mixta. Clerides, Lach y Tybout (1998), usando datos a nivel de plantas para Colombia, México y Marruecos, no encuentran que la entrada a los mercados internacionales genere reducciones de costos como las esperadas bajo esta hipótesis. Aw, Chung y Roberts (2000) llegan a las mismas conclusiones analizando el comportamiento de los exportadores en Corea del Sur, pero no así en el caso de las firmas taiwanesas. En estas últimas, la entrada a los mercados internacionales favorece incrementos de la productividad de las firmas.

La hipótesis denominada autoselección indica que la relación de causalidad entre orientación exportadora y productividad es en el sentido inverso, es decir, sólo las firmas que previamente mejoran su desempeño, y en especial su productividad, son capaces de entrar y mantenerse en los mercados internacionales. La evidencia en este sentido es proporcionada por Bernard y Jensen (1999), quienes encuentran que los niveles de productividad inicial explican significativamente la entrada de las firmas estadounidenses a los mercados internacionales. Asimismo, Clerides, Lach y Tybout (1998) concluyen que las firmas más productivas llegan a ser exportadoras. Aw, Chung y Roberts (2000) también encuentran evidencia de este fenómeno en el comportamiento exportador de las firmas taiwanesas.

A pesar de que la economía chilena es fuertemente orientada hacia los mercados externos y que su sector exportador ha experimentado un fuerte dinamismo en las últimas décadas, existen pocos estudios a nivel microeconómico respecto a qué determina el éxito exportador y cuáles son las consecuencias de la entrada a los mercados internacionales sobre el desempeño de las firmas. Álvarez

<sup>1</sup>Véase, por ejemplo, la evidencia de Bernard y Jensen (1999) para Estados Unidos; Bernard y Wagner (2001) para Alemania; Isgut (2001) para Colombia; y Baldwin y Gu (2003) para Canadá.

y Crespi (2000a y 2000b) examinan el impacto de las políticas de fomento exportador sobre el desempeño de las firmas en los mercados internacionales. Sus hallazgos indican que la utilización de instrumentos de fomento administrados por ProChile ha contribuido a incrementar los mercados de destino y el valor exportado por las firmas. Macario (2001), utilizando una muestra de empresas exportadoras, encuentra que existen varias razones que explican por qué una firma exporta. En el sector calzado, por ejemplo, la entrada a los mercados internacionales habría sido facilitada por la demanda de clientes extranjeros. En cambio, en el sector imprenta, ésta habría sido generada por la intensa competencia en el mercado doméstico. Sin embargo, existen dos problemas en este trabajo. Primero, no hay un análisis empírico formal que permita identificar los factores determinantes en la decisión de exportar. Segundo, aunque se discuten e identifican algunos beneficios que podrían ser internalizados por las firmas exportadoras, la escasa representatividad de la muestra no permite hacer generalizaciones sobre el comportamiento exportador de las firmas.

El objetivo de este artículo es analizar más sistemáticamente la relación entre orientación exportadora y productividad. Utilizando datos de plantas de la industria manufacturera chilena durante el período 1990-1996 y basados en las implicancias que surgen de recientes modelos teóricos, este análisis empírico explora si la relación positiva entre exportaciones y productividad es consistente con las hipótesis de autoselección o aprendizaje por exportar. Para ello, se analizan las predicciones de estos modelos respecto a la entrada y salida de firmas de los mercados internacionales. Además, se estudia formalmente qué factores explican la decisión de exportar en las plantas manufactureras y si existen ganancias en productividad asociadas al hecho de exportar.

Este trabajo se estructura de la siguiente manera. En la segunda sección se discute la relación entre orientación exportadora y productividad, enfatizando las implicancias que surgen de recientes modelos teóricos. La tercera sección detalla la fuente de los datos utilizados y las principales características de las empresas bajo estudio. En la cuarta sección se estudia la existencia de diferenciales de productividad entre firmas exportadoras y no exportadoras. En la quinta sección se analizan los diferenciales de productividad entre empresas que entran y salen de los mercados internacionales. En la sexta sección se estudian empíricamente las implicancias de las hipótesis de autoselección y aprendizaje por exportar. La séptima sección concluye.

## 2. EXPORTACIONES Y PRODUCTIVIDAD: TEORÍA

La robusta evidencia empírica que muestra significativas diferencias de productividad entre firmas exportadoras y no exportadoras ha incentivado el desarrollo de recientes modelos teóricos que tratan de explicar la relación positiva entre productividad y orientación exportadora. La razón fundamental detrás de esta “nueva literatura de comercio internacional” es la dificultad de reconciliar los “hechos estilizados” del comportamiento exportador con los modelos tradicionales

que asumen firmas homogéneas. En el modelo de Heckscher-Ohlin, bajo el supuesto de retornos constantes a escala e idénticas tecnologías, todas las firmas en el sector con ventajas comparativas debiesen ser exportadoras e igualmente productivas. No obstante, datos para diferentes economías muestran que, incluso intrasectorialmente, un número importante de firmas no exporta y que existe una gran heterogeneidad en la productividad de las firmas.

Los modelos de competencia imperfecta y economías de escala tampoco ofrecen una buena explicación para estos hechos estilizados. En efecto, la gran mayoría de estos modelos hacen el supuesto de una firma representativa que produce una variedad del bien con retornos crecientes a escala (por ejemplo, Krugman, 1980).

La pregunta es, entonces, ¿por qué razón dentro de un mismo sector pueden existir algunas firmas que exporten y otras que no lo hacen? Relacionado con ello, ¿por qué razón las firmas exportadoras tienen una productividad más alta que las firmas no exportadoras? La respuesta teórica ha sido el desarrollo de modelos que abandonan principalmente dos supuestos de la teoría tradicional. Primero, no se asume la existencia de una firma representativa, ni idénticas tecnologías. Segundo, se reconoce que las firmas que empiezan a exportar necesitan incurrir en una serie de costos de entrada. Estos costos están asociados, por ejemplo, al hecho de que las empresas tienen que establecer contactos con potenciales compradores, invertir en conocimiento de los mercados externos y definir canales de distribución en estos mercados. La evidencia proporcionada por Das, Roberts y Tybout (2001) para empresas químicas en Colombia muestra que estos costos de entrada son bastante altos y varían significativamente entre productores.

La existencia de costos de entrada es importante para explicar la diferencia de productividad entre firmas exportadoras y no exportadoras, y también para explicar la persistencia en el desempeño exportador. La idea principal es que con la existencia de tales costos sólo las firmas más productivas pueden obtener utilidades que más que compensen el costo de entrar a los mercados internacionales. Así se puede explicar por qué las firmas exportadoras son más productivas que aquellas que sólo venden en el mercado doméstico. La idea de persistencia se explica por el hecho de que en la presencia de un *shock* negativo (por ejemplo, reducciones en el tipo de cambio real o imposición de barreras proteccionistas) una empresa exportadora puede decidir permanecer exportando aun cuando sus utilidades corrientes sean negativas, para así no tener que incurrir nuevamente en algunos de estos costos. Asimismo, empresas no exportadoras experimentando un *shock* positivo no necesariamente entran a los mercados internacionales si consideran que el incremento en las utilidades corrientes no compensa los costos de entrada.<sup>2</sup>

<sup>2</sup>Evidencia de este fenómeno denominado histéresis ha sido proporcionada por la estimación de modelos de la probabilidad de exportar, en los cuales el hecho de haber exportado anteriormente, controlando por características de las firmas, incrementa la probabilidad de exportar en el período actual (Bernard y Jensen, 1999; Roberts y Tybout, 1997).

Melitz (2003) presenta un modelo de equilibrio general dinámico con firmas que difieren exógenamente en sus niveles de productividad y compiten en mercados imperfectos. En este modelo la existencia de costos fijos y variables de exportación hace que sólo las firmas más productivas sean capaces de ingresar a los mercados internacionales. Aunque en equilibrio la dinámica de entrada y salida de firmas está determinada exógenamente, la reducción en los costos de exportar tiene implicancias importantes en términos de la dinámica de una industria. Primero, las mayores utilidades asociadas al hecho de exportar hacen que nuevas firmas, las relativamente más productivas, entren a los mercados internacionales, y que las menos productivas tengan que salir. Segundo, esta reasignación de recursos desde firmas menos productivas a más productivas incrementa la productividad agregada de la industria. Este rasgo del modelo es consistente con la evidencia empírica que muestra que una parte importante de los incrementos en productividad en una industria es generada por este efecto reasignación.<sup>3</sup>

Bernard, Eaton, Jensen y Kortum (2003) desarrollan un modelo Ricardiano en el que firmas heterogéneas compiten imperfectamente a la Bertrand. A diferencia de Melitz (2003), no asumen la existencia de costos fijos para exportar, sino sólo la existencia de costos variables asociados al transporte internacional de bienes. En este modelo, una firma produce para el mercado doméstico una determinada variedad bajo dos condiciones: (i) es el productor más eficiente (de menor costo) en la economía, y (ii) no existe un productor extranjero que, neto de costos de comercio, pueda ofrecer el producto a un precio más bajo. En el mismo sentido, una firma exportará, y también producirá para el mercado doméstico, si puede ofrecer el producto a un precio, neto de costos de comercio, menor que cualquier otro de los productores extranjeros. Así, en este modelo, la existencia de costos variables de comercio explica por qué sólo las firmas más productivas son exportadoras.

En un artículo posterior, Eaton, Kortum y Kramarz (2003) consideran la introducción de costos fijos debido al hecho de que el tamaño de mercado parece afectar la decisión de exportar. Los datos para Francia revelan que el número de empresas que exporta es una función creciente del tamaño del mercado externo. La idea es que si sólo existen costos variables para exportar el tamaño del mercado sería irrelevante en la decisión de exportar o no. En cambio, si existen costos fijos, un mercado más grande incentiva una mayor entrada de firmas, ya que cada una puede distribuir el costo fijo de entrada en un volumen de ventas más grande.

Otra manera de explicar las diferencias de productividad entre firmas exportadoras y no exportadoras ha sido desarrollada por López (2004) y Yeaple (2004). En estos modelos, la decisión de exportar es la que genera que las firmas tomen decisiones diferentes con respecto a inversiones y tecnologías, lo que explica endógenamente la heterogeneidad de firmas dentro de una misma industria. La intuición en estos modelos es relativamente simple. Las firmas pueden producir distintas variedades de bienes, pero los bienes destinados al mercado internacional (por ejemplo, demandados por consumidores de mayores ingresos) son bienes de alta calidad que requieren inversión en nuevas tecnologías. Así, las

<sup>3</sup>Pavcnik (2002) presenta evidencia de la importancia de la reasignación en el caso chileno.

firmas que producen para el mercado local, producen bienes de baja calidad, ocupan una tecnología inferior y, por lo tanto, son menos productivas que las firmas que exportan.

Estos modelos no sólo han sido útiles para explicar la existencia de heterogeneidad de firmas, sino también para discutir formalmente una serie de hipótesis relativas al comportamiento exportador y la dinámica industrial. Como se discutió más arriba, estos modelos predicen que una reducción de los costos de comercio (por ejemplo, reducciones de barreras al comercio o en los costos de transporte) generaría una reasignación de recursos desde firmas menos productivas hacia firmas más productivas, elevando la productividad agregada. En el caso de Estados Unidos, Bernard, Jensen y Schott (2003) muestran evidencia que favorece las implicancias de estos modelos.

Aun cuando no es el objetivo de este artículo realizar un test formal de las hipótesis contenidas en cada uno de estos modelos, sus implicancias principales serán analizadas en las próximas secciones. Primero, analizamos si efectivamente dentro de los sectores manufactureros existen diferencias importantes en la productividad de exportadores y no exportadores. Segundo, analizamos si las implicancias de estos modelos en términos de entrada y salida de firmas son útiles para entender la relación entre orientación exportadora y productividad. En general, estos modelos predicen que hay firmas más productivas que llegan a ser exportadoras, pero no existen ganancias en productividad una vez que las firmas se transforman en exportadoras. Así, dos hipótesis surgen naturalmente. Primero, la entrada de firmas a los mercados internacionales debiese estar concentrada en firmas de “alta productividad”. Segundo, la salida de firmas debiese ser mayor en firmas de “baja” productividad.

### 3. FUENTE DE LOS DATOS

Los datos utilizados en este trabajo provienen de la Encuesta Nacional Industrial Anual (ENIA) para los años comprendidos entre 1990 y 1996. Dicha encuesta es realizada por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE), con participación directa de los industriales del país. La ENIA define como universo a las plantas manufactureras, de acuerdo a la Revisión 2 de la Clasificación Industrial Internacional de todas las actividades económicas (CIIU), con 10 o más trabajadores.<sup>4</sup>

En el Cuadro 1 se presenta un resumen para el período de las principales características de las plantas manufactureras.<sup>5</sup> La encuesta tiene información de

<sup>4</sup>Aunque los datos corresponden a plantas, en este trabajo usaremos este término y firmas (o empresas) intercambiamente. Desafortunadamente, en la base de datos no existe la posibilidad de identificar las plantas que pertenecen a una misma firma. No obstante, Pavcnik (2002) señala que el porcentaje mayoritario de firmas en la industria manufacturera chilena sólo tiene una planta.

<sup>5</sup>Para cada variable se muestra su promedio (no ponderado) en el período 1990-1996.

aproximadamente 5.000 plantas industriales por año, de las cuales el porcentaje mayoritario corresponde a firmas no exportadoras. Las firmas exportadoras representan cerca de un 20 por ciento del total de empresas en la industria. En términos de propiedad, un porcentaje ligeramente superior al 4 por ciento corresponde a firmas extranjeras. No obstante, la participación de capitales extranjeros se incrementa considerablemente en el caso de empresas exportadoras, representando un 13,5 por ciento. Respecto al tamaño de las empresas, el porcentaje mayoritario corresponde a pequeñas empresas, representando aproximadamente un 65 por ciento del total.

CUADRO 1  
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA: PROMEDIO 1990-1996

	Número	Porcentaje
TOTAL DE PLANTAS	4.934	100,0
ORIENTACIÓN EXPORTADORA		
Exportadores	1.017	20,6
Propiedad extranjera	137	13,5
Doméstica	880	86,5
No Exportadores	3.917	79,4
Propiedad extranjera	94	2,4
Doméstica	3.823	97,6
PROPIEDAD		
Doméstica (< 10% de propiedad extranjera)	4.716	95,6
Extranjera (≥ 10% de propiedad)	218	4,4
(≥ 50% de propiedad)	185	84,9
TAMAÑO		
Pequeña (< 50 trabajadores)	3.185	64,6
Mediana (50-149 trabajadores)	1.114	22,6
Grande (≥ 150 trabajadores)	635	12,9

Fuente: Encuesta Nacional Industrial Anual, INE.

En el Cuadro 2 se presentan algunas características de las plantas industriales de acuerdo a su sector productivo en 1996. Se puede apreciar que las exportadoras tienden a ser más importantes, en términos del número de empresas, en los sectores bebidas, tabaco y minerales no ferrosos. En tales sectores, aproximadamente la mitad de las firmas venden sus productos en los mercados internacionales. Una menor participación de exportadores se puede apreciar en los sectores de muebles e imprenta, en los cuales las firmas que exportan representan cerca de un 10 por ciento del total de firmas.

CUADRO 2  
ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA: AÑO 1996

Sector	Número de plantas	Exportadores			No Exportadores
		%	Tamaño	Exportaciones ventas	Tamaño
Total industria	5.332	22,7	176,9	27,6	46,8
Alimentos	1.537	21,3	195,5	49,9	41,9
Bebidas	87	49,9	148,9	39,0	47,3
Tabaco	2	50,0	179,0	50,7	374
Textiles	360	25,0	155,9	14,2	39,2
Vestuario	365	15,6	173,4	9,3	41,4
Cuero	47	40,4	99,1	11,5	28,2
Calzado	161	14,9	247,0	5,6	44,4
Madera	389	25,2	141,4	41,5	48,4
Muebles	186	10,8	190,4	42,1	35,5
Papel y celulosa	85	49,4	256,5	17,3	52,3
Imprenta	223	12,1	198,9	13,5	42,5
Químicos	272	44,9	157,7	17,9	50,8
Petróleo	9	42,9	205,5	6,2	58,6
Goma	66	22,7	182,1	15,9	40,7
Plásticos	275	28,7	119,3	9,4	46,8
Prod. no metál.	215	15,4	182,6	9,5	57,7
Hierro y acero	30	36,7	463,9	22,9	91,4
No ferrosos	52	55,8	253,9	51,0	169,8
Prod. metálicos	511	15,9	128,5	9,7	48,5
Maquinaria	238	14,7	144,4	13,3	48,2
Maq. eléctrica	72	33,3	130,9	13,6	53,4
Equipo transporte	118	16,1	353,0	19,3	49,2
Instrumentos	20	40,0	55,5	15,4	59,1

Fuente: Encuesta Nacional Industrial Anual, INE.

Un rasgo característico de los estudios comparativos de firmas es que las empresas exportadoras tienden a ser más grandes que las empresas que sólo venden en el mercado doméstico. En el caso de la industria chilena la evidencia es consistente con este fenómeno. En efecto, el tamaño promedio de una firma no exportadora es de aproximadamente 47 trabajadores, en cambio una empresa exportadora contrata en promedio 177 trabajadores. La diferencia en tamaño está presente en casi todos los sectores manufactureros, con la excepción de tabaco e instrumentos. En algunos casos las diferencias son considerablemente mayores al promedio de la industria. Por ejemplo, en el sector material de transporte, las empresas exportadoras son aproximadamente siete veces más grandes que las no exportadoras.

Finalmente, otro aspecto a destacar son las diferencias en orientación exportadora a través de los diferentes sectores. Considerando sólo las empresas que exportan, la relación exportaciones a ventas es en promedio un 27,6 por ciento



para toda la industria. No obstante, las empresas en los sectores alimentos, tabaco y minerales no ferrosos (cuyas exportaciones representan en promedio la mitad de sus ventas totales) tienen una orientación exportadora significativamente mayor que firmas en sectores como calzado y petróleo.

#### 4. DIFERENCIALES DE PRODUCTIVIDAD ENTRE EXPORTADORES Y NO EXPORTADORES

Diversos estudios para países desarrollados y en desarrollo han encontrado que las firmas exportadoras muestran niveles de productividad mayores que las no exportadoras. En esta sección se realiza un simple ejercicio para determinar si las firmas exportadoras chilenas son más productivas que las no exportadoras. Para determinar si existen diferencias estadísticamente significativas entre empresas exportadoras y no exportadoras, se estima la siguiente ecuación:

$$(1) \quad \log y_{it} = \mathbf{a} + \mathbf{b}X_{it} + \mathbf{d}'Z_{it} + d_s + d_t + e_{it}$$

Donde  $y_{it}$  denota la productividad de la firma  $i$  en el periodo  $t$ , medida alternativamente como productividad laboral (valor agregado por trabajador) y productividad total de factores (PTF),<sup>6</sup> y  $X_{it}$  es una variable categórica que toma el valor 1 si la empresa  $i$  es exportadora en el año  $t$ , y 0 si no lo es. El vector  $Z_{it}$  contiene las siguientes variables de control: dos variables categóricas por tamaño de la firma<sup>7</sup> y una variable categórica para empresas con participación de capitales extranjeros. Para controlar por diferencias sectoriales y temporales en productividad, una variable categórica por sector ( $d_s$ ) y una variable categórica por año ( $d_t$ ) son incluidas en la estimación.

El parámetro de interés en la ecuación (1) es  $\mathbf{b}$ , que mide el diferencial porcentual de productividad entre exportadoras y no exportadoras, y representa lo que en la literatura se ha denominado como el “premio por exportar.” Primero, esta ecuación es estimada para toda la industria manufacturera. El parámetro  $\mathbf{b}$  se interpreta como el diferencial promedio de productividad a través del tiempo y sectores productivos. Luego, la ecuación es estimada para diferentes sectores exportadores. El objetivo es cuantificar los diferenciales de productividad entre firmas exportadoras y no exportadoras dentro de un mismo sector y verificar la robustez de los resultados obtenidos con la muestra general.

La inclusión de variables de control por tamaño y participación de capitales extranjeros permite comparar empresas bajo ciertos criterios comunes. En ausencia de estos controles, podríamos estar asociando equivocadamente una mayor

<sup>6</sup>En el apéndice explicamos en detalle cómo la PTF es estimada.

<sup>7</sup>Tomando como categoría base las empresas pequeñas, las dos variables categóricas por tamaño corresponden a empresas medianas y grandes, como han sido definidas de acuerdo al número de trabajadores en el Cuadro 1.

productividad al hecho de exportar, siendo que esta variable podría estar capturando el efecto del tamaño de la firma o el que sea parte de una multinacional.

En el Cuadro 3 se presentan las diferencias de productividad estimada para toda la industria manufacturera. En la primera columna se controla sólo por sector productivo y año, en la segunda columna se agregan los controles por tamaño y, finalmente, en la tercera columna se incluye la variable categórica para firmas con inversión extranjera. Los resultados muestran que existe un significativo diferencial de productividad entre exportadoras y no exportadoras. Controlando sólo por efectos temporales y sectoriales, se tiene que los diferenciales en PTF y productividad laboral son de 46 y 60 por ciento, respectivamente. Al incluir las variables categóricas por tamaño, la magnitud de la diferencia de productividad que favorece a los exportadores se reduce a 20 y 40 por ciento, respectivamente, pero es aún cuantitativa y estadísticamente importante. Incluyendo la variable categórica para firmas con participación de capitales extranjeros, la diferencia de productividad entre firmas exportadoras y no exportadoras se reduce, pero no mayormente. En el caso de la PTF la diferencia es de 19 por ciento y en el de la productividad laboral es 36 por ciento.

CUADRO 3  
DIFERENCIALES DE PRODUCTIVIDAD: 1990-1996

	PTF			Productividad laboral		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
Exportadora	0,46 (37,87)**	0,20 (15,70)**	0,19 (14,73)**	0,60 (46,92)**	0,39 (28,86)**	0,36 (25,25)**
Mediana		0,37 (34,04)**	0,37 (33,78)**		0,32 (26,02)**	0,31 (25,40)**
Grande		0,61 (40,38)**	0,60 (39,61)**		0,49 (28,48)**	0,47 (27,34)**
Inversión extranjera			0,13 (5,09)**			0,35 (11,94)**
Observaciones	27.074	27.074	27.074	34.394	34.394	34.394
R <sup>2</sup>	0,59	0,62	0,62	0,28	0,31	0,31

Notas:

Valor absoluto del test t entre paréntesis.

\* Significativo al 5%; \*\* significativo al 1%.

Incluye término constante, variables por sector y año no reportadas.

La varianza de los errores fue calculada usando el estimador Huber/White/Sandwich.

Los resultados sugieren que los controles utilizados son adecuados, especialmente en el caso del tamaño de la plantas, para cuantificar en una mejor manera los diferenciales de productividad entre firmas exportadoras y no exportadoras. En todos los casos, como es esperable, el tamaño de las firmas y la participación de capitales extranjeros tienen una relación positiva y significativa con la productividad de las firmas.

Un aspecto interesante es cuantificar las diferencias de productividad en distintos sectores exportadores.<sup>8</sup> En el caso de Chile, analizamos estas diferencias considerando los principales sectores exportadores: alimentos (311-312), bebidas (313), productos de madera (331), celulosa y papel (341), productos químicos (351-352) y metales no ferrosos (372).<sup>9</sup>

Los resultados de la estimación de la ecuación (1) para cada uno de estos sectores se presentan en el Cuadro 4. Los hallazgos son consistentes con la evidencia para toda la industria manufacturera y revelan la existencia de importantes diferencias de productividad entre exportadores y no exportadores en los sectores seleccionados. Las diferencias más importantes se encuentran en dos sectores: celulosa y papel y metales no ferrosos. En el sector celulosa y papel, las firmas exportadoras son aproximadamente un 70 por ciento más productivas, medido por productividad laboral, y 33 por ciento en términos de PTF. En metales no ferrosos, considerando valor agregado por trabajador, se tiene que las firmas que exportan son más del doble de productivas que las que no exportan. En el caso de la productividad total de factores, se encuentra que las exportadoras son un 33 por ciento más productivas que las no exportadoras.

¿Qué podría explicar que las diferencias de productividad entre firmas exportadoras y no exportadoras sean mayores en unos sectores que en otros? De acuerdo a los modelos teóricos revisados en la sección anterior, una de las razones sería la existencia de costos de entrada a los mercados internacionales que varían a través de los distintos sectores. Mientras mayores sean estos costos, mayor es la productividad requerida para entrar a los mercados internacionales. Así, los exportadores serían mucho más productivos que los no exportadores en sectores con altos costos de entrada a los mercados internacionales. Desafortunadamente, no son observables medidas directas de estos costos, haciendo difícil determinar empíricamente si este es el caso.

<sup>8</sup>En un trabajo similar, Aw, Chung y Roberts (2000) documentan diferencias importantes de la productividad promedio de las firmas a través de los sectores productivos en Corea del Sur y Taiwán.

<sup>9</sup>El código CIU del sector se señala entre paréntesis. Debe ser reconocido que la agregación de los sectores a 3 dígitos CIU oculta un alto grado de heterogeneidad. La ecuación podría ser estimada para todos los sectores a 4 dígitos CIU. Por dos razones no seguimos tal procedimiento. Primero, en algunos sectores el número de observaciones decrece significativamente, haciendo los resultados menos robustos. Segundo, incrementaría considerablemente la cantidad de resultados a presentar en este artículo, sin afectar sus principales conclusiones.

CUADRO 4  
DIFERENCIALES DE PRODUCTIVIDAD POR SECTORES: 1990-1996

	Alimentos	Bebidas	Maderas	Papel-celulosa	Químicos	No ferrosos
A. Productividad laboral						
Exportadora	0,37 (10,46)**	0,30 (3,03)**	0,33 (6,07)**	0,70 (8,03)**	0,21 (4,60)**	1,10 (5,14)**
Mediana	0,51 (16,20)**	0,80 (7,04)**	0,22 (5,21)**	0,34 (3,99)**	0,35 (6,92)**	0,65 (2,63)**
Grande	0,60 (15,21)**	1,07 (10,71)**	0,33 (5,19)**	0,81 (7,49)**	0,31 (5,00)**	0,80 (3,42)**
Inversión extranjera	0,22 (3,54)**	-0,04 (0,25)	0,10 (0,81)	0,02 (0,18)	0,73 (12,88)**	-1,13 (4,18)**
Observaciones	10.123	621	2.513	521	1.837	276
R <sup>2</sup>	0,18	0,22	0,14	0,34	0,19	0,25
B. Productividad total de factores						
Exportadora	0,20 (6,30)**	0,23 (2,37)*	0,14 (2,76)**	0,33 (4,46)**	0,16 (4,23)**	0,33 (1,75)
Mediana	0,56 (19,71)**	0,81 (7,06)**	0,30 (7,45)**	0,21 (2,71)**	0,43 (10,12)**	0,47 (2,18)*
Grande	0,83 (24,06)**	1,30 (12,74)**	0,44 (7,71)**	0,67 (7,04)**	0,54 (10,28)**	0,35 (1,71)
Inversión extranjera	0,10 (1,59)	-0,22 (1,30)	0,05 (0,57)	-0,10 (0,99)	0,36 (7,66)**	-1,20 (5,65)**
Observaciones	7.097	537	1.990	452	1.656	247
R <sup>2</sup>	0,22	0,30	0,13	0,27	0,19	0,12

## Notas:

Valor absoluto del test t entre paréntesis; \* significativo al 5%; \*\* significativo al 1%.  
Incluye término constante y variables categóricas por año no reportadas.

Existen otras razones, asociadas a la existencia de externalidades desde exportadoras a no exportadoras y a las mayores posibilidades de aprendizaje en algunos sectores, que podrían explicar estas diferencias sectoriales de productividad. En el caso de externalidades, la movilidad de trabajadores podría ser un canal a través del cual los potenciales conocimientos absorbidos de los mercados internacionales se pueden difundir a otros productores. Esta transmisión de conocimiento de exportadores a firmas que sólo venden en el mercado doméstico podría generar menores diferenciales de productividad en aquellos sectores donde la movilidad de trabajadores es más alta. Además, se podría argumentar en el mismo sentido considerando las externalidades potenciales que surgen de la concentración geográfica de los exportadores. Esto es, en sectores donde las firmas son más cercanas entre sí es más probable la existencia de externalidades entre firmas, reduciéndose de esta forma las diferencias de productividad entre exportadores y no exportadores. Otra razón es que existen sectores en los cuales las posibilidades de aprendizaje pueden ser superiores que en otros. Si el hecho de exportar está asociado a ganancias de productividad, entonces es en sectores con alto poten-

cial de aprendizaje donde podríamos esperar mayores diferencias de productividad entre exportadores y no exportadores.

Al igual que los costos de exportar, las variables relacionadas con aprendizaje y externalidades son difíciles de medir. Por ello, en esta sección sólo documentamos la existencia de estas diferencias. Trabajos posteriores podrían abordar estos aspectos y explicar qué factores son los principales causantes de estas diferencias sectoriales de productividad entre exportadores y no exportadores.

## 5. DIFERENCIAS DE PRODUCTIVIDAD POR GRUPOS DE TRANSICIÓN

### 5.1 Entrada, Salida y Productividad

Los modelos teóricos discutidos en la sección 2 asumen la existencia de costos fijos o variables de exportar. Dado estos costos, sólo las empresas más productivas serían capaces de comenzar a exportar, mientras que las empresas que dejan de exportar debiesen ser aquellas de relativamente baja productividad. Básicamente, estos modelos predicen que existe un proceso de autoselección de firmas y que no hay ganancias en productividad luego que las firmas entran a los mercados internacionales. Con el propósito de investigar si estas implicancias tienen fundamento empírico en el caso de Chile, en esta sección investigamos la relación entre productividad y la dinámica de entrada y salida de los mercados internacionales.

Para analizar esta idea, primero definimos cuatro grupos de plantas de acuerdo a su actividad exportadora durante un cierto período de tiempo. Considere dos años cualesquiera  $t$  y  $t+s$ , el *status* exportador quedará definido por:

- Entrante: no exporta en  $t$ , exporta en  $t+s$
- Saliente: exporta en  $t$ , no exporta en  $t+s$
- Exportador Permanente: exporta en  $t$  y  $t+s$
- No exportadora: no exporta en  $t$ , ni en  $t+s$

Con estas definiciones, realizamos dos tipos de ejercicios. El primero estudia las diferencias de productividad al *final* del período (año  $t+s$ ), entre plantas con distinta actividad exportadora. La idea es analizar si las plantas que comienzan a exportar logran niveles de productividad más altos que las no exportadoras, lo que sería consistente con la existencia de un proceso de aprendizaje por exportar. El segundo análisis empírico estudia las diferencias de productividad entre plantas al *inicio* del período (año  $t$ ). Este segundo ejercicio busca entender si los diferenciales en los niveles de productividad entre distintos grupos de firmas existían previamente, y no son resultado de que el hecho de exportar haya incrementado la productividad de las firmas. Si encontráramos que las diferencias de productividad existían antes de empezar a exportar, entonces habría evidencia consistente con la hipótesis de autoselección.

### 5.1.1 Diferencias finales

Para realizar este ejercicio, estimamos la siguiente ecuación:<sup>10</sup>

$$(2) \quad \log y_{i,final} = \mathbf{a}_1 \text{Entrante}_i + \mathbf{a}_2 \text{Saliente}_i + \mathbf{a}_3 \text{ExportPerm}_i + \mathbf{d}'\mathbf{Z}_i + d_s + d_t + e_{it}$$

donde  $y_{i,final}$  es la productividad de la planta  $i$  en el año final ( $t+s$ ), mientras que *Entrante*, *Saliente* y *ExportPerm* son variables categóricas que identifican si la firma  $i$  es un entrante, saliente o exportador permanente, respectivamente.  $\mathbf{Z}$  es un vector de variables de control (tamaño y participación de extranjeros). El grupo de comparación son las firmas no exportadoras.<sup>11</sup> Los coeficientes  $\mathbf{a}_1$ ,  $\mathbf{a}_2$  y  $\mathbf{a}_3$  representan las diferencias de productividad con respecto a no exportadores para entrantes, salientes y exportadores permanentes, respectivamente. Se espera que estos tres coeficientes sean positivos.

Dado que usamos dos años (inicial  $t$  y final  $t+s$ ) para definir el *status* exportador, y que tenemos siete años de observaciones, es posible estimar seis versiones de la ecuación (2). La primera considera todas las combinaciones de dos años entre años consecutivos (por ejemplo, 1990-1991, 1992-1993, etc.). Llamamos a este caso el de “Transición 1 Año”. Similarmente, podemos elegir observaciones separadas por dos años (ejemplo, 1990-1992, 1992-1994), tres, cuatro, cinco y seis años. Estos casos los denominamos “Transición 2 Años”, “Transición 3 Años”, etcétera.

Los resultados de estimar la ecuación (2), para la PTF y la productividad laboral, se presentan en los Cuadros 5 y 6, respectivamente. Dado que los resultados son similares para las distintas transiciones, por consideraciones de espacio sólo se presentan los resultados para las transiciones de un año, tres años y seis años. Considere primero los resultados para la PTF. Podemos ver que los coeficientes estimados para entrantes ( $\mathbf{a}_1$ ) y exportadores permanentes ( $\mathbf{a}_3$ ) son todos positivos y significativos al 1 por ciento. Esto quiere decir que tanto las empresas que entran a los mercados internacionales como aquellas que ya se encuentran exportando son más productivas que las que no exportan. Por su parte, los coeficientes para las empresas que dejan de exportar ( $\mathbf{a}_2$ ) son todos

<sup>10</sup>En todas las ecuaciones estimadas a continuación se incluye también un término constante.

<sup>11</sup>Nótese que, con este método, las empresas pudieron o no haber exportado en los años intermedios. Para chequear si nuestros resultados fueron afectados por este problema, también realizamos el análisis usando una definición más estricta: clasificamos como entrantes a aquellas firmas que comenzaron a exportar en un año pero que no lo habían hecho nunca antes; como salientes a los que dejaron de exportar en un determinado año pero habían exportado durante todos los años previos; y como exportadores permanentes a aquellas empresas que siempre exportaron durante el período. Con este método aparece otro tipo de empresa: las que entraron y salieron de los mercados internacionales durante el período. No obstante, los resultados obtenidos de usar esta clasificación fueron virtualmente idénticos.

positivos (van de 6 a 11 por ciento), aunque para transiciones mayores a un año no son estadísticamente significativos. También se presentan, al final del cuadro, los valores del test F para la hipótesis nula de igualdad de coeficientes. Podemos apreciar que las plantas que comienzan a exportar tienden a tener un nivel de PTF mayor, al momento de entrada, que el de los que dejan de exportar, al momento de salir, aunque no en todos los casos la diferencia es estadísticamente significativa. Además, los resultados del test F demuestran que no hay diferencias significativas de productividad entre los que entran y los que han exportado permanentemente, pero sí las hay entre los que dejan de exportar y los exportadores permanentes. Esto es consistente con la idea de que exportar podría otorgar a las empresas un mayor nivel de productividad que el que obtendrían si no lo hicieran. En otras palabras, esta evidencia parece apoyar la hipótesis de aprendizaje por exportar.

Para el caso de la productividad laboral (Cuadro 6), observamos un patrón parecido. Entrantes y exportadores permanentes son sistemáticamente más productivos que los no exportadores. Ahora, sin embargo, las empresas salientes son también más productivas que las que no exportan (entre un 9 y un 20 por ciento). También podemos ver, al final del cuadro, que tanto los coeficientes de entrantes como los de las plantas salientes son estadísticamente diferentes a los coeficientes estimados para exportadores permanentes. Por su parte, las diferencias entre entrantes y salientes tienden a ser estadísticamente significativas, aunque esto no ocurre en todas las transiciones estimadas. Estos resultados confirman que la entrada y salida de los mercados internacionales está asociada a una alta y baja productividad relativa, respectivamente.

Al comparar los resultados de los Cuadros 5 y 6, que muestran que los coeficientes para productividad laboral son mayores que para los de la PTF, se podría inferir que los exportadores en general tienen un mayor porcentaje de capital por trabajador en comparación con las plantas que no exportan.<sup>12</sup> Una posible explicación para este fenómeno podría ser que las empresas que exportan son empresas que producen bienes de mayor calidad para los mercados externos. Es razonable pensar que los mercados internacionales son más demandantes en términos de calidad que los mercados domésticos, lo que implicaría que empresas que exportan son aquellas que producen bienes de mayor calidad. Si bien la ENIA no indica el tipo de producto que la planta produce, existe evidencia para otros países de que hay diferencias de calidad entre los productos que se exportan y el mismo producto que se consume en el mercado doméstico (ver, por ejemplo, Keesing, 1983; Keesing y Lall, 1992; y Brooks, 2001).<sup>13</sup>

<sup>12</sup>Esta conclusión está basada en el hecho de que la PTF controla por la razón capital a trabajo que usan las plantas.

<sup>13</sup>Si bien no existe evidencia formal para el caso de Chile, es evidente que hay muchos productos que se exportan que son de mayor calidad que el que se vende en el mercado doméstico. Considere el caso del vino. El vino chileno que se encuentra en los mercados de los Estados Unidos y la Unión Europea es claramente superior en calidad que el vino que se vende normalmente en Chile.

CUADRO 5  
DIFERENCIAS FINALES DE PTF POR GRUPOS DE PLANTAS

	Tipo de Transición		
	1 año	3 años	6 años
Entrante: $a_1$	0,16 (5,58)**	0,18 (6,98)**	0,23 (4,96)**
Saliente: $a_2$	0,09 (2,38)*	0,06 (1,46)	0,11 (1,29)
Exp. permanente: $a_3$	0,21 (12,88)**	0,23 (10,46)**	0,26 (4,96)**
Mediana	0,33 (25,05)**	0,29 (17,88)**	0,25 (6,88)**
Grande	0,58 (31,90)**	0,55 (23,86)**	0,56 (11,09)**
Inversión extranjera	0,15 (5,33)**	0,19 (5,29)**	0,27 (3,30)**
Observaciones	16.603	11.013	2.581
$R^2$	0,65	0,64	0,62
$a_1 = a_2$	Sí F=2,52	No F=8,07**	Sí F=1,70
$a_1 = a_3$	Sí F=2,96	Sí F=2,38	Sí F=0,25
$a_2 = a_3$	No F=10,54**	No F=17,36**	Sí F=2,62

## Notas:

Regresiones también incluyen variables categóricas por año y sector productivo.

Valor absoluto del test estadístico t entre paréntesis. \* Significativo al 5%; \*\* significativo al 1%.

La varianza de los errores fue calculada usando el estimador Huber/White/Sandwich.

Grupo de comparación: no exportadores.



CUADRO 6  
DIFERENCIAS FINALES DE PRODUCTIVIDAD LABORAL  
POR GRUPOS DE PLANTAS

	Tipo de Transición		
	1 año	3 años	6 años
Entrante: $a_1$	0,27 (8,48)**	0,26 (8,54)**	0,26 (5,25)**
Saliente: $a_2$	0,20 (4,73)**	0,09 (2,05)*	0,10 (1,04)
Exp. permanente: $a_3$	0,37 (19,40)**	0,38 (15,35)**	0,36 (6,14)**
Mediana	0,31 (20,73)**	0,29 (15,51)**	0,29 (7,29)**
Grande	0,49 (23,15)**	0,50 (18,91)	0,60 (11,06)**
Inversión extranjera	0,34 (10,25)**	0,37 (8,94)**	0,44 (4,66)**
Observaciones	18.814	12.540	3.121
R <sup>2</sup>	0,35	0,33	0,32
$a_1 = a_2$	Sí F=1,59	No F=10,04**	Sí F=2,49
$a_1 = a_3$	No F=9,22**	No F=12,84**	Sí F=2,38
$a_2 = a_3$	No F=14,35**	No F=35,22**	No F=6,40*

Notas:

Regresiones también incluyen variables categóricas por año y sector productivo.

Valor absoluto del test estadístico t entre paréntesis. \* Significativo al 5%; \*\* significativo al 1%.

La varianza de los errores fue calculada usando el estimador Huber/White/Sandwich.

Grupo de comparación: no exportadores.

### 5.1.2 Diferencias iniciales

Un aspecto interesante de los resultados mostrados previamente es que los entrantes tienen un nivel de productividad más alto que los no exportadores durante el año de entrada, lo cual parece ser consistente con la idea de que las firmas aprenden por exportar. Sin embargo, antes de concluir esto de manera definitiva se necesita analizar también los diferenciales de productividad *antes* de empezar a exportar, ya que la mayor productividad de entrantes pudo haberse

obtenido previamente a la exportación. Este es el propósito del segundo ejercicio que se realiza a continuación.

Para este ejercicio ahora estimamos la siguiente ecuación:

$$(3) \quad \log y_{i\text{inicial}} = \mathbf{d}_1 \text{Entrante}_i + \mathbf{d}_2 \text{Saliente}_i + \mathbf{d}_3 \text{ExportPerm}_i + \mathbf{d}'Z_i + d_s + d_t + e_{it}$$

Donde  $y_{i\text{inicial}}$  es la productividad de la planta  $i$  en el año  $i\text{inicial}$  (año  $t$ ), mientras que el resto de las variables se define como antes. Tal como lo hicimos anteriormente, podemos estimar seis versiones de esta regresión, dependiendo de la distancia entre los años elegidos para definir a las distintas plantas.

Los resultados de la estimación de la ecuación (3) se presentan en los Cuadros 7 y 8. Para el caso de la productividad medida como PTF (Cuadro 7), se puede apreciar que las firmas que exportan permanentemente son más productivas que las no exportadoras ( $\mathbf{d}_3$  varía entre un 22 y un 26 por ciento), y que las empresas que entran a los mercados internacionales son más productivas que las que no lo hacen, *antes* de empezar a exportar. Esto significa que los mayores niveles de productividad que poseen los exportadores se logran mucho antes de que efectivamente participen en los mercados externos, es decir, no son el resultado directo de exportar. También se puede observar, al final del cuadro, que las diferencias de productividad entre salientes y las empresas que permanecen exportando son estadísticamente diferentes mucho antes de que efectivamente salgan de los mercados externos.

Lo anterior es evidencia de que existe un proceso de autoselección en los mercados internacionales: sólo los más productivos pueden exportar. Esto no quiere decir que una mayor apertura de la economía no sea necesariamente beneficiosa para elevar la productividad las empresas, y que este fenómeno de autoselección sea un proceso endógeno mediante el cual las firmas incrementan su productividad con el propósito explícito de convertirse en exportadores en el futuro.<sup>14</sup> Cuando analizamos el caso de la productividad laboral, Cuadro 8, vemos que tanto entrantes, salientes y exportadores permanentes son más productivos que los no exportadores, y que los exportadores permanentes son más productivos que los entrantes y salientes.

En resumen, hemos encontrado evidencia de que la entrada y salida de los mercados internacionales está estrechamente vinculada a los niveles de productividad de las plantas: aquellas relativamente más productivas son capaces de comenzar a exportar, mientras aquellos exportadores con baja productividad tienden a salir de los mercados internacionales. Esto es consistente con los modelos teóricos recientes descritos en la sección 2.

<sup>14</sup>Para más detalles sobre esta idea, ver López (2004).

CUADRO 7  
DIFERENCIAS INICIALES DE PTF POR GRUPOS DE PLANTAS

	Tipo de transición		
	1 año	3 años	6 años
Entrante: $\alpha_1$	0,15 (4,53)**	0,22 (6,97)**	0,24 (4,81)**
Saliente: $\alpha_2$	0,09 (2,32)*	0,09 (2,11)*	0,19 (2,34)*
Exp. permanente: $\alpha_3$	0,22 (12,02)**	0,25 (10,20)**	0,26 (4,98)**
Mediana	0,34 (23,89)**	0,34 (18,10)**	0,37 (9,81)**
Grande	0,56 (28,38)**	0,54 (20,71)**	0,51 (9,76)**
Inversión extranjera	0,14 (4,67)**	0,12 (3,13)**	0,18 (2,09)*
Observaciones	16.766	11.160	2.744
R <sup>2</sup>	0,60	0,55	0,54
	Sí	No	Sí
	F=1,40	F=8,21**	F=0,34
	Sí	Sí	Sí
	F=3,71	F=0,46	F=0,11
	No	No	Sí
	F=9,92**	F=14,69**	F=0,69

Notas:

Regresiones también incluyen variables categóricas por año y sector productivo.

Valor absoluto del test estadístico t entre paréntesis. \* Significativo al 5%; \*\* significativo al 1%.

La varianza de los errores fue calculada usando el estimador Huber/White/Sandwich.

Grupo de comparación: no exportadores.

CUADRO 8  
DIFERENCIAS INICIALES DE PRODUCTIVIDAD LABORAL  
POR GRUPOS DE PLANTAS

	Tipo de Transición		
	1 año	3 años	6 años
Entrante: $\alpha_1$	0,22 (6,62)**	0,30 (9,18)**	0,37 (6,97)**
Saliente: $\alpha_2$	0,23 (5,56)**	0,20 (4,86)**	0,33 (3,75)**
Exp. permanente: $\alpha_3$	0,40 (21,31)**	0,47 (19,23)**	0,49 (8,55)**
Mediana	0,29 (19,03)**	0,25 (13,91)**	0,22 (6,08)**
Grande	0,42 (19,89)**	0,37 (14,05)**	0,34 (5,89)**
Inversión extranjera	0,35 (10,63)**	0,36 (8,16)**	0,42 (4,36)**
Observaciones	18.830	12.550	3.137
R <sup>2</sup>	0,36	0,36	0,32
	Sí	Sí	Sí
	F=0,04	F=3,64	F=0,19
	No	No	Sí
	F=26,26**	F=23,08**	F=3,07
	No	No	Sí
	F=16,00**	F=36,36**	F=2,90

Notas:

Regresiones también incluyen variables categóricas por año y sector productivo.

Valor absoluto del test estadístico t entre paréntesis. \* Significativo al 5%; \*\* significativo al 1%.

La varianza de los errores fue calculada usando el estimador Huber/White/sandwich.

Grupo de comparación: no exportadores.

## 6. APRENDIZAJE POR EXPORTAR Y AUTOSELECCIÓN

Como hemos argumentado, los resultados encontrados hasta ahora no son consistentes con la idea de aprendizaje por exportar. Es decir, exportar no parece entregar ganancias directas de productividad para aquellas que lo hacen. En esta sección estudiamos más formalmente estas hipótesis. Primero, estimamos un modelo de elección discreta para analizar si efectivamente las mejores firmas son las que exportan. Luego, analizamos en detalle la posibilidad de que las firmas logren ser más productivas como resultado de su actividad exportadora.

### 6.1 Determinantes de la Decisión de Exportar

Hasta ahora hemos encontrado que las empresas más productivas exportan, que los niveles de productividad parecen explicar la entrada y salida de los mercados internacionales y que la entrada a los mercados internacionales no afecta directamente la productividad de las plantas. En el caso chileno, no hay muchos trabajos dedicados a estudiar qué variables afectan la decisión de exportar. Si bien la productividad parece ser una variable importante, la evidencia empírica para varios países muestra que algunas variables como tamaño de las firmas, su nivel de capital humano y la innovación tecnológica también afectan la decisión de exportar. Con el objeto de analizar estas ideas, procedemos a estimar el siguiente modelo de probabilidad:

$$(4) \quad \Pr(X_{it} = 1) = F(\mathbf{j}' X_{it-1} + \mathbf{f}' \Omega_{it-1} + d_s + d_t + e_{it})$$

Donde  $X_{it}$  es una variable categórica que toma el valor 1 si la planta  $i$  exportó en el año  $t$  y 0 si no exportó y  $\Omega_{it-1}$  es un vector de variables explicativas para la planta  $i$  en el período  $t-1$ . Este vector incluye el nivel de PTF, la intensidad de capital humano (medido como el porcentaje de personal calificado en el total de trabajadores), dos variables categóricas por tamaño, una variable categórica para firmas con participación de capitales extranjeros y una variable categórica para firmas que invierten en nuevas tecnologías (aproximado por el gasto en licencias técnicas extranjeras).<sup>15</sup> Para controlar por *shocks* temporales y sectoriales, se incluyen variables categóricas por año y sector productivo.<sup>16</sup>

También, como ha sido sugerido por los modelos con costos fijos de exportación, se incluye un rezago de la variable categórica para exportadores. Si el parámetro estimado para esta variable fuese positivo y significativo, entonces se podría argumentar que hay evidencia de que existen costos fijos de entrada a los mercados internacionales, los que afectan la decisión de exportar o mantenerse sólo produciendo para el mercado doméstico.

La ecuación (4) es estimada primero utilizando un modelo Probit. Los resultados se presentan en la primera columna del Cuadro 9. Como se puede apreciar, todos los coeficientes son positivos y estadísticamente significativos. En otras palabras, se tiene evidencia consistente con autoselección; aquellas plantas más productivas, más grandes, que tienen participación de capitales extranjeros, que invierten en nuevas tecnologías y que usan un mayor porcentaje de trabajadores calificados tienen una mayor probabilidad de exportar.

<sup>15</sup>Las características de las plantas entran rezagadas un período para evitar un posible problema de simultaneidad.

<sup>16</sup>Estas variables categóricas por sector productivo controlan también diferencias en ventajas comparativas a través de los sectores. En el caso de Chile es más probable ser exportador en un sector intensivo en recursos naturales (por ejemplo, alimentos) que en uno más intensivo en capital (por ejemplo, maquinaria). Dado que estas diferencias tienden a ser persistentes y nuestro período bajo estudio es relativamente corto, basta con usar estas variables categóricas como controles.

CUADRO 9  
DETERMINANTES DE LA DECISION DE EXPORTAR

	Probit <sup>a</sup> (1)	Efectos fijos (2)
Exportó año anterior	0,76 (85,13)**	0,14 (18,90)**
log(PTF)	0,23 (6,23)**	0,00 (0,33)
Mediana	0,12 (15,48)**	0,03 (3,83)**
Grande	0,21 (18,93)**	0,05 (3,66)**
Inversión extranjera	0,09 (5,48)**	0,02 (1,89)
Licencias	0,05 (3,43)**	0,01 (0,90)
Porcentaje de empleados en el total	0,04 (1,96)*	-0,03 (1,45)
Numero de observaciones	23.941	23.952
R <sup>2</sup>	0,60	0,43

Notas:

Regresiones también incluyen variables categóricas por año y sector productivo.

Todas las variables explicativas, con excepción de Exportó Año Anterior, son rezagadas un período.

Valor absoluto del test t (z para el probit) entre paréntesis. \* Significativo al 5%; \*\* significativo al 1%.

La varianza de los errores en el Probit es calculada usando el estimador Huber/White/Sandwich.

<sup>a</sup> Efectos marginales.

El coeficiente estimado para la variable categórica que identifica firmas que exportaban previamente es también positivo y significativo, y cuantitativamente importante. El hecho de haber exportado previamente aumenta la probabilidad de exportar en el período actual en un 76 por ciento. Ello es consistente con la existencia de costos de entrada a los mercados internacionales: si las firmas tienen que incurrir en costos de exportación cada vez que empiezan a exportar, entonces es más probable que haya persistencia en el *status* exportador.

Bernard y Jensen (2004) explican, sin embargo, que las características no observadas de las plantas, como atributos de los productos y capacidad empresarial, podrían explicar el hecho de que la variable rezagada sea tan importante para explicar la decisión de exportar. Dado que estas características tienden a ser permanentes, es posible que si no controlamos por ellas el coeficiente estimado para la variable dependiente rezagada sea sobreestimado. Por esta razón, también estimamos la ecuación (4) utilizando un modelo de probabilidad lineal con efectos

fijos a nivel de plantas.<sup>17</sup> Los resultados se presentan en la segunda columna del Cuadro 9.

Los resultados muestran que la magnitud del coeficiente para el rezago del *status* exportador se reduce considerablemente, pero aún continúa siendo positivo y altamente significativo. Así, aun controlando por el potencial efecto de variables no observables, se tiene evidencia de costos de entrada a los mercados internacionales que afectan las decisiones de las firmas. Como contrapartida, la inclusión de efectos fijos elimina gran parte del efecto de las otras variables explicativas. Ello es esperable ya que el estimador en primeras diferencias utiliza sólo información de cambios en las características de las firmas a través del tiempo. Sin embargo, aun así se obtiene que un incremento en el tamaño de la firma incrementa la probabilidad de exportar.

En resumen, esta evidencia revela dos resultados interesantes. Primero, muestra la existencia de significativos costos de entrada a los mercados internacionales. Estos explicarían por qué el hecho de exportar (o no exportar) es un fenómeno más bien permanente. Segundo, consistente con la autoselección, características previas superiores de las firmas incrementan su probabilidad de exportar. Esto es especialmente válido para explicar diferencias en el desempeño exportador a través de las firmas, pero es menos claro para explicar cambios en una firma a través del tiempo.

## 6.2 Aprendizaje por Exportar

Esta hipótesis sugiere que la relación positiva entre exportaciones y productividad estaría dada por el hecho de que las firmas exportadoras pueden incrementar su productividad al absorber conocimiento y nuevas tecnologías en los mercados internacionales. De ser válida esta hipótesis, entonces se debiese encontrar que las firmas incrementan su productividad luego que comienzan a exportar. Bernard y Jensen (1999) estiman un modelo en el cual el crecimiento de la productividad entre  $t$  y  $t+s$  depende positivamente de si la firma exportó o no en el período  $t$ . Ellos no encuentran evidencia en tal sentido y concluyen que el hecho de exportar no eleva la productividad de las firmas en Estados Unidos.<sup>18</sup>

El problema con este tipo de análisis es que considera sólo un año para definir si la firma es exportadora o no. Si para los efectos de internalizar el aprendizaje se requiere algún período superior a un año, los resultados de esta estimación pueden no capturar este efecto. Además, una empresa exportadora en  $t$  pudo tener diferentes historias exportadoras previas. En esta sección, usamos una variante de esta metodología que minimiza estos problemas. Dado que podemos observar el comportamiento exportador para una firma en todo el período, se ana-

<sup>17</sup>El modelo de probabilidad lineal es necesario para eliminar el efecto fijo al tomar primeras diferencias. En un modelo no lineal como el Probit esto no es posible.

<sup>18</sup>Estimando este modelo con plantas chilenas, obtenemos resultados similares a Bernard y Jensen (1999).

liza si firmas que han tenido una mayor presencia en los mercados internacionales muestran un nivel de productividad más alto que el resto de las firmas. Así, definimos cuatro grupos de empresas de acuerdo a su desempeño exportador entre 1990 y 1996: (i) firmas que exportaban inicialmente, pero que dejaron de hacerlo y nunca volvieron a exportar, (ii) firmas que no exportaron inicialmente, pero que una vez que entraron a los mercados internacionales siguieron exportando hasta el final del período, (iii) firmas que cambiaron más de una vez su *status* exportador, y (iv) firmas que exportaron en cada año del período. La categoría base es el grupo de firmas que no exportaron en ningún año del período.

Si la hipótesis de aprendizaje por exportar fuera válida, entonces la productividad al final del período (1996) debiese ser más alta para aquellas firmas que exportaron durante este período. Incluso, utilizando estas definiciones, podemos analizar si hay diferencias en el impacto sobre la productividad dependiendo de si las firmas exportaron permanentemente o comenzaron a exportar. Más aún, en las firmas que dejan de exportar debiese observarse un deterioro en su productividad.

Utilizando estas categorías de empresas, se estima la siguiente ecuación:

$$(5) \quad \log y_{i,96} = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 S_{i,90-96} + \mathbf{a}_2 E_{i,90-96} + \mathbf{a}_3 C_{i,90-96} + \mathbf{a}_4 P_{i,90-96} \\ + \mathbf{d}' Z_{i90} + d_s + \mathbf{e}_i$$

Donde  $y$  es la productividad,  $S$  es una variable categórica identificando firmas que dejan de exportar,  $E$  aquellas que comienzan a exportar,  $C$  aquellas que cambian más de una vez de *status* exportador, y  $P$  aquellas que exportan permanentemente. Todas estas variables son definidas para el período 1990-1996.

Si el hecho de exportar genera ganancias en productividad, entonces debiésemos encontrar que las firmas que comienzan a exportar o exportan permanentemente eleven su productividad por encima de las no exportadoras y de aquellas que dejan de exportar.<sup>19</sup> Esto es, los parámetros  $\mathbf{a}_2$  y  $\mathbf{a}_4$  serían positivos, y mayores a  $\mathbf{a}_1$ . Si las ganancias en aprendizaje fuesen mayores para firmas que exportan permanentemente, entonces sería esperable que  $\mathbf{a}_4 > \mathbf{a}_2$ .

Como en las estimaciones anteriores,  $Z$  es un vector de variables de control para el tamaño de las firmas y la participación de capitales extranjeros. Además, como queda claro en los resultados de las estimaciones, resulta clave controlar por el nivel de productividad inicial de las firmas. El hecho de que la productividad en 1996 sea mayor para firmas exportadoras puede deberse al hecho de que hayan exportado, lo que sería consistente con la hipótesis de aprendizaje, pero alternativamente puede explicarse porque firmas inicialmente más productivas son capaces de exportar y conjuntamente (no causalmente) tener niveles de productividad más altos hacia finales del período.

<sup>19</sup>A priori, no hay razones teóricas para identificar el signo correspondiente a las empresas que entran y salen más de una vez.



Los resultados de esta estimación se presentan en el Cuadro 10. La ecuación es estimada secuencialmente; en la primera columna sólo se incluyen las variables categóricas para la historia exportadora, en la segunda se agregan las variables categóricas por tamaño y capitales extranjeros, y en la tercera se incluye la productividad inicial. En todas las especificaciones es incluida una variable categórica por sector.

CUADRO 10  
APRENDIZAJE POR EXPORTAR

	Productividad total de factores			Productividad laboral
	(1)	(2)	(3)	(4)
Saliente	0,324 (2,92)**	0,154 (1,51)	0,047 (0,63)	-0,074 (0,72)
Entrante	0,275 (3,85)**	0,147 (2,44)*	0,042 (0,76)	0,041 (0,85)
Cambiante	0,119 (1,84)	0,037 (0,57)	0,004 (0,08)	0,022 (0,42)
Permanente	0,489 (5,82)**	0,219 (3,22)**	0,070 (0,96)	0,122 (1,70)
Mediana		0,168 (2,82)**	0,007 (0,15)	0,136 (4,16)**
Grande		0,489 (3,61)**	0,233 (2,11)*	0,381 (4,88)**
Inversión extranjera		0,223 (2,42)*	0,146 (1,76)	0,155 (1,57)
PTF inicial			0,531 (16,22)**	0,589 (23,56)**
Constante	7,952 (349,21)**	7,874 (219,36)**	3,981 (16,73)**	3,901 (19,56)**
Observaciones	2.207	2.207	2.207	2.207
R <sup>2</sup>	0,50	0,52	0,61	0,55

Notas:

Regresiones también incluyen variables categóricas por sector productivo,

Valor absoluto del test estadístico t entre paréntesis, \* Significativo al 5%; \*\* significativo al 1%.

La varianza de los errores fue calculada usando el estimador Huber/White/Sandwich,

Grupo de comparación: no exportadores.

Los resultados muestran que sin controlar por características iniciales de las firmas, y especialmente por la productividad, podría llevarnos a implicancias erróneas. En la primera estimación, los coeficientes de todos los grupos de exportadores, con la excepción de las empresas que cambian de *status* exportador más de una vez, son positivos y significativos. Ello sugeriría evidencia en favor de aprendizaje. Sin embargo, al controlar por tamaño y participación de capitales extranjeros, el coeficiente de las salientes ya deja de ser significativo. Más aún, la tercera columna muestra que controlando por PTF inicial la evidencia de aprendi-

zaje desaparece. Ninguno de los parámetros para los grupos exportadores es significativo. Es decir, es la productividad inicial de las firmas la que explica sus mayores niveles de productividad al final del período y no la historia exportadora. Para verificar la robustez de este resultado a una definición alternativa de productividad, en la columna (4) se muestra la estimación para la productividad laboral. Como se puede apreciar, todos los coeficientes para la historia exportadora son no significativos.

## 7. CONCLUSIONES

Este trabajo ha analizado la relación entre participación en los mercados internacionales y productividad utilizando datos de plantas manufactureras de Chile entre 1990 y 1996. Consistente con la evidencia empírica disponible para otros países, encontramos que las firmas que exportan son sistemáticamente más productivas que las que no exportan, incluso después de controlar por tamaño y participación de capitales extranjeros. Este resultado es robusto por sectores y usando dos diferentes medidas de productividad (PTF y productividad laboral).

También encontramos que las empresas que entran a los mercados internacionales son más productivas que las que no exportan, y que las que dejan de exportar son menos productivas que las que continúan exportando, ya sea al principio o al final del período de transición. Esto puede ser interpretado como evidencia consistente con la idea de que sólo las firmas más productivas pueden participar en los mercados internacionales, y que no existiría un proceso de aprendizaje por exportar que genere aumentos de productividad a exportadores.

El análisis econométrico también ha mostrado que los entrantes a los mercados de exportación son sistemáticamente más productivos que los salientes. Esto sugiere que existiría un costo hundido de entrada a los mercados internacionales. En la presencia de estos costos de exportación, las empresas que comienzan a exportar requieren un nivel de productividad superior al que determina la salida de los mercados internacionales.

En resumen, la evidencia encontrada en este artículo es consistente con la idea de que solamente las buenas empresas (las más productivas) llegan a ser exportadoras, y que los mercados de exportación no serían una fuente directa de incrementos de productividad. Esto, como se ha argumentado en este artículo, no significa necesariamente que una mayor apertura comercial no mejore la productividad. Es posible que las firmas introduzcan tecnologías más productivas con el propósito de incrementar su productividad y convertirse en exportadores.

APENDICE  
ESTIMACION DE LA PRODUCTIVIDAD TOTAL DE FACTORES

La productividad total de factores es calculada a partir de la estimación de una función de producción Cobb-Douglas. Siguiendo a Olley y Pakes (1996), Levinsohn y Petrin (2003a y 2003b), la estimación considera explícitamente la endogeneidad de los factores productivos.

Considere una típica función de producción Cobb-Douglas dada por:<sup>20</sup>

$$(A1) \quad y_{it} = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 l_{it} + \mathbf{a}_2 k_{it} + \mathbf{e}_{it}$$

Donde  $y_{it}$  es valor agregado,  $l_{it}$  es empleo y  $k_{it}$  es el *stock* de capital de la planta  $i$  en el año  $t$ .<sup>21</sup> El problema de endogeneidad se origina porque la productividad, que no es observada por el econométrista, sí es observada por la firma. En tal caso, el término de error tiene dos componentes, un error aleatorio  $\mathbf{h}_{it}$  que no está correlacionado con la elección de insumos. El otro componente,  $\mathbf{w}_{it}$ , representa la productividad de la firma, que está correlacionada con  $l$  y  $k$ . Tal correlación entre el término de error y las variables explicativas genera que una estimación por MCO de (A1) llevará a estimadores sesgados de los parámetros y, por consiguiente, de la PTF.

Así, la función de producción se puede expresar como:

$$(A2) \quad y_{it} = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_1 l_{it} + \mathbf{a}_2 k_{it} + \mathbf{w}_{it} + \mathbf{h}_{it}$$

Olley y Pakes (1996) introdujeron un procedimiento para solucionar este problema. Considere un insumo intermedio que depende de las variables estado de las firma,  $k$  y  $\omega$ , tal que:  $m_{it} = m(k_{it}, \mathbf{w}_{it})$ . Bajo el supuesto de que  $m$  es una función monótonica creciente en  $\omega$ , ésta puede expresarse como una función de observables:

$$(A3) \quad \mathbf{w}_{it} = \mathbf{w}(k_{it}, m_{it})$$

Reemplazando (A3) en (A2) y expresando  $\mathbf{f}_{it} = \mathbf{a}_0 + \mathbf{a}_2 k_{it} + \mathbf{w}(k_{it}, m_{it})$ :

$$(A4) \quad y_{it} = \mathbf{a}_1 l_{it} + \mathbf{f}_{it}(k_{it}, m_{it}) + \mathbf{h}_{it}$$

<sup>20</sup>Alvarez y Fuentes (2003), usando fronteras estocásticas, encuentran que una función de producción translogarítmica es preferida a una Cobb-Douglas para la mayoría de los sectores industriales. Una desventaja de tal método, sin embargo, es que no corrige el problema de endogeneidad. Estimando una función de producción translogarítmica es posible con el método descrito, pero tiene la desventaja de generar un serio problema de multicolinealidad (Akerberg y Caves, 2003). Por ello, siguiendo estimaciones similares en Bergoeing, Hernando y Repetto (2003) y Pavcnik (2002), estimamos una función Cobb-Douglas. Como ha sido mostrado por Van Biesebroeck (2003), sin embargo, los diferenciales de productividad entre exportadoras y no exportadoras son robustos al método de estimación.

<sup>21</sup>Todas las variables expresadas en logaritmos.

En la primera etapa del procedimiento, utilizando un polinomio de tercer orden en  $k$  y  $m$  como una aproximación de la función  $f$ , el parámetro del factor trabajo en (A4) es estimado consistentemente.<sup>22</sup>

En la segunda etapa, se identifica el parámetro del capital. Primero, considere el valor estimado de  $f$ , dado por  $\hat{f}_{it} = \hat{y}_{it} - \hat{a}_1 l_{it}$ . Para cualquier valor de  $a_2^*$ , se puede computar una predicción para la productividad no observada:  $\hat{w}_{it} = \hat{f}_{it} - a_2^* k_{it}$ .

Finalmente, el coeficiente estimado del capital,  $\hat{a}_2$ , es aquel que soluciona:

$$\min_i \sum_t (y_{it} - \hat{a}_1 l_{it} - a_2^* k_{it} - E[\mathbf{w}_t / \mathbf{w}_{t-1}])^2,$$

donde:  $E[\mathbf{w}_t / \mathbf{w}_{t-1}] = \hat{I}_0 + \hat{I}_1 \hat{w}_{t-1} + \hat{I}_2 \hat{w}_{t-1}^2 + \hat{I}_3 \hat{w}_{t-1}^3$ .

Una vez estimados los parámetros de la función de producción, nuestra medida de productividad total de factores (en logaritmo), se obtiene como:

$$\log PTF_{it} = y_{it} - \hat{a}_1 l_{it} - \hat{a}_2 k_{it}$$

#### REFERENCIAS

- Akerberg, D. A. y K. Caves (2003), "Structural Identification of Production Functions", mimeo, University of California, Los Angeles.
- Álvarez, R. y J. R. Fuentes (2003), "Reforma Comercial y Productividad en Chile: Una Mirada 15 Años más Tarde", *El Trimestre Económico*, 80(1), 277: 21-41.
- Álvarez, R. y G. Crespi (2000a), "Efecto de las Políticas de Fomento en el Dinamismo Exportador Chileno," *El Trimestre Económico*, Vol. 67: 557-577.
- Álvarez, R. y G. Crespi (2000b), "Exporter Performance and Promotion Instruments: Chilean Empirical Evidence", *Estudios de Economía*, 27(2): 225-241.
- Aw, B. Y.; S. Chung, y M. J. Roberts (2000), "Productivity and Turnover in the Export Market: Micro-Level Evidence from the Republic of Korea and Taiwan (China)", *World Bank Economic Review*, 14(1): 65-90
- Baldwin, J. R. y W. Gu (2003), "Export-Market Participation and Productivity Performance in Canadian Manufacturing", *Canadian Journal of Economics*, 36(3): 634-657.
- Bergoeing, R.; A. Hernando y A. Repetto (2003), "Idiosyncratic Productivity Shocks and Plant-Level Heterogeneity", mimeo, CEA, Universidad de Chile.
- Bernard, A. B.; J. Eaton; J.B. Jensen y S. S. Kortum (2003), "Plants and Productivity in International Trade", *American Economic Review*, 93(4): 1268-1290.
- Bernard, A. B. y J. B. Jensen (1999), "Exceptional Exporter Performance: Cause, Effect, or Both?" *Journal of International Economics*, 47(1): 1-25.

<sup>22</sup> Siguiendo a Levinsohn y Petrin (2003a), en este trabajo se usa el consumo de energía eléctrica para construir el polinomio.

- Bernard, A. B. y J. B. Jensen (2004), "Why Some Firms Export", *Review of Economics and Statistics*, 86(2): 561-569.
- Bernard, A. B.; J. B. Jensen y P. Schott (2003), "Falling Trade Costs, Heterogeneous Firms, and Dynamic Industry", NBER Working Paper 9639.
- Bernard, A. B. y J. Wagner (2001), "Export Entry and Exit by German Firms", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 137(1): 105-23.
- Brooks, E. (2001), "Why Don't Firms Export More?" mimeo, University of California, Santa Cruz.
- Clerides, S. K.; S. Lach, y J. T. Tybout (1998), "Is Learning by Exporting Important? Micro-Dynamic Evidence from Colombia, Mexico and Morocco", *Quarterly Journal of Economics*, 113(3): 903-947.
- Das, S.; M. Roberts y J. Tybout (2001), "Market Entry Costs, Producer Heterogeneity, and Export Dynamics", NBER Working Paper 8629.
- Eaton, J.; S. Kortum y F. Kramarz (2003), "An Anatomy of International Trade: Evidence from French Firms", mimeo, New York University.
- Isgut, A. (2001), "What's Different about Exporters? Evidence from Colombian Manufacturing", *The Journal of Development Studies*, 37(5), pp. 57-82.
- Keesing, D. B. (1983), "Linking Up to Distant Markets: South to North Exports of Manufactured Consumer Goods", *American Economic Review* 73: 338-342.
- Keesing, D. B. y S. Lall (1992), "Marketing, Manufactured Exports from Developing Countries: Learning Sequences and Public Support." En G. K. Helleiner (ed.), *Trade Policy, Industrialization, and Development: New Perspectives*. Oxford: Clarendon Press.
- Krugman, P. (1980), "Scale Economies, Product Differentiation, and the Pattern of Trade", *American Economic Review*, 70: 950-959.
- Levinsohn, J. y A. Petrin (2003a), "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *Review of Economic Studies*, 70 (3): 317-341.
- Levinsohn, J. y A. Petrin (2003b), "On the Micro-Foundations of Productivity Growth", mimeo, University of Chicago.
- López, R. A. (2004), "Self-Selection into the Export Markets: A Conscious Decision?" mimeo, Indiana University.
- Macario, C. (2001), "Chile: In Search of a New Export Drive", en C. Macario (ed.), *Export Growth in Latin America. Policies and Performance*. Lynne Rienner Publishers, Boulder and London.
- Melitz, M.J. (2003), "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, 71(6): 1695-1725.
- Olley, S. y A. Pakes (1996), "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, 64(5): 1263-1297
- Pavcnik, N. (2002), "Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants", *Review of Economic Studies* 69(1): 245-276.
- Roberts, M. y J. Tybout (1997), "The Decision to Export in Colombia: An Empirical Model of Entry with Sunk Costs", *American Economic Review*, 87(4): 545-64.
- Van Biesebroeck, J. (2003), "Revisiting Some Productivity Debates", NBER Working Paper, 10065.
- Yeaple, S. R. (2004), "Firm Heterogeneity, International Trade and Wages", *Journal of International Economics*, forthcoming.