



Desarrollo y Sociedad

ISSN: 0120-3584

revistadesarrolloysociedad@uniandes.edu.co

Universidad de Los Andes

Colombia

Meléndez, Marcela; Seim, Katja

La productividad del sector manufacturero colombiano y el impacto de la política comercial: 1977-2001

Desarrollo y Sociedad, núm. 57, 2006, pp. 1-41

Universidad de Los Andes

Bogotá, Colombia

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=169114673001>

- ▶ Cómo citar el artículo
- ▶ Número completo
- ▶ Más información del artículo
- ▶ Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

## La productividad del sector manufacturero colombiano y el impacto de la política comercial: 1977-2001\*

*Trade policy reform and productivity: the Colombian manufacturing sector from 1977 to 2001*

Marcela Meléndez \*\*  
Katja Seim \*\*\*

### Resumen

Este trabajo analiza los efectos de las reformas a la política comercial de la década de 1990 sobre la productividad del sector manufacturero colombiano. Los resultados indican que entre 1978 y 1998, la productividad agregada del sector manufacturero se estancó, e incluso decreció en algunas de las industrias muy grandes. Sin embargo, la recesión de 1999 aparece como un choque positivo. Entre 1999 y 2001, la productividad mostró un crecimiento significativo. Durante el período observado hay una baja tasa de entrada y salida de firmas, y

---

\* Agradecemos los comentarios de Ana Fernandes, John Haltiwanger, Maurice Kugler, Mauricio Cárdenas, Juan José Echavarría, y los participantes de los seminarios de la Red de Centros del BID “Market Institutions, Labor Market Dynamics, Growth and Productivity” a una versión previa de este documento. Agradecemos también al Departamento Nacional de Estadística de Colombia, DANE, y al Ministerio de Hacienda y Crédito Público que nos dieron acceso a la información. La programación para el manejo de la base de datos fue realizada por Pablo Medina. Camila Casas participó como Investigadora Asistente.

\*\* Subdirectora de Fedesarrollo, Bogotá, Colombia. Correo electrónico: [mmelendez@fedesarrollo.org](mailto:mmelendez@fedesarrollo.org).

\*\*\* Profesor Asistente de Economía, Stanford Graduate School of Business, Stanford University, USA. Correo electrónico: [seim\\_katja@gsb.stanford.edu](mailto:seim_katja@gsb.stanford.edu).

Este artículo fue recibido el 11 de noviembre de 2005 y aceptado el 17 de abril de 2006.

poca relocalización de trabajo entre sectores. El estancamiento de la productividad puede explicarse por la permanencia en actividad de plantas improductivas, combinada con un lento desarrollo tecnológico. La dinámica de la productividad varía significativamente entre sectores, y los resultados obtenidos indican que esta variación puede atribuirse a la relocalización de trabajo al interior de cada sector. Las políticas industriales tienen gran importancia. La caída en la productividad de sectores particulares coincide con altas tasas de aranceles, mientras que la exposición de ciertos sectores a mercados internacionales está correlacionada con aumentos en la productividad.

*Palabras clave:* productividad, industria manufacturera, políticas comerciales, apertura.

*Clasificación JEL:* D24, F13, L60.

## **Abstract**

This paper analyzes the effects on Colombian manufacturing productivity of foreign trade policy changes during the 1990s. Our results indicate that between 1978 and 1998, aggregate manufacturing productivity largely stagnates and even declines in some of the larger industries. Between 1999 and 2001, however, manufacturing productivity shows significant growth. Contraction of the economic activity in 1999 appears as a positive shock. There is little entry and exit of plants or reallocation of labor throughout the observed period. The productivity stagnation can be explained by this lack of liquidation of unproductive plants combined with slow technological advance. Dynamics vary significantly across sub-sectors, however, and our findings attribute this variation primarily to within-sector output reallocation. The importance of industrial policy is large. Sector-level productivity declines coincide with protectionist policies in the form of import tariffs, while rising productivity is correlated with sectors' increasing exposure to foreign markets.

*Key words:* productivity, manufacturing industry, commercial policies, liberalization.

*JEL Classification:* D24, F13, L60.

## Introducción

La mayoría de los países, incluyendo los latinoamericanos, abrieron su economía al comercio internacional durante la década de 1990. Estos programas de apertura comercial proveen un escenario ideal para evaluar el impacto de las políticas de liberalización sobre la productividad de la industria, y para determinar en qué medida la apertura al comercio internacional puede llevar a un crecimiento de la productividad<sup>1</sup>. De acuerdo con la literatura económica, existen diferentes canales mediante los cuales la apertura comercial puede afectar la productividad industrial. Una posible explicación es el cambio tecnológico. El acceso a materias primas y equipos de producción importados puede llevar a que las firmas sean más eficientes. Una explicación alternativa es que la reducción de las barreras comerciales, y la consecuente interacción de los productos domésticos con los importados, puede aumentar la competencia en el mercado y afectar la productividad de dos formas. En primer lugar, la competencia puede potenciar la innovación de las firmas locales, de tal forma que puedan competir con productos importados de menores precios o de mayor calidad. Segundo, una mayor competencia puede llevar a una relocalización de recursos de las firmas menos productivas hacia las más productivas, forzando a las firmas menos eficientes a salir de la industria.

Los dos primeros canales llevan a un crecimiento de la productividad mediante el cambio tecnológico, los procesos de aprendizaje (*learning by doing*), o la innovación de productos y procesos de producción. El progreso tecnológico aumenta la productividad de las firmas indiscriminadamente y, como consecuencia, la productividad de la industria es mayor. El tercer canal lleva a un aumento de la productividad de la industria sin mejorar la eficiencia de las firmas. En este caso, la mejora se presenta en la medida que los establecimientos más productivos sobreviven y crecen, mientras que los menos productivos se contraen o salen del mercado.

---

<sup>1</sup> Los estudios que analizan el vínculo entre liberalización comercial y crecimiento de la productividad incluyen comparaciones internacionales (Sachs y Warner, 1995), estudios a nivel sectorial (Séller, 2000 y Kim, 2000), y análisis a nivel de plantas. Éste último enfoque será discutido más detalladamente a continuación. Tybout (2001) contiene una revisión detallada de la literatura correspondiente.

Independientemente del canal de transmisión, además del efecto sobre la productividad, las reformas comerciales tienen diferentes implicaciones para el mercado de factores. Cuando el crecimiento de la productividad es resultado de un cambio tecnológico, puede llevar a un desplazamiento de la mano de obra entre firmas, especialmente si el progreso tecnológico que lo origina es intensivo en mano de obra o está sesgado hacia el trabajo calificado. Si, por el contrario, el crecimiento resulta de la contracción y salida de los menos productivos del mercado, conlleva al desplazamiento de la mano de obra de las firmas salientes. Por tanto, es fundamental aislar las fuentes del crecimiento de la productividad para evaluar los efectos de las reformas comerciales sobre el bienestar general.

La evidencia empírica sobre la importancia relativa de los diferentes canales no es concluyente. Varios estudios señalan la importancia de la competencia internacional para generar ganancias de eficiencia al interior de las firmas. Pavcnik (2002) encuentra que a partir de la liberalización comercial de la economía de Chile a finales de la década de 1970, los sectores que enfrentaron la competencia de productos importados aumentaron su productividad 10,4%, y los diferenciales de productividad se acentuaron con el tiempo. Según Tybout y Westbrook (1995) y Muendler (2004), la competencia externa tuvo impactos similares sobre la productividad en México durante el período 1986-1990, y en Brasil entre 1986-1998. Además, Muendler encuentra que el *turnover* de firmas contribuye a aumentar la productividad de la industria en el largo plazo en la medida que aumenta la probabilidad de salida de las firmas menos eficientes. López-Córdova (2003) estudia los efectos del TLC de Norteamérica sobre la productividad de la industria manufacturera mexicana entre 1993-2000. Sus resultados, que van en la misma dirección de los de Muendler, indican que los canales mediante los cuales el comercio lleva a ganancias en la productividad, son la reducción de las barreras comerciales con Estados Unidos y una mayor exposición de la inversión.

La industria manufacturera colombiana ha sido objeto de varios estudios que utilizan versiones previas de la base de datos al nivel de establecimiento utilizada en este documento. Lui y Tybout (1996) examinan la productividad de la industria colombiana de los establecimientos entre 1981-1989 y encuentran que, en promedio, las plan-

tas salientes son significativamente menos productivas que las que sobreviven de un período a otro, y que la productividad de las firmas salientes se deteriora durante varios años antes de que efectivamente salgan de la industria.

Fernandes (2003) explora si la exposición a la competencia externa genera ganancias en la productividad del establecimiento durante el período 1977-1991. Los resultados obtenidos muestran una fuerte correlación negativa entre el arancel nominal rezagado y la productividad de los establecimientos manufactureros. Este impacto es más fuerte en establecimientos de mayor tamaño o en aquellos que pertenecen a industrias más concentradas. Infortunadamente, los datos utilizados en este estudio no cubren la mayoría de las reformas laborales, financieras, tributarias y comerciales ejecutadas en Colombia en años recientes.

Hasta el momento, el impacto de las reformas de política ejecutadas durante la década de 1990 sobre la productividad de las firmas y la relocalización de producto e insumos ha recibido menos atención. Una serie de estudios de Kugler (1999), Kugler y Kugler (2002), y Eslava, Haltiwanger, Kugler y Kugler (2004), constituyen una notable excepción. Basados en un amplio panel de datos para el período 1982-1996, los dos primeros documentos investigan los efectos de aumentos en los impuestos a la nómina, tanto graduales como repentina, sobre la composición del trabajo y los salarios de las firmas. Los resultados indican que los impuestos a la nómina se transmiten a los trabajadores en la forma de menores salarios sólo de manera parcial. Eslava *et al.* (2004) extienden esta investigación para evaluar si esta relocalización tiene efectos sobre la productividad. Utilizando datos al nivel de planta para el período 1982-1998, el documento examina la interacción entre el mercado de trabajo, la productividad y la rentabilidad de las plantas. Sus resultados indican, por ejemplo, que las reformas en los mercados laboral y financiero están relacionadas con un aumento en la productividad de la industria en general, asociado con un movimiento de la actividad económica de sectores con baja productividad hacia sectores con alta productividad. La mejor distribución de la producción entre sectores contribuye más a la productividad posreforma que los factores de demanda.

Este documento complementa este análisis enfocándose en el impacto de las reformas a la política comercial sobre la productividad industrial, a partir del caso de la industria manufacturera colombiana para el período comprendido entre 1977-2001. En él se estima la productividad total de los factores al nivel de establecimiento para diez sectores manufactureros de la clasificación CIIU a 3 dígitos, utilizando la metodología propuesta por Olley y Pakes (1996) y Levinsohn y Petrin (2003)<sup>2</sup>. Adicionalmente, se presenta evidencia empírica acerca del efecto de las políticas comerciales sobre la dinámica de la productividad del sector manufacturero colombiano.

El período de muestra cubre diferentes regímenes comerciales, e incluye una primera etapa de políticas comerciales proteccionistas a mediados de la década de 1980, seguida de una extensiva liberalización comercial al inicio de la década de 1990, y una reversión parcial de esta liberalización a partir 1995.

La sección I de este documento describe los datos utilizados, mientras que la sección II resume la metodología empírica empleada para estimar la productividad. La sección III presenta los resultados de esta estimación. La sección IV relaciona la productividad estimada con las reformas comerciales que tuvieron lugar durante el período de muestra. Finalmente, la sección V presenta las conclusiones.

## I. Datos

La fuente primaria de datos para este estudio es la Encuesta Anual Manufacturera (EAM) del DANE, para el período 1977-2001<sup>3</sup>. La muestra es un censo completo del sector manufacturero, que repre-

---

<sup>2</sup> Olley y Pakes (1996) examinan la dinámica de la productividad de la industria de equipos de telecomunicaciones de Estados Unidos, y analizan el efecto de la desregulación y el cambio tecnológico sobre la productividad. Utilizando datos de la industria chilena, Levinsohn y Petrin (2003) investigan el efecto de las mejoras individuales en la productividad sobre la dinámica de la productividad industrial, en relación con el crecimiento originado por la entrada y salida de firmas.

<sup>3</sup> Los datos de los establecimientos están restringidos al uso del público por la reserva estadística y se ha tenido acceso a ellos mediante el convenio de cooperación entre el DANE y Fedesarrollo.

senta aproximadamente 15% del producto colombiano. De acuerdo con la EAM, los sectores más grandes, textiles y alimentos, representan en conjunto 45% de los establecimientos y del empleo de la industria manufacturera. Entre 1977 y 2001, el sector manufacturero dobló el valor real de su producción; sin embargo, medido en términos del número de establecimientos productivos o del empleo, ha crecido 15% y 8%, respectivamente, lo que implica un aumento significativo de la productividad laboral. El análisis posterior investiga el origen de este crecimiento del producto a fin de determinar si se debe a aumentos en la productividad (total de los factores), o si se debe simplemente a una relocalización de recursos, del empleo hacia otros factores productivos.

La EAM tiene varias limitaciones para el análisis empírico: en primer lugar, no todas las plantas encuestadas se incluyen en la base de datos oficial. Para que un establecimiento sea incluido debe tener al menos diez empleados y reportar una producción mayor que el nivel mínimo establecido por el DANE<sup>4</sup>. Este procedimiento de selección dificulta la definición de la entrada y salida de firmas, pues la (no) inclusión de un establecimiento en la base de datos no necesariamente implica la formación (o liquidación) de una firma. En esta medida, la tasa de entrada y de salida de firmas con un nivel de empleo cercano a los diez trabajadores tiende a estar sobreestimada. Para evitar este problema, en este estudio solamente se incluyen los establecimientos que emplean a más de quince trabajadores en al menos uno de dos años continuos.

El segundo limitante de la base de datos es la dificultad de seguir a los establecimientos a través de los años, que tiene su origen en cambios metodológicos a la nomenclatura, introducidos en 1992<sup>5</sup>. Se ha podido rastrear manualmente a una importante proporción de plantas. Sin embargo, como puede verse en el cuadro 1, este cambio sigue resul-

---

<sup>4</sup> Desde 1992 existe una excepción a esta regla de selección. A partir de este año se incluye en la base de datos a todos los establecimientos pertenecientes a firmas multiplanta, independientemente de su tamaño o de su nivel de producción.

<sup>5</sup> En 1992 y también en 1993 el sistema de clasificación usado para asignar identificadores a cada planta y las reglas para determinar si una planta se incluye en la base de datos oficial cambian significativamente. Estos cambios metodológicos hacen difícil seguir cada planta durante todo el período de muestra. Un seguimiento manual permitió, sin embargo, recuperar con éxito la historia de la mayoría de las plantas.

tando en exceso de salida de plantas en 1991 y exceso de entrada en 1992, lo que introduce ruido a las estadísticas de esos dos años. A pesar de las distorsiones presentes en estos dos años, este cuadro permite observar un sector manufacturero relativamente estable en el tiempo. El porcentaje de establecimientos que permanecen activos año tras año es alto, y estos establecimientos concentran más del 90% del empleo del sector. A partir de 1995, el número de establecimientos salientes es significativamente mayor que el de entrantes; la diferencia más grande se presenta en 1998, año en el que sólo entran 303 establecimientos en reemplazo de 553 salientes.

Cuadro 1. Descomposición del sector manufacturero entre plantas entrantes, salientes y permanentes, 1977-2001.

Año ( <i>t</i> )	Número total de plantas	Plantas entrantes ( <i>t</i> – 1) a ( <i>t</i> )	Plantas salientes ( <i>t</i> ) a ( <i>t</i> + 1)	Plantas permanentes ( <i>t</i> – 1) a ( <i>t</i> )
1977	3.635	3.635	0	0
1978	4.042	407	434	3.201
1979	4.040	430	462	3.148
1980	4.026	449	455	3.122
1981	3.990	418	380	3.192
1982	4.092	481	422	3.189
1983	4.122	452	422	3.248
1984	4.090	391	350	3.349
1985	4.209	468	352	3.389
1986	4.325	468	305	3.552
1987	4.486	466	344	3.676
1988	4.568	425	369	3.774
1989	4.631	432	321	3.878
1990	4.564	254	404	3.906
1991	4.610	450	540	3.620
1992	5.132	1.062	381	3.689
1993	5.173	422	441	4.310
1994	5.166	433	512	4.221
1995	5.183	529	436	4.218
1996	5.210	463	517	4.230
1997	5.101	408	563	4.130
1998	4.841	303	553	3.985
1999	4.579	291	467	3.821
2000	4.349	237	435	3.677
2001	3.914	0	3.914	0

Notas:

- (1) Las plantas se mantienen en la base de datos sólo si aparecen como mínimo en dos años. Esto resulta en cero plantas entrantes entre 2000-2001, y en cero plantas salientes entre 1977-1978.  
 (2) Las plantas entrantes son aquellas que aparecen por primera vez en el censo del año correspondiente. Análogamente, las salientes son aquellas que aparecen por última vez en el censo del año correspondiente.

Fuente: Encuesta Anual Manufacturera (EAM) del DANE y cálculos de los autores

El cuadro 2 explora detalladamente las características de los establecimientos entrantes y salientes en relación con los que permanecen activos. Las tasas de entrada y salida siguen un patrón similar al de la economía en general; la tasa de entrada es más alta y la de salida es menor durante los períodos de crecimiento económico, y lo contrario sucede cuando la economía se desacelera. En promedio, durante todo el período las tasas de entrada y salida son similares, del orden de 9,8% y 9,5%, respectivamente. Medidas en términos de su producción y del empleo que generan, las plantas entrantes y salientes son, en promedio, más pequeñas que las que permanecen, y representan menos del 9% de la actividad sector manufacturero. Las entrantes representan en promedio 4,5% del producto anual y 5,9% del empleo de las permanentes. Las salientes representan 3,9% de la producción y 5,7% del empleo durante el año previo a su liquidación.

El conjunto de datos finalmente utilizado corresponde a un panel desbalanceado, con 122.118 observaciones correspondientes a 14.806 plantas productivas, durante 25 años. Solamente 861 plantas sobreviven desde 1977, hasta 2001. Para cada observación hay información disponible acerca del subsector al que pertenece, su ubicación geográfica, su estatus de permanencia (su elección de permanecer o salir), su edad y las decisiones sobre insumos y producto. El anexo A presenta el detalle del proceso de construcción de la base de datos utilizada en este estudio.

## II. Estimación de la productividad

En vista de que la productividad total de los factores (PTF) no se puede observar directamente, se han desarrollado diferentes métodos para estimar el nivel de productividad implícito de cada establecimiento a partir de datos observables de insumos y producto. Los enfoques utilizados para estimar la PTF como residuo de la función de producción difieren en la metodología y, potencialmente, en los resultados. En su forma más simple, la función de producción puede estimarse con mínimos cuadrados ordinarios (MCO) o con un panel con efectos fijos. Dado que al nivel del establecimiento es lógico esperar que las elecciones de insumos estén correlacionadas con la productividad no observada, los resultados de la estimación por MCO tienen un sesgo de simultaneidad. Esto puede corregirse utilizando

Cuadro 2. Entrada y salida de establecimientos en el sector manufacturero colombiano.

Año	Entrada de establecimientos				Salida de establecimientos				Productividad laboral real relativa a la de las incumbentes
	Tasa de entrada	Participación de las plantas entrantes en el producto	Producto relativo al de las incumbentes	Empleo relativo al de las incumbentes	Productividad laboral real relativa a la de las incumbentes	Tasa de salida	Participación de las plantas salientes en el producto	Producto relativo al de las incumbentes	
1978	10,60	2,93	3,14	5,92	53,03	10,74	3,56	3,81	6,09
1979	10,64	3,06	3,33	5,42	61,43	11,46	4,98	5,41	6,08
1980	11,13	4,83	5,33	6,48	82,30	11,35	4,61	5,10	7,69
1981	10,43	4,17	4,48	6,58	68,09	9,40	2,92	3,14	5,37
1982	11,90	4,15	4,45	6,67	66,80	10,28	2,77	2,98	5,88
1983	11,01	3,71	3,97	6,00	66,12	10,28	2,80	2,99	5,66
1984	9,52	2,52	2,67	5,28	50,57	8,43	2,89	3,06	4,78
1985	11,28	2,79	3,03	5,18	58,45	8,25	5,15	5,59	4,64
1986	10,97	4,07	4,36	6,19	70,37	6,92	2,54	2,72	4,52
1987	10,58	3,03	3,24	5,57	58,24	7,60	3,44	3,67	4,87
1988	9,39	3,85	4,18	5,28	79,16	8,02	3,94	4,27	4,44
1989	9,39	3,86	4,09	4,95	82,65	6,98	1,81	1,92	3,29
1990	5,52	1,73	1,81	2,89	62,74	8,81	2,88	3,02	4,64
1991	9,81	4,01	4,55	4,58	99,24	11,09	7,67	8,69	10,46
1992	21,80	12,61	15,02	15,83	94,87	7,39	3,40	4,04	5,85
1993	8,19	4,83	5,32	6,45	82,50	8,53	4,32	4,75	5,38
1994	8,38	5,57	6,13	6,01	102,13	9,89	3,64	4,01	58,08
1995	10,22	5,49	6,00	7,28	82,39	8,39	2,97	3,25	5,35
1996	8,91	4,16	4,47	5,54	80,66	10,03	2,79	3,00	6,11
1997	7,91	4,09	4,38	6,13	71,33	11,33	2,56	2,74	4,82
1998	6,10	2,77	2,95	3,59	82,05	11,74	3,35	3,57	5,65
1999	6,18	3,17	3,44	4,25	81,02	10,46	4,72	5,13	6,15
2000	5,31	3,30	3,51	4,05	86,69	10,53	2,88	3,07	4,65

Notas:

- (1) La entrada denota las plantas que entran entre el año previo ( $t-1$ ) y el año corriente ( $t$ ); la salida se presenta entre el año corriente ( $t$ ) y el año siguiente ( $t+1$ ).  
 (2) El producto corresponde al valor de la producción total de la firma en millones de pesos. La productividad laboral se mide como el valor de la producción real, dividido por el número de empleados.

Fuente: Encuesta Anual Manufacturera (EAM) del DANE y cálculos de los autores.

variables instrumentales en la estimación, pero en el caso de datos al nivel de establecimiento, los instrumentos válidos son escasos. Como una alternativa a las variables instrumentales, la literatura reciente ha propuesto técnicas de estimación semiparamétricas que dependen directamente de las decisiones observables de la firma sobre insumos y nivel de producción. El procedimiento utilizado en este trabajo sigue la metodología propuesta por Olley y Pakes (1996) y por Levinsohn y Petrin (2003) (en adelante LP), para estimar los coeficientes de la función de producción y, posteriormente, la serie implícita de PTF. A continuación se describe brevemente la metodología utilizada. A modo de comparación, también se presentan los resultados de métodos de estimación alternativos.

Se asume que la industria produce un bien homogéneo utilizando una tecnología Cobb-Douglas, y que los factores que generan diferencias en la rentabilidad de los establecimientos son diferencias en eficiencia neutrales de Hicks. Cada establecimiento toma sus decisiones para maximizar el valor esperado de sus ganancias, que dependen del *stock* de capital, su productividad, los precios y los insumos que utiliza. La forma logarítmica de la función de producción utilizada es la siguiente:

$$y_t = \beta_0 + \beta_k k_t + \beta_{lc} lc_t + \beta_{l.nc} l.nc_t + \beta_e e_t + \beta_m m_t + u_t \quad (1)$$

$$u_t = \omega_t + \varepsilon_t$$

donde  $y_t$  denota el logaritmo del producto,  $k_t$  representa el logaritmo del capital,  $lc_t$  es el logaritmo del número de empleados calificados (personal administrativo y de ventas),  $l.nc_t$  es el logaritmo del número de empleados no calificados (personal de producción),  $e_t$  es el logaritmo del consumo de energía eléctrica, y  $m_t$  denota el logaritmo del consumo de insumos intermedios. El error  $u_t$  está dado por la diferencia entre el nivel de producción estimado y el nivel efectivamente observado. Este término está compuesto por el índice de productividad no observada  $\omega_t$  y por un error  $\varepsilon_t$  de media cero, que representa errores de medición o choques de productividad no anticipados.

Al resolver el problema de maximización intertemporal de beneficios de la planta, se obtienen las funciones de demanda por inversión y por insumos intermedios, como función de la productividad no observa-

da<sup>6</sup>. Esta aproximación permite usar cualquiera de estas funciones de demanda como proxy para  $\omega_t$  en la función de producción de la planta. Siguiendo a Levinsohn y Petrin (2003), en este trabajo se utiliza la función de demanda por insumos intermedios:

$$m_t = m_t(\omega_t, k_t)^7. \quad (2)$$

Para valores positivos de insumos, la función de demanda puede invertirse y tomar la forma:

$$\omega_t = g_t(m_t, k_t)$$

y

$$y_t = \beta_0 + \beta_k k_t + \beta_{lc} l c_t + \beta_{l.nc} l.nc_t + \beta_e e_t + \beta_m m_t + g_t(m_t, k_t) + \varepsilon_t \quad (3)$$

La intuición detrás de la función de demanda por insumos y su forma inversa, ecuaciones (2) y (3), es la siguiente. Considere una planta con una alta productividad. Si la planta es precio-aceptante, un mayor nivel de productividad implica un mayor producto marginal del capital. Como consecuencia, la planta aumenta su producción hasta que el producto marginal del capital se reduce al nivel en que es igual a su tasa de retorno. Para aumentar su producción, la planta debe aumentar el consumo de todos los insumos, incluyendo los materiales intermedios, por lo que una alta utilización de insumos intermedios es un indicador de la alta productividad de la planta.

Si la forma funcional de  $g_t$  se conociera, los coeficientes podrían estimarse usando MCO. Como no se conoce, es necesario realizar la estimación en dos etapas. En el primer paso se derivan estimadores consistentes de los coeficientes de los insumos variables a partir del modelo lineal descrito por la ecuación (3). Inicialmente, se estima el

<sup>6</sup> Para mayores detalles sobre el problema dinámico de maximización del establecimiento, véanse Olley y Pakes (1996), y Levinsohn y Petrin (2003).

<sup>7</sup> La principal ventaja empírica de usar la demanda por insumos como proxy de la productividad en lugar de utilizar la inversión, consiste en que la mayoría de las plantas consume cantidades positivas de insumos, mientras un alto porcentaje de las plantas incluidas en la muestra no tiene niveles de inversión estrictamente positivos.

valor esperado condicionado de  $E(y_t | k_t, m_t)$ ,  $E(lc_t | k_t, m_t)$ ,  $E(l.nc_t | k_t, m_t)$  y  $E(e_t | k_t, m_t)$ . Sustrayendo los niveles esperados de producto e insumos variables de la ecuación 3 se obtiene:

$$y_t - E(y_t | k_t, m_t) = \beta_{lc} [lc_t - E(lc_t | k_t, m_t)] + \beta_{l.nc} [l.nc_t - E(l.nc_t | k_t, m_t)] + \beta_e [e_t - E(e_t | k_t, m_t)] + \varepsilon_t \quad (4)$$

Estimando la ecuación (4) por MCO, se obtienen estimadores consistentes para  $\beta_{lc}$ ,  $\beta_{l.nc}$  y  $\beta_e$ <sup>8</sup>.

En la segunda etapa se sustituyen los coeficientes de los insumos variables estimados en la función de producción:

$$y_t - \hat{\beta}_{lc} lc_t - \hat{\beta}_{l.nc} l.nc_t - \hat{\beta}_e e_t - \beta_k k_t - \beta_m m_t - E(\omega_t | \omega_{t-1}) = \xi_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

suponiendo que  $\omega_t$  evoluciona de acuerdo con un proceso Markov de primer orden,  $\omega_t = E(\omega_t | \omega_{t-1}) + \xi_t$ , con una innovación  $\xi_t$  de media cero. El componente de las expectativas condicionadas  $E(\omega_t | \omega_{t-1})$ , que es igual a  $E(\omega_t + \varepsilon_t | \omega_{t-1})$ , puede aproximarse por:

$$\begin{aligned} \omega_t + \varepsilon_t &= y_t - \hat{\beta}_{lc} lc_t - \hat{\beta}_{l.nc} l.nc_t - \hat{\beta}_e e_t - \beta_k k_t - \beta_m m_t \\ \text{y} \quad \omega_{t-1} &= \hat{\phi}_{t-1}(m_{t-1}, k_{t-1}) - \beta_k k_{t-1} - \beta_m m_{t-1}^9. \end{aligned} \quad (6)$$

La función  $\hat{\phi}_{t-1}(m_{t-1}, k_{t-1})$  es igual a  $E[y_{t-1} - \hat{\beta}_{lc} lc_{t-1} - \hat{\beta}_{l.nc} l.nc_{t-1} - \hat{\beta}_e e_{t-1} | k_{t-1}, m_{t-1}]$ . Esta función se estima en la primera etapa por separado para los períodos 1977-1991 y 1992-2001, para tener en cuenta los cambios introducidos a la serie de capital en 1992 por cuenta de cambios metodológicos de la EAM, y para incorporar los cambios estructurales de la economía que pudieron haber afectado el desempeño del sector manufacturero.

<sup>8</sup> Para estimar  $\beta_{lc}$ ,  $\beta_{l.nc}$  y  $\beta_e$  se pueden emplear varios estimadores semiparamétricos alternativos.

<sup>9</sup>  $E(\omega_t | \omega_{t-1})$  puede estimarse mediante de la regresión de  $\omega_t + \varepsilon_t$  en  $\omega_{t-1}$ .

Finalmente, la ecuación (5) se estima utilizando el método generalizado de momentos (MGM), utilizando como condiciones  $E(\xi_t + \varepsilon_t | k_t) = 0$  y  $E(\xi_t + \varepsilon_t | m_{t-1}) = 0$ . Estas condiciones sobre los momentos suponen que  $\xi_t$  es independiente de las variables conocidas al inicio de cada período, incluyendo el *stock* de capital,  $k_t$ , y la cantidad de insumos intermedios utilizados en el período anterior,  $m_{t-1}$ <sup>10</sup>. Los estimadores de  $\beta = (\beta_k, \beta_m)$  se obtienen minimizando la función  $Q(\hat{\beta})$  del MGM:

$$Q(\hat{\beta}) = \min_{\hat{\beta}} [\xi(\hat{\beta}) + \varepsilon(\hat{\beta})]' Z (Z' \Sigma Z)^{-1} Z' [\xi(\hat{\beta}) + \varepsilon(\hat{\beta})] \quad (7)$$

donde los vectores de error,  $\xi(\hat{\beta})$  y  $\varepsilon(\hat{\beta})$ , están agrupados por establecimiento y año para el período entre el segundo y el último año en que existe información para ese establecimiento en la base de datos;  $Z$  denota la matriz de instrumentos que incluye los valores rezagados de los insumos y el valor corriente del capital, y  $\Sigma$  es la matriz de varianza-covarianza estimada de  $[\xi(\hat{\beta}) + \varepsilon(\hat{\beta})]$ .

### III. Resultados de la estimación

Dado que el modelo teórico que sirve de base para la estimación está desarrollado para industrias de productos homogéneos, la estimación de la función de producción se realiza por sectores CIIU a tres dígitos. Esto permite analizar una muestra de productores lo más homogénea posible. La unidad de observación en una combinación planta-año. La variable utilizada para medir el producto de cada planta es el valor de la producción anual en millones de pesos<sup>11</sup>. Los insumos incluidos en la función de producción son el número total de empleados califi-

<sup>10</sup> Los valores iniciales de  $\beta_k$  y  $\beta_m$  se obtienen de la estimación de la función de producción por MCO, sustituyendo los estimadores consistentes de  $\beta_{lc}$ ,  $\beta_{lnc}$  y  $\beta_e$  encontrados en la primera etapa. Todas las expectativas condicionadas se estiman con mínimos cuadrados ponderados localmente (*locally weighted least squares*) durante toda la rutina de estimación. Levinsohn y Petrin (2003) contienen una descripción más detallada de este método de estimación.

<sup>11</sup> Siguiendo la literatura, en la estimación de la función de producción se utiliza una medida de valor de producción en lugar de una de valor agregado, pues el uso de la segunda medida supone que los insumos intermedios son separables de la producción total.

cados y no calificados de la planta, el consumo anual de energía medido en kilovatios, el consumo anual de materias primas medido en millones de pesos y el acervo total de capital medido en millones de pesos. La EAM solicita explícitamente a cada establecimiento un informe del valor de mercado de su capital, lo que permite construir una serie de capital para cada firma utilizando el método de inventario perpetuo o procedimientos similares. A partir de 1994 se sustraen los ajustes por inflación incluidos en el valor reportado del acervo de capital<sup>12</sup>. El anexo A contiene una definición más detallada de las variables individuales.

Todas las series reportadas en pesos corrientes se convierten a pesos constantes de 2003. Para deflactar la serie de capital se utiliza el índice de precios al productor (IPP) para la formación de bienes de capital. La serie de consumo de materias primas se deflacta con el IPP para consumo intermedio. El índice de precios al consumidor (IPC) se utiliza para deflactar los gastos en personal y los demás gastos operativos. Finalmente, la producción industrial se ajusta con un deflactor construido a partir del IPP para cada sector CIIU a 3 dígitos para el período 1990-2001, y con el IPP de la industria manufacturera para el período 1977-1989. El uso de índices de precio agregados para deflactar las observaciones al nivel de establecimiento presenta algunos inconvenientes. Ajustar el producto de cada planta con un deflactor común para todo el sector implica que las diferencias de precios que se presentan al interior de cada industria quedan incluidas en las medidas de productividad, por lo que resulta difícil cuantificar por separado las contribuciones de la demanda y de la eficiencia al producto de cada planta (*véanse Griliches et al., 1996*). Para solucionar este problema, Eslava *et al.* (2004) realizan un análisis para Colombia usando la información de precios y cantidades de la planta disponible para el período 1982-1998, un subconjunto

---

<sup>12</sup> Los cambios metodológicos introducidos a la EAM en 1992 y 1993 afectan la serie de capital de diferentes formas. A partir de 1994, los valores reportados por los establecimientos incluyen los ajustes por inflación, y la inversión corresponde a los valores contables en lugar de los valores efectivamente desembolsados. Dado que la EAM no incluye la diferencia entre el valor contable y el valor de mercado de las variables de capital, no es posible realizar los ajustes necesarios para el análisis empírico. Por tanto, a partir de 1994 no es factible aplicar el método de inventario perpetuo, pues los valores obtenidos con frecuencia son negativos.

de la muestra utilizada en este trabajo. Dado que en estos trabajos la metodología utilizada para estimar la productividad de cada planta y el período de muestra son diferentes, no es posible establecer el tamaño del sesgo introducido en las estimaciones de este trabajo por el uso de deflactores sectoriales.

El cuadro 3 presenta un resumen de estadísticas descriptivas de las variables utilizadas en la estimación, agregadas para cada sector CIIU a 2 dígitos. Los sectores más grandes en cuanto al número de plantas son alimentos, textiles y maquinaria. Los insumos empleados y el valor de la producción varían de modo significativo entre los diferentes sectores, justificando la división de la muestra en subgrupos durante la estimación de los coeficientes de la función de producción. El sector de alimentos, por ejemplo, continúa siendo uno de los sectores más grandes en términos de producción anual y de empleo, al igual que el sector de químicos que, sin embargo, exhibe una distribución del empleo menos asimétrica, con un promedio más alto de empleados por establecimiento. Los sectores difieren significativamente en su consumo de energía, desde aquellos intensivos en el consumo de energía, como metales básicos, hasta los intensivos en mano de obra, como textiles y cuero. En cuanto al consumo de materias primas, en general, la mediana se encuentra por debajo del consumo promedio, indicando la presencia de un gran número de plantas pequeñas que operan en sectores con pocas plantas grandes.

El cuadro 4 contiene los parámetros estimados siguiendo la metodología en dos etapas descrita previamente, y utiliza el consumo intermedio como *proxy* de la productividad no observada. Todos los coeficientes estimados con la metodología de LP son estadísticamente significativos, excepto el coeficiente del capital que no es significativo para los sectores de madera, productos de plástico y caucho, y maquinaria. La no significancia de estos coeficientes puede deberse a la variación artificial introducida a la serie de capital por los cambios metodológicos que ha sufrido la EAM desde 1992<sup>13</sup>.

---

<sup>13</sup> La primera etapa de la estimación permite un quiebre en 1992 de la contribución estimada del capital y los materiales al residuo de la función de producción, a fin de tener en cuenta el cambio estructural de la serie de capital. Es posible que esto no sea suficiente para aislar todas las fluctuaciones artificiales de la serie.

Cuadro 3. Decisiones de insumos y producto de los establecimientos, por sectores CIIU a 2 dígitos.

Variable	Alimentos	Textiles	Cuero	Madera	Papel	Químicos	Productos de plástico y caucho	Vidrio	Metales básicos	Maquinaria	Industria Manufac-turera
Empleo											
Promedio	98,67	98,66	76,30	49,65	89,13	123,50	82,92	105,88	176,60	80,64	92,54
Mediana	37,00	38,00	32,00	28,00	35,00	52,00	39,00	41,00	41,00	35,00	37,00
Desviación	199,81	244,14	133,66	78,39	182,69	190,38	142,40	179,99	558,59	142,46	197,00
Capital (millones de pesos de 2003)											
Promedio	3.201,63	1.321,43	573,25	757,90	3.438,10	4.476,67	2.096,33	5.237,97	13.071,02	1.277,30	2.430,05
Mediana	357,59	112,50	119,41	109,64	305,82	534,91	376,69	385,11	450,98	218,97	226,84
Desviación	17.239,67	11.139,31	2.026,68	4.981,19	20.283,32	18.775,76	8.113,13	25.021,21	73.071,28	5.257,88	16.507,53
Consumo de energía (miles de kilovatios)											
Promedio	1.202,52	683,05	273,48	255,12	1.902,48	2.295,66	1.108,98	3.569,54	15.230,24	412,25	1.324,54
Mediana	217,06	49,12	39,29	51,95	68,89	150,86	264,45	217,95	238,73	74,72	89,63
Desviación	4.063,00	4.681,60	919,95	1.441,99	12.164,40	10.075,31	3.033,85	13.403,93	68.260,52	1.302,39	10.842,81
Materias primas (millones de pesos de 2003)											
Promedio	8.119,08	1.894,81	1.770,34	777,67	3.949,94	8.813,14	3.183,32	2.044,38	9.188,45	3.276,18	3.979,76
Mediana	1.386,92	385,65	390,49	257,31	485,12	1.422,53	801,97	258,42	865,42	444,88	529,46
Desviación	19.332,16	8.108,48	5.236,88	2.845,91	12.785,20	25.184,77	8.417,14	5.195,48	19.451,01	23.953,80	16.748,07
Producto (millones de pesos de 2003)											
Promedio	13.823,97	4.007,10	2.796,96	1.902,77	8.799,60	20.223,69	6.274,30	10.390,20	19.983,27	5.875,00	8.166,56
Mediana	2.624,67	732,54	704,24	623,38	1.319,98	3.812,44	1.550,80	1.380,46	1.735,59	1.001,85	1.199,06
Desviación	34.070,65	19.358,92	7.492,94	7.232,03	26.575,90	50.998,92	18.689,12	27.994,37	50.126,89	33.871,30	30.202,65
Tamaño del sector											
Número de plantas	669	960	228	245	377	343	315	282	71	992	4.483

Nota: Todas las entradas corresponden a las medidas de producto, insumos y tamaño, promediadas para el período de muestra, 1977-2001.

Fuente: Encuesta Anual Manufacturera (EAM) del DANE y cálculos de los autores.

Cuadro 4. Resultados de las estimaciones de la función de producción con métodos alternativos (errores estándar en paréntesis).

Variable	LP	MCO	EF	Particip.	LP	MCO	EF	Particip.
<b>Alimentos</b>					<b>Textiles</b>			
Trabajo calificado	0,141 (0,003)	0,223 (0,005)	0,187 (0,005)	0,042	0,156 (0,005)	0,255 (0,004)	0,212 (0,005)	0,052
Trabajo no calificado	0,063 (0,002)	0,050 (0,004)	0,097 (0,004)	0,053	0,115 (0,004)	0,245 (0,004)	0,129 (0,004)	0,144
Energía	0,060 (0,002)	0,199 (0,004)	0,129 (0,004)	0,013	0,105 (0,003)	0,203 (0,003)	0,139 (0,004)	0,025
Materias primas	0,394 (0,019)	0,445 (0,003)	0,398 (0,003)	0,745	0,306 (0,023)	0,262 (0,002)	0,289 (0,003)	0,517
Capital	0,165 (0,024)	0,129 (0,004)	0,079 (0,004)	0,147	0,116 (0,029)	0,088 (0,003)	0,085 (0,003)	0,262
<i>Dummy</i>	-0,206 (0,009)	-0,108 (0,008)			0,148 (0,007)	0,104 (0,007)		
Obs.	16.748				24.008			
<b>Cuero</b>					<b>Madera</b>			
Trabajo calificado	0,185 (0,006)	0,284 (0,007)	0,152 (0,007)	0,052	0,172 (0,007)	0,168 (0,008)	0,212 (0,009)	0,095
Trabajo no calificado	0,076 (0,005)	0,106 (0,006)	0,079 (0,007)	0,142	0,095 (0,006)	0,150 (0,007)	0,120 (0,008)	0,194
Energía	0,036 (0,004)	0,092 (0,005)	0,083 (0,006)	0,014	0,078 (0,005)	0,122 (0,005)	0,091 (0,006)	0,020
Materias primas	0,484 (0,025)	0,481 (0,005)	0,586 (0,006)	0,652	0,521 (0,073)	0,527 (0,005)	0,492 (0,007)	0,472
Capital	0,085 (0,021)	0,072 (0,004)	0,062 (0,005)	0,141	0,036 (0,045)	0,075 (0,004)	0,059 (0,005)	0,219
<i>Dummy</i>	0,043 (0,053)	0,006 (0,010)			-0,057 (0,010)	-0,024 (0,011)		
Obs.	5.692				6.132			
<b>Papel</b>					<b>Químicos</b>			
Trabajo calificado	0,149 (0,006)	0,205 (0,009)	0,202 (0,007)	0,069	0,104 (0,006)	0,139 (0,007)	0,193 (0,008)	0,084
Trabajo no calificado	0,196 (0,004)	0,317 (0,006)	0,103 (0,005)	0,092	0,158 (0,004)	0,183 (0,005)	0,066 (0,006)	0,071
Energía	0,030 (0,003)	0,157 (0,005)	0,086 (0,004)	0,025	0,045 (0,004)	0,098 (0,005)	0,132 (0,006)	0,022

(Continúa...)

Cuadro 4. Resultados de las estimaciones de la función de producción con métodos alternativos (errores estándar en paréntesis)  
(...Continuación).

Variable	LP	MCO	EF	Particip.	LP	MCO	EF	Particip.
Materias primas	0,228 (0,017)	0,235 (0,004)	0,438 (0,005)	0,543	0,464 (0,059)	0,463 (0,004)	0,437 (0,006)	0,637
Capital	0,149 (0,028)	0,173 (0,005)	0,055 (0,004)	0,272	0,175 (0,043)	0,163 (0,005)	0,069 (0,005)	0,186
Dummy						-0,116 (0,012)	0,047 (0,012)	
Obs.				9.436				8.564
<b>Productos de caucho y plástico</b>								
Trabajo calificado	0,140 (0,006)	0,186 (0,007)	0,205 (0,008)	0,045	0,315 (0,008)	0,345 (0,012)	0,433 (0,012)	0,049
Trabajo no calificado	0,113 (0,005)	0,140 (0,006)	0,103 (0,006)	0,086	0,076 (0,007)	0,204 (0,009)	0,101 (0,008)	0,122
Energía	0,048 (0,004)	0,078 (0,004)	0,111 (0,005)	0,033	0,197 (0,005)	0,237 (0,006)	0,267 (0,008)	0,055
Materias primas	0,554 (0,046)	0,568 (0,005)	0,489 (0,006)	0,575	0,159 (0,031)	0,129 (0,003)	0,053 (0,003)	0,256
Capital	0,032 (0,031)	0,082 (0,004)	0,047 (0,005)	0,260	0,220 (0,042)	0,180 (0,006)	0,043 (0,006)	0,518
Dummy						0,015 (0,016)	0,052 (0,013)	
Obs.				7.884				7.051
<b>Metales básicos</b>								
Trabajo calificado	0,099 (0,014)	-0,012 (0,017)	0,176 (0,020)	0,047	0,141 (0,003)	0,183 (0,004)	0,189 (0,005)	0,055
Trabajo no calificado	0,112 (0,011)	0,248 (0,013)	0,119 (0,016)	0,091	0,125 (0,003)	0,144 (0,003)	0,092 (0,004)	0,104
Energía	0,064 (0,008)	0,149 (0,010)	0,123 (0,014)	0,045	0,060 (0,002)	0,083 (0,002)	0,072 (0,003)	0,013
Materias primas	0,475 (0,138)	0,484 (0,008)	0,461 (0,010)	0,371	0,537 (0,018)	0,578 (0,002)	0,547 (0,003)	0,655
Capital	0,113 (0,077)	0,136 (0,009)	0,055 (0,011)	0,447	0,026 (0,026)	0,073 (0,002)	0,047 (0,004)	0,167
Dummy						0,153 (0,007)	0,187 (0,005)	
Obs.				1.778				24.809

Fuente: Encuesta Anual Manufacturera (EAM) del DANE y cálculos de los autores.

La elasticidad parcial de la producción industrial respecto a cada uno de los factores productivos varía significativamente entre sectores. En promedio, la elasticidad del producto con respecto al trabajo cali-

ficado es 0,16, con respecto al trabajo no calificado es 0,11, con respecto al consumo de energía es 0,08, con respecto a las materias primas es 0,41, y con respecto al capital es 0,11. En comparación con la participación del capital en los costos totales de producción, que se presentan en el cuadro 4<sup>14</sup>, los coeficientes estimados para el capital son bajos. Sin embargo, están en línea con las estimaciones realizadas por Fernandes (2003), quien estudia la productividad de la industria colombiana para el período 1977-1991. Similar a lo expuesto en este trabajo, esta autora encuentra que los coeficientes correspondientes al capital varían entre 0,03 y 0,11 si se estiman por MCO, y entre 0,01 y 0,13 cuando se estiman siguiendo la metodología de LP. La correlación entre las elasticidades estimadas y la participación del capital dentro del costo total es 0,42, cifra consistente con el hecho de que la participación del capital incluye rentas que no son capturadas por las estimaciones. La mayor variación entre sectores se presenta en las elasticidades correspondientes al consumo de materias primas, cuando esta variación se mide con la desviación estándar normalizada por la media de las elasticidades obtenidas para cada sector.

Para justificar el uso del consumo de materias primas como proxy de la productividad no observada  $\omega$ , se verifica que la serie de productividad estimada,  $\hat{\omega}$ , satisface las propiedades implícitas en el modelo económico. En particular, se verifica que la función de producción que se obtiene del problema intertemporal de maximización de beneficios sea una función monótona en la que, para un nivel dado de capital, la productividad es creciente en el consumo de materias primas. La relación empírica entre la  $\omega$  del establecimiento y el consumo de materias primas satisface esta condición a lo largo de los sectores. En nueve de los diez sectores, una regresión de  $\hat{\omega}$  contra  $m$  y  $k$  indica que, controlando por el acervo de capital de cada estableci-

---

<sup>14</sup> La participación de los insumos que se muestran en el cuadro 4 representa la participación promedio de cada uno dentro del costo total de producción para el período 1981-1993, dado que el DANE sólo recolectó información sobre el gasto en energía (contrario a la energía consumida en kilovatios) para este subperíodo. Por tanto, esta participación puede no reflejar acertadamente el promedio de la totalidad de la muestra.

miento, en promedio existe una relación positiva entre la productividad y el consumo de materias primas, lo cual valida el uso de las materias primas como *proxy*<sup>15, 16</sup>.

Adicionalmente, el cuadro 4 presenta una comparación entre los coeficientes de la función de producción obtenidos a partir de una función semiparamétrica, y los coeficientes obtenidos por métodos de estimación alternativos. Se presentan los estimadores obtenidos para cada sector utilizando mínimos cuadrados ordinarios y efectos fijos del establecimiento. En las dos regresiones se incluye una *dummy* para controlar por el cambio estructural de la serie de capital a partir de 1992. Los resultados permiten investigar en qué medida la simultaneidad existente entre las elecciones de insumos de las plantas afectan la estimación de los parámetros de la función de producción bajo los métodos tradicionales. Los sesgos de simultaneidad pueden presentarse si las elecciones de insumos de los establecimientos responden a choques no observados de productividad. Andrews y Marschak (1944) sugieren que los sesgos de simultaneidad pueden ser mayores para los insumos que pueden ajustarse rápidamente. Por tanto, en las estimaciones realizadas usando MCO, los coeficientes correspondientes a factores de producción variables pueden estar sesgados hacia arriba. En el caso del capital, un insumo quasi-fijo, si no existe una correlación con estos choques (o si la correlación es débil), los estimadores obtenidos por MCO pueden estar sesgados hacia abajo. Los coeficientes estimados son consistentes con esta idea. El coeficiente obtenido por MCO es mayor que el de la estimación semiparamétrica en ocho de los diez sectores para el trabajo calificado; en nueve de diez sectores para el trabajo no calificado, en los diez sectores para el consumo de energía, y en seis de los diez sectores para el consumo de materias primas. Por el contrario, el coeficiente correspondiente al capital obtenido por MCO es menor que el obtenido por LP para cinco de los diez sectores. Esto no es sorprendente dada la imprecisión en la estimación del coeficiente del capital de la metodología LP.

<sup>15</sup> La condición no se satisface para el sector de vidrios.

<sup>16</sup> Levinsohn y Petrin (2003) sugieren realizar otras pruebas para justificar el uso del consumo intermedio como *proxy* de la productividad.

Dados los estimadores de la función de producción, la productividad total de los factores puede calcularse así:

$$P\hat{T}F_{it} = \exp(y_{it} - \hat{\beta}_{lc}l_{c_{it}} - \hat{\beta}_{l,nc}l_{nc_{it}} - \hat{\beta}_e e_{it} - \hat{\beta}_m m_{it} - \hat{\beta}_k k_{it}) \quad (8)$$

La productividad anual de cada sector,  $P\hat{T}F_t$ , puede construirse como un promedio de la productividad estimada al nivel de establecimiento, ponderado por la producción. El cuadro 5 presenta el índice de la productividad del sector manufacturero que se deriva de la metodología de estimación de LP. La primera columna contiene el promedio ponderado anual de la productividad de la industria manufacturera, normalizado a uno en 1980. Esta normalización permite visualizar con mayor claridad la dinámica de la productividad respecto a un momento determinado.

Cuadro 5. Dinámica de la productividad del sector manufacturero.

Año	Productividad total de los factores				Productividad laboral
	Promedio ponderado por producción	Promedio simple	Mediana	Desviación estándar	
1977	1,175	0,404	0,154	0,874	0,997
1978	1,102	0,433	0,165	1,268	1,022
1979	1,031	0,476	0,175	1,189	0,995
1980	1,000	0,461	0,172	0,971	1,000
1981	1,054	0,477	0,166	2,503	1,012
1982	1,105	0,471	0,158	3,285	1,014
1983	1,013	0,456	0,173	1,086	1,077
1984	1,154	0,437	0,156	1,171	1,175
1985	1,175	0,449	0,156	1,249	1,302
1986	1,199	0,445	0,152	1,334	1,355
1987	1,324	0,464	0,138	3,553	1,431
1988	1,262	0,445	0,142	1,703	1,530
1989	1,195	0,475	0,149	2,093	1,568
1990	1,162	0,514	0,152	2,960	1,567
1991	1,151	0,482	0,153	2,592	1,590
1992	1,387	0,387	0,123	1,042	1,373
1993	1,197	0,444	0,139	1,339	1,484
1994	1,197	0,439	0,146	1,113	1,563
1995	1,149	0,465	0,162	1,125	1,676
1996	1,145	0,479	0,160	1,224	1,762
1997	1,136	0,510	0,164	1,372	1,827
1998	1,170	0,521	0,160	1,616	1,871
1999	1,753	0,647	0,106	6,200	1,842
2000	1,854	0,670	0,104	6,731	2,051
2001	1,718	0,728	0,117	6,538	2,187

Nota: Los promedios ponderados de la PTF y la productividad laboral se normalizan a uno en 1980 a fin de facilitar las comparaciones. Representan un promedio entre sectores, ponderado por la producción.

Fuente: Encuesta Anual Manufacturera (EAM) del DANE y cálculos de los autores.

Durante los 23 años que forman el período de muestra, la productividad del sector manufacturero se ha mantenido relativamente estable. La serie exhibe una caída a principios de la década de 1980 respecto a 1977, que se reversa en la segunda mitad de esta década y a comienzos de la de 1990, período en que se ejecutaron las mayores reformas a la política comercial. Sin embargo, finalizando la década de 1990, la productividad retoma los niveles anteriores, posiblemente debido a la desaceleración de la economía durante este período. En los últimos tres años de la muestra, la productividad presenta un crecimiento significativo y alcanza los niveles máximos de todo el período muestral.

Este patrón describe el comportamiento tanto del promedio ponderado como el de la media simple de la serie de productividad, presentada en la segunda columna del cuadro 5. El promedio simple es menor que el ponderado para todos los años de la muestra, lo cual indica que la productividad de los establecimientos grandes es mayor. En general, la distribución de la productividad es altamente asimétrica. La mediana siempre inferior a la media, y la alta desviación estándar son un reflejo de esta asimetría. Los cambios en el promedio simple de la productividad reflejan principalmente el efecto del cambio tecnológico. Respecto a 1980, la caída en la productividad promedio es más acentuada que la del promedio ponderado, y durante el período de muestra el promedio simple no vuelve a alcanzar los niveles observados en 1977. El estancamiento de la productividad se explica en parte, entonces, por un deterioro en el ritmo de cambio tecnológico.

Finalmente, el cuadro 5 compara la evolución de la productividad total de los factores con la de la productividad laboral. La productividad laboral aumenta sostenidamente y de forma dramática durante todo el período de muestra. En 2001 alcanza un nivel 119% mayor que el de 1977. Una fracción importante del crecimiento de la productividad laboral se genera durante la desaceleración económica de la década de 1990, un período en el que el empleo se contrajo mientras que la producción se mantuvo constante o aumentó lentamente. La notoria diferencia con la serie de PTF sugiere una sustitución de mano de obra por otros factores productivos, que ha permitido que la producción industrial y la PTF se mantengan prácticamente constantes, mientras que la productividad laboral aumenta.

El quiebre de la medida de productividad por sectores CIIU a 2 dígitos revela diferencias importantes en la dinámica de las diferentes industrias. El gráfico 1 muestra las tasas de crecimiento de las series de productividad obtenidas a partir de los diferentes métodos de estimación presentados en el cuadro 4, y las tasas de crecimiento de la productividad laboral para cada sector. Este gráfico muestra las diferencias del crecimiento anual de la productividad entre sectores<sup>17</sup>. Las sendas de crecimiento derivadas de las estimaciones por MCO son bastante similares a las de las obtenidas con la metodología de LP. La correlación entre las dos series varía de 0,89 a 0,99 a través de los sectores. El rango de las correlaciones es similar cuando se comparan las series obtenidas a partir de los estimadores de efectos fijos y de LP. Por el contrario, la dinámica de la productividad laboral difiere significativamente de la de la PTF. El coeficiente de correlación entre las series de crecimiento de la productividad laboral y la PTF oscila entre 0,09 y 0,72<sup>18</sup>.

---

<sup>17</sup> La alta variación en los índices de productividad de algunos sectores generalmente con frecuencia son reflejo del comportamiento atípico de una sola planta grande, en un año específico. Esto es cierto, en particular, para los sectores de textiles y papel. Aunque esto puede deberse a errores en los valores reportados, se ha decidido mantener estas firmas en la base de datos, salvo en algunos casos específicos en los que los errores son completamente evidentes.

<sup>18</sup> Syverson (2004) y Eslava *et al.* (2004) señalan que cuando la estimación de la función de producción no permite tener en cuenta los posibles choques de demanda que inducen a cambios en la inversión o en la demanda por materias primas, las medidas de productividad pueden estar sesgadas. Estos choques pueden manifestarse en la forma de una alta dispersión en los residuos de productividad, aun en sectores homogéneos. Para medir con precisión el tamaño del posible sesgo generado por variaciones no explicadas de la demanda, se realiza una comparación de la dispersión de los residuos observados de sectores que varían en el grado de heterogeneidad de sus productos, usando el sector de alimentos, uno de los sectores CIIU a 2 dígitos menos homogéneos, como estudio de caso. Primero se estima la PTF de cada uno de los subsectores separadamente, y luego se compara la dispersión de los residuos de productividad de cada uno de ellos. En promedio, los sectores más heterogéneos exhiben un mayor grado de dispersión en la PTF que las industrias relativamente más homogéneas. Estas estadísticas de dispersión son más consistentes con distintos niveles de diferenciación de los productos, que con la presencia de variaciones de demanda específicas a los establecimientos, lo que disminuye la inquietud acerca de potenciales sesgos en las estimación. Los resultados de este ejercicio están disponibles por pedido a los autores.

Gráfico 1. Cambios en la productividad: métodos de estimación alternativos.

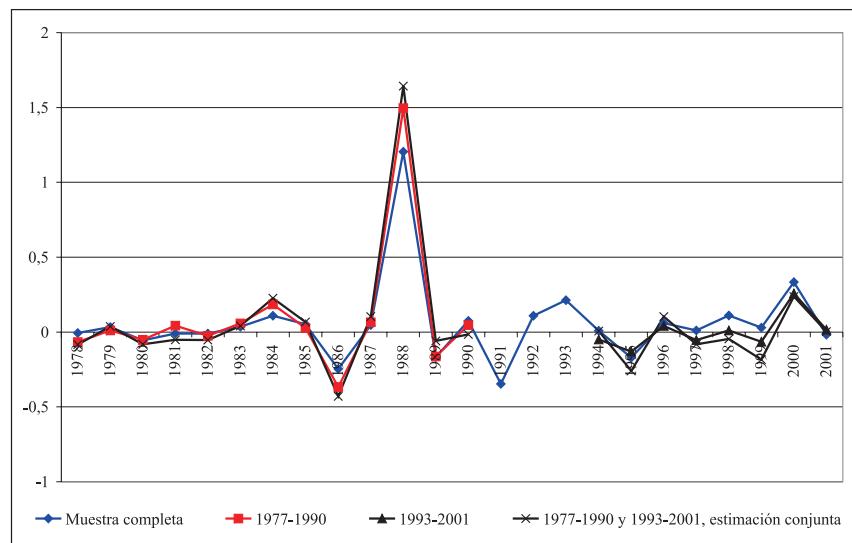


Fuente: Encuesta Anual Manufacturera (EAM) del DANE y cálculos de los autores.

Como puede observarse en el cuadro 1, el cambio en la metodología de identificación de los establecimientos de la EAM en 1992, genera un exceso de entrada y de salida de firmas en la muestra. Para determinar si las inconsistencias en los datos sesgan las estimaciones de productividad, se reestima la función de producción para diferentes subperiodos usando el sector de textiles como estudio de caso. Siguiendo la metodología de estimación en dos etapas que utiliza el

consumo de materias primas como *proxy* de la PTF, se obtienen los estimadores para tres períodos: el primero se extiende desde 1977 hasta 1991, el año previo al cambio en el sistema de identificación de los establecimientos. El segundo, representa el período para el que se utiliza el nuevo sistema de identificación, entre 1992 y 2001. Finalmente, el tercer modelo incluye las observaciones de los dos períodos anteriores. En este caso se excluyeron de la muestra los años 1991 y 1992 y se controló el salto en el tiempo en la estimación, mediante la inclusión de una variable *dummy* igual a 1 en 1993. El gráfico 2 compara la PTF obtenida a partir de la estimación de estos tres modelos con la PTF obtenida originalmente utilizando la totalidad de los datos para el sector de textiles. Las series de productividad estimadas para los diferentes subperíodos son muy similares a la serie original, y los coeficientes de correlación entre ellas oscilan entre 0,9273 y 0,9958. Estos resultados sugieren que las inconsistencias en los datos en los años intermedios, 1991 y 1992, no introducen distorsiones significativas a las estimaciones.

Gráfico 2. Cambios en la productividad del sector de textiles: períodos de muestra alternativos, con la metodología de estimación de LP.



Fuente: Encuesta Anual Manufacturera (EAM) del DANE y cálculos de los autores.

Con el fin de entender las diferencias entre sectores en la dinámica de la productividad, se realiza una descomposición del cambio en la PTF

siguiendo la metodología propuesta por Foster, Haltiwanger y Krizan (2001) para establecer en qué medida contribuyen a este cambio los establecimientos entrantes, salientes y de los que continúan activos:

$$\begin{aligned}\Delta \hat{PTF}_t = & \sum_{i \in \text{Cont}} \theta_{i,t-1} \Delta \hat{PTF}_{it} + \sum_{i \in \text{Cont}} \Delta \theta_{it} (\hat{PTF}_{i,t-1} - \hat{PTF}_{t-1}) + \sum_{i \in \text{Cont}} \Delta \theta_{it} \Delta \hat{PTF}_{it} \\ & + \sum_{i \in \text{Ent}} \theta_{it} (\hat{PTF}_{i,t} - \hat{PTF}_{t-1}) + \sum_{i \in \text{Sal}} \theta_{i,t-1} (\hat{PTF}_{i,t-1} - \hat{PTF}_{t-1})\end{aligned}\quad (9)$$

El primer término mide la contribución del cambio al interior de cada planta al cambio en la productividad total, ponderado por la participación del establecimiento en la producción total del período anterior,  $\theta_{i,t-1}$ . El segundo componente captura los cambios en las participaciones de los establecimientos en la producción total, ponderados por la desviación de la productividad de cada planta de la productividad de la industria. Una mayor participación de una planta en la producción total sólo contribuirá a aumentar la productividad de la industria si esa planta es más productiva que el promedio. El tercer término mide la covarianza entre los cambios en la participación en la producción y en la productividad de cada establecimiento. Los últimos dos componentes de la descomposición representan el aporte al cambio en la productividad de las firmas entrantes y salientes.

El cuadro 6 contiene los resultados de esta descomposición para la industria manufacturera como un todo y para los diferentes sectores a 2 dígitos, dividida en tres subperíodos. Los tres períodos corresponden al régimen de alta protección arancelaria entre 1977 y 1984, seguido de un período prolongado de liberalización comercial entre 1985 y 1995 y, finalmente, un período en el que hay una reversión parcial de esta liberalización entre 1996 y 2001. El período inicial se caracteriza por crecimientos anuales negativos, o positivos pero muy pequeños para todos los sectores, con excepción del sector de químicos, el único sector que presenta un crecimiento sostenido en su productividad a lo largo de este subperíodo de la muestra. El período de liberalización se asocia, en general, con tasas de crecimiento positivas, en particular para los sectores de químicos, metales básicos y maquinaria. Finalmente, en el período más reciente la dinámica varía entre sectores. Las industrias de químicos, alimentos y maquinaria experi-

mentan una nueva caída en las tasas de crecimiento de la productividad; los dos últimos alcanzan niveles negativos de crecimiento. La tendencia, sin embargo, es diferente para todos los demás sectores, que experimentan un aumento en las tasas anuales de crecimiento de la productividad. En promedio, durante todo el período de muestra, los sectores de textiles, papel, químicos, vidrio y metales básicos exhiben altas tasas de crecimiento, mientras que la productividad de los sectores de alimentos y maquinaria se contrae sostenidamente.

Cuadro 6. Descomposición del crecimiento de la Productividad Total de los Factores, 1977-2001.

Sector	Período	Tasa de crecimiento anual (%)	Descomposición					Total permanentes	Entrada neta
			Interior a las plantas	Entre plantas	Covarianza	Entrada	Salida		
Industria manufacturera	1977 - 1984	-1,017	-2,216	-2,508	3,462	-0,468	-0,713	-1,262	0,245
	1985 - 1995	0,751	-0,893	-2,682	3,389	1,882	0,946	-0,185	0,936
	1996 - 2001	11,167	-2,388	-0,319	3,698	9,644	-0,531	0,991	10,175
	Promedio	3,634	-1,832	-1,836	3,517	3,686	-0,099	-0,152	3,785
31 Alimentos	1977 - 1984	-1,110	-2,971	-3,435	5,222	-0,565	-0,638	-1,183	0,073
	1985 - 1995	1,388	-2,980	-2,063	5,170	1,195	-0,066	0,128	1,260
	1996 - 2001	-0,472	-2,192	-1,899	4,928	0,513	1,821	0,837	-1,308
	Promedio	-0,065	-2,714	-2,466	5,107	0,381	0,373	-0,073	0,008
32 Textiles	1977 - 1984	1,135	0,495	-0,730	1,812	-1,474	-1,032	1,576	-0,442
	1985 - 1995	0,836	0,548	-1,259	1,690	4,689	4,832	0,980	-0,144
	1996 - 2001	11,395	5,689	-0,357	4,176	0,082	-1,805	9,508	1,887
	Promedio	4,455	2,244	-0,782	2,559	1,099	0,665	4,021	0,434
33 Madera	1977 - 1984	-3,610	-2,217	-0,383	1,730	-1,787	0,953	-0,870	-2,740
	1985 - 1995	1,598	-1,069	-2,180	3,544	1,804	0,501	0,295	1,303
	1996 - 2001	4,525	1,258	-1,001	3,368	-0,958	-1,858	3,624	0,900
	Promedio	0,837	-0,676	-1,188	2,881	-0,313	-0,134	1,016	-0,179
34 Papel	1977 - 1984	-1,063	-1,076	-1,855	1,488	-0,175	-0,555	-1,443	0,380
	1985 - 1995	1,219	0,666	-1,730	1,818	0,697	0,232	0,755	0,465
	1996 - 2001	11,253	-3,216	-1,664	2,795	12,359	-0,979	-2,085	13,338
	Promedio	3,803	-1,209	-1,750	2,034	4,294	-0,434	-0,925	4,728
35 Químicos	1977 - 1984	15,301	-5,215	-2,211	23,364	-1,057	-0,420	15,938	-0,637
	1985 - 1995	21,191	-6,029	0,018	29,765	-0,846	1,717	23,754	-2,563
	1996 - 2001	0,912	-2,075	-0,471	3,088	0,041	-0,329	0,542	0,370
	Promedio	12,468	-4,440	-0,888	18,739	-0,621	0,323	13,411	-0,943
36 Vidrio	1977 - 1984	1,730	0,638	-1,593	3,013	-0,413	-0,085	2,058	-0,327
	1985 - 1995	2,461	0,225	-1,916	3,388	0,721	-0,043	1,697	0,764
	1996 - 2001	3,125	-1,120	-1,333	4,807	0,465	-0,305	2,355	0,770
	Promedio	2,439	-0,085	-1,614	3,736	0,258	-0,144	2,036	0,402
37 Metales básicos	1977 - 1984	-0,259	-2,018	-1,986	3,597	-0,625	-0,774	-0,408	0,149
	1985 - 1995	9,274	3,508	-1,815	5,224	0,988	-1,368	6,918	2,356
	1996 - 2001	9,160	1,818	0,414	7,104	-0,998	-0,822	9,336	-0,176
	Promedio	6,058	1,103	-1,129	5,308	-0,212	-0,988	5,282	0,776

(Continúa...)

Cuadro 6. Descomposición del crecimiento de la Productividad Total de los Factores, 1977-2001. (...Continuación).

Sector	Período	Tasa de crecimiento anual (%)	Descomposición					Total permanentes	Entrada neta
			Interior a las plantas	Entre plantas	Covarianza	Entrada	Salida		
38 Maquinaria	1977 - 1984	-3,735	-7,611	-6,221	9,831	-0,457	-0,723	-4,001	0,266
	1985 - 1995	3,071	0,847	-1,429	3,466	-0,413	-0,600	2,884	0,187
	1996 - 2001	-0,182	-2,989	-2,036	5,495	-0,932	-0,280	0,470	-0,652
	Promedio	-0,282	-3,251	-3,229	6,264	-0,601	-0,534	-0,216	-0,066

Nota: Las medidas de productividad agregada por sectores a dos dígitos excluyen los sectores a tres dígitos para los que no hay estimaciones debido a problemas de datos (313 - Bebidas, 314 - Tabaco, 353 - Refinerías de petróleo, y 354 - Derivados del petróleo).

Fuente: Encuesta Anual Manufacturera (EAM) del DANE y cálculos de los autores.

La descomposición de la productividad indica que, a nivel agregado, la evolución de la PTF se explica principalmente por una caída continua en la productividad interna de las firmas que permanecen activas, lo que indica un pobre progreso tecnológico en cada establecimiento. Los dos primeros componentes del cambio en la productividad son negativos para el sector manufacturero agregado. Por el contrario, la covarianza entre los cambios en participación en el producto total y cambios en la productividad es positiva, lo que indica que la caída en la productividad interna de los establecimientos se ha contrarrestado con una relocalización de los recursos y de la producción hacia plantas más productivas. En relación con la contribución de los establecimientos que permanecen en la industria, el aporte de los entrantes y de los salientes es bastante significativo, en particular durante los períodos inicial y final, en donde la política comercial es más estricta.

#### IV. Impacto de la política comercial sobre la productividad

##### A. Protección por medio de aranceles, 1979–2001

Hasta 1990, la política comercial colombiana estaba dirigida a proteger la economía local para promover el crecimiento económico mediante la sustitución de importaciones y de la diversificación de exportaciones. En particular, durante este período las cuotas de importaciones mantenían los precios domésticos en niveles elevados. Tanto el arancel implícito impuesto a las importaciones (en la forma de depósitos en el banco central de Colombia), como los niveles de

precios de los bienes altamente protegidos, tuvieron un pico al principio de la década de 1970, y, posteriormente, a mediados de la década de 1980. En un nivel agregado, la subsiguiente liberalización comercial de principios de 1990 redujo las restricciones a las importaciones a su nivel más bajo en 25 años.

La liberalización comercial, no obstante, no se aplicó uniformemente en todos los sectores manufactureros. El cuadro 7 presenta una comparación de las tasas arancelarias efectivamente pagadas por cada sector CIIU a 3 dígitos antes y después de la liberalización comercial de 1990, construidas a partir de la información del DANE del valor monetario de las importaciones y de los aranceles pagados en efecto entre 1980-2001. Con esta información puede verse que en promedio las tasas arancelarias se redujeron en 8,2 puntos porcentuales, del 16,1% en el período 1980-1989 al 7,9% en el período 1990-2001. Entre los sectores más protegidos en el período inicial están el sector de vidrios y el de maquinaria (códigos CIIU a 2 dígitos 36 y 38, respectivamente), en los que los aranceles excedían 25% para la mayoría de los subsectores. El sector de maquinaria experimenta una de las liberalizaciones más fuertes, con una caída en las tasas arancelarias del 58,8% en promedio.

El gráfico 3 muestra la misma serie de aranceles agregada por sectores CIIU a 2 dígitos. Este gráfico permite observar la drástica reducción de los aranceles a principios de la década de 1990. Además, enfatiza las diferencias entre sectores, y permite observar el retroceso que se ha presentado en años recientes en algunos sectores, en los que las tasas arancelarias efectivamente pagadas han aumentado nuevamente. En la mayoría de los casos, no obstante, los aranceles cierran en período en niveles inferiores a los que tuvieron antes de 1990.

## **B. Ejercicio**

Con el fin de entregar evidencia acerca de la medida en que la evolución de la protección a los diversos sectores de la competencia internacional ha contribuido a generar cambios sistemáticos en la productividad al interior de las diversas industrias y entre ellas, se relaciona la productividad estimada con medidas de política comercial. Este escenario es ideal para evaluar si la apertura comercial in-

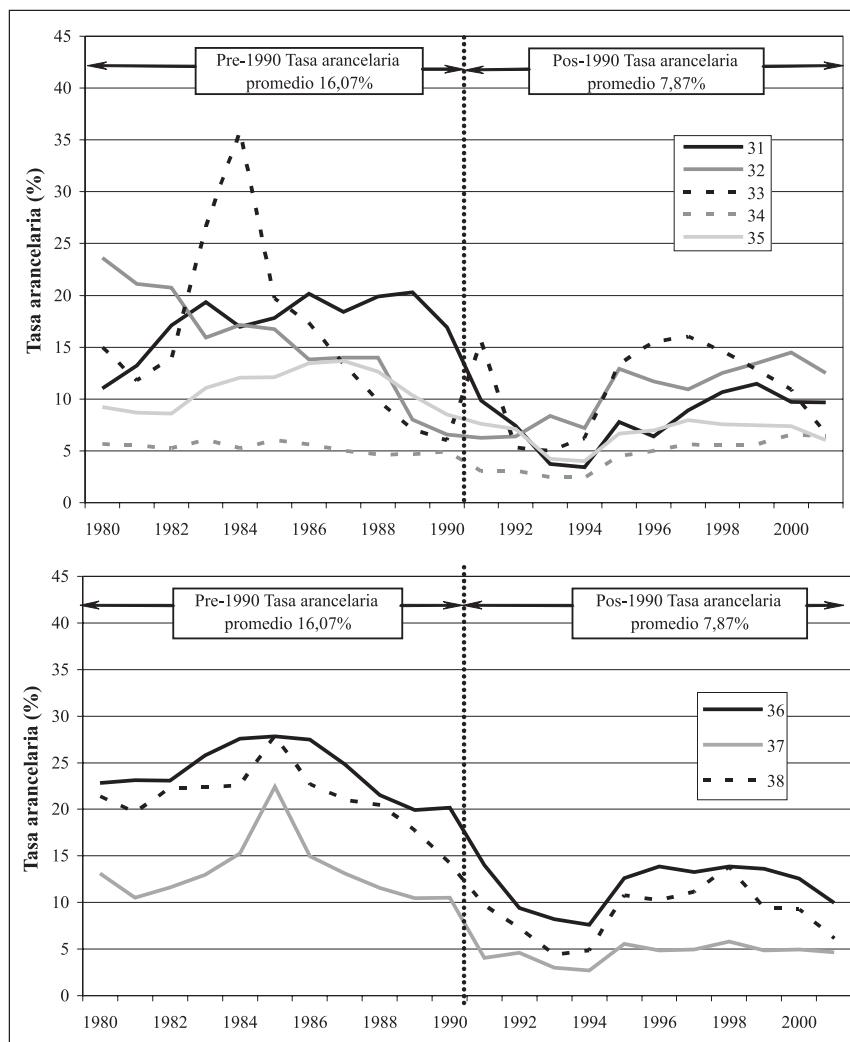
Cuadro 7. Aranceles efectivos promedio por sector CIU a 3 dígitos, 1980-1989 y 1990-2001 (%).

Sector CIU a 3 dígitos	1980-1989						1990-2001					
	Tasa arancelaria promedio			Desv. Std. de la devaluación real promedio			Tasa arancelaria promedio			Desv. Std. de la devaluación real real		
	Desv. Std. de las tasas arancelarias	Desv. Std. de la devaluación real	Desv. Std. de la devaluación real acumulada	Desv. Std. de la devaluación real	Desv. Std. de las tasas arancelarias	Desv. Std. de la devaluación real	Desv. Std. de la devaluación real real					
311	16,16	4,07	4,38	7,53	50,03	8,70	3,59	-0,85	9,62	-13,48	-13,48	-13,48
312	18,60	3,51	4,38	7,53	50,03	10,16	4,11	-0,85	9,62	-13,48	-13,48	-13,48
313	30,13	8,76	4,38	7,53	50,03	9,02	4,81	-0,85	9,62	-13,48	-13,48	-13,48
314	7,14	2,48	4,38	7,53	50,03	5,23	3,95	-0,85	9,62	-13,48	-13,48	-13,48
321	21,30	3,87	7,38	7,38	56,38	10,00	2,10	1,46	10,15	13,79	13,79	13,79
322	6,88	7,54	4,79	7,38	56,38	14,35	8,85	1,46	10,15	13,79	13,79	13,79
323	8,83	5,46	4,79	7,38	56,38	9,70	6,96	1,46	10,15	13,79	13,79	13,79
324	13,93	16,42	4,79	7,38	56,38	17,47	7,58	1,46	10,15	13,79	13,79	13,79
331	15,61	9,98	3,65	9,79	37,57	8,29	3,89	2,23	9,64	25,06	25,06	25,06
332	28,32	14,59	3,65	9,79	37,57	16,02	4,95	2,23	9,64	25,06	25,06	25,06
341	6,35	0,90	7,93	7,51	110,15	4,72	1,54	1,37	9,05	13,58	13,58	13,58
342	2,27	0,49	7,93	7,51	110,15	3,89	1,76	1,37	9,05	13,58	13,58	13,58
351	11,95	1,26	6,23	7,60	79,05	4,62	1,34	0,96	8,75	8,37	8,37	8,37
352	17,94	2,26	6,23	7,60	79,05	9,48	2,37	0,96	8,75	8,37	8,37	8,37
353	1,65	1,00	6,23	7,60	79,05	5,11	4,29	0,96	8,75	8,37	8,37	8,37
354	20,36	3,72	6,23	7,60	79,05	10,04	4,33	0,96	8,75	8,37	8,37	8,37
355	22,32	3,62	6,23	7,60	79,05	15,57	8,32	0,96	8,75	8,37	8,37	8,37
356	38,76	4,93	6,23	7,60	79,05	15,66	3,76	0,96	8,75	8,37	8,37	8,37
361	24,96	3,10	5,53	8,52	66,64	15,29	2,36	-0,86	10,45	-14,32	-14,32	-14,32
362	26,35	2,65	5,53	8,52	66,64	12,27	4,90	-0,86	10,45	-14,32	-14,32	-14,32
369	22,75	3,84	5,53	8,52	66,64	12,18	2,83	-0,86	10,45	-14,32	-14,32	-14,32
371	14,87	3,87	5,39	7,74	65,11	5,76	2,44	2,99	5,44	40,64	40,64	40,64
372	9,57	2,00	5,39	7,74	65,11	3,02	0,83	2,99	5,44	40,64	40,64	40,64
381	31,23	4,98	6,04	7,69	75,79	11,53	4,47	1,69	7,05	19,69	19,69	19,69
382	14,54	2,91	6,04	7,69	75,79	7,68	3,92	1,69	7,05	19,69	19,69	19,69
383	25,13	3,95	6,04	7,69	75,79	9,62	4,15	1,69	7,05	19,69	19,69	19,69
384	27,57	3,72	6,04	7,69	75,79	11,26	4,46	1,69	7,05	19,69	19,69	19,69
385	21,40	2,80	6,04	7,69	75,79	7,99	2,63	1,69	7,05	19,69	19,69	19,69

Nota: Las tasas de arancel promedio para cada sector CIU a 3 dígitos están dadas por el valor de los aranceles efectivamente pagados, dividido entre el valor total de las importaciones.

Fuente: DANE y cálculos de los autores.

Gráfico 3. Aranceles promedio por sector CIIU a 2 dígitos, 1980-2001.



Fuente: DANE y cálculos de los autores.

duce a un crecimiento de la productividad, pues la información disponible abarca las décadas anterior y posterior a la liberalización comercial de principios de los años noventa, la más grande en la historia de Colombia. Además, el período de muestra cubre una serie de reformas que han llevado a cambios significativos en los instrumentos de política disponibles, tanto a lo largo del tiempo como por medio de los secto-

res. Según Bird y Chen (1999), la mayoría de las reformas de política ejecutadas en Colombia durante el período de muestra han sido impulsadas por las necesidades fiscales o por la fuerte presión de grupos con intereses particulares. Los datos permiten determinar en qué medida estas reformas han brindado incentivos microeconómicos que contribuyen a mantener determinados niveles de productividad.

Como medida de protección comercial, se utilizan las tasas arancelarias efectivamente pagadas por cada sector CIIU a 4 dígitos, mencionadas previamente. La variable ideal para incluir en este modelo sería una medida de protección efectiva. Sin embargo, para construir esta medida se necesita información precisa acerca del componente importado de los insumos de cada sector. Esta información no está disponible. Además, se asume que las tendencias de la tasa arancelaria son representativas de otros instrumentos de política comercial que también afectan el grado de protección de cada sector, como las cuotas.

También para controlar el impacto del comercio internacional sobre la productividad, se construyó la tasa de devaluación real del peso frente al dólar, para cada sector CIIU a 2 dígitos, utilizando información de la tasa de cambio nominal y de las tasas de inflación de Colombia y Estados Unidos, calculadas a partir de los índices de precios al productor (IPP). Para el período entre 1990-2001 para Colombia, y entre 1982-2001 para Estados Unidos, están disponibles IPP sectoriales a 2 dígitos; para los años anteriores se utiliza en cada caso el IPP agregado del sector manufacturero. Los datos se obtuvieron del Banco de la República y del Departamento de Estadísticas Laborales de los Estados Unidos<sup>19</sup>.

Utilizando un panel de datos a nivel de establecimiento se estima la siguiente regresión:

$$\hat{PTF}_{ijt} = \alpha_0 + \sum_{k=1, \dots, 3} (\alpha_{0k} s_{kt} + \alpha_{1k} ET_{jt} s_{kt} + \alpha_{2k} ET_{j(t-1)} s_{kt} + \alpha_{3k} DEV_{jt} s_{kt} + \alpha_{4k} DEV_{j(t-1)} s_{kt}) + v_i + \zeta_t + \varepsilon_{ijt} \quad (10)$$

---

<sup>19</sup> Se utiliza la devaluación real en lugar de la tasa de cambio real porque ésta última no está disponible a nivel de sector.

Donde  $\hat{PTF}$  denota el logaritmo de la productividad estimada, anteriormente, a nivel de firma;  $ET$  es el arancel efectivo pagado por cada sector a cuatro dígitos, y  $DEV$  es la devaluación real del peso para cada sector a dos dígitos. Las variables de política se interactúan con indicadores de tamaño,  $s_{kt}$ , para capturar la diferencia de los impactos sobre firmas de distintos tamaños<sup>20</sup>. Además, se incluyen explícitamente *dummies* de tamaño. En todos los casos se incluye un parámetro de efectos fijos para controlar por las características particulares de cada sector CIIU a 4 dígitos que pueden afectar las medidas de productividad. Como las variables de política a las que se ha tenido acceso son variables sectoriales y no al nivel de la planta, los errores estándar están corregidos en la estimación reconociendo *clusters* al nivel CIIU a 4 dígitos (el nivel de desagregación más bajo de estas variables). El cuadro 8 presenta los resultados de la estimación.

Cuadro 8. Análisis de panel (errores estándar en paréntesis).

Variable dependiente: $\ln(\omega)$	Período: 1981-2001
Constante	6,20*** (0,037)
Arancel <sub>(t)</sub> *Dummy de tamaño pequeño	-0,04 (0,134)
Arancel <sub>(t)</sub> *Dummy de tamaño mediano	-0,13 (0,148)
Arancel <sub>(t)</sub> *Dummy de tamaño grande	-0,35** (0,188)
Arancel <sub>(t-1)</sub> *Dummy de tamaño pequeño	0,04 (0,110)
Arancel <sub>(t-1)</sub> *Dummy de tamaño mediano	-0,30** (0,150)
Arancel <sub>(t-1)</sub> *Dummy de tamaño grande	-0,42** (0,180)
Devaluación real <sub>(t)</sub> *Dummy de tamaño pequeño	0,09 (0,081)
Devaluación real <sub>(t)</sub> *Dummy de tamaño mediano	0,27*** (0,061)
Devaluación real <sub>(t)</sub> *Dummy de tamaño grande	0,32*** (0,084)
Devaluación real <sub>(t-1)</sub> *Dummy de tamaño pequeño	0,14* (0,077)

(Continúa...)

<sup>20</sup> La *dummy* de tamaño pequeño toma el valor de 1 cuando un establecimiento tiene menos de 50 empleados. Una planta mediana es aquella que tiene entre 50 y 200 empleados. La *dummy* de tamaño grande toma el valor de 1 cuando un establecimiento tiene 200 o más empleados.

Cuadro 8. Análisis de panel (errores estándar en paréntesis). (...Continuación).

Variable dependiente: $\ln(\omega)$	Período: 1981-2001
Devaluación real <sub>(t-1)</sub> *Dummy de tamaño mediano	0,29*** (0,075)
Devaluación real <sub>(t-1)</sub> *Dummy de tamaño grande	0,38*** (0,100)
Dummy de tamaño pequeño	-0,41*** (0,036)
Dummy de tamaño grande	0,40*** (0,048)
No. de observaciones	92.816
No. de grupos	79
F(14, 78)	90,87

Notas: Los errores estándar son consistentes, y corrigen los datos por *clusters* en los sectores CIIU a 4 dígitos. \* Denota significancia al 10%, \*\* al 5%, y \*\*\* al 1%.

Fuente: Encuesta Anual Manufacturera (EAM) del DANE y cálculos de los autores.

Los resultados indican algunos patrones interesantes de respuesta. Las tasas positivas de devaluación están relacionadas con mayores niveles de productividad. La devaluación real hace a las firmas domésticas más competitivas en los mercados externos, y en consecuencia impulsa su productividad mediante mayores incentivos para exportar y poder competir con firmas extranjeras, posiblemente más productivas. Este resultado es consistente con el crecimiento en la productividad que tiene su origen en el aprendizaje (*learning by doing*). Inesperadamente, si se considera la devaluación rezagada, el efecto es significativo para los establecimientos de todos los tamaños. Sin embargo, el efecto aumenta en magnitud con el tamaño del establecimiento. Esto es intuitivo si se piensa que son los establecimientos de mayor tamaño los que tienen mayores niveles de inserción internacional. Como es de esperarse, una mayor exposición a la competencia y a los mercados extranjeros tiene un efecto positivo y significativo sobre la productividad.

La respuesta de la productividad al rezago de la tasa arancelaria efectivamente pagada señala que, en general, los establecimientos que enfrentan niveles más altos de protección tienen productividades más bajas. Los coeficientes sobre la medida de protección utilizada son negativos y significativos para los establecimientos medianos y grandes. En valor absoluto, el efecto es mayor para los establecimientos más grandes. El coeficiente para los establecimientos pequeños no es

significativamente diferente de cero. El coeficiente para los aranceles efectivos en el período corriente también es negativo y significativo para las plantas grandes. Para las otras dos categorías de tamaño no es significativamente diferente de cero.

El coeficiente de la variable *dummy* de tamaño pequeño es negativo y significativo, confirmando que en promedio los establecimientos pequeños tienen niveles más bajos de productividad. El coeficiente de la variable *dummy* de tamaño grande es positivo y significativo. Este resultado es consistente con el anterior, e indica que los establecimientos muy grandes, tal vez por economías de escala, suelen ser más eficientes en la producción. Alternativamente, este resultado puede interpretarse como un indicio de que las firmas más productivas suelen tener una mayor participación en el mercado y, por tanto, ser grandes.

En esta estimación no se instrumenta explícitamente la variable de protección arancelaria. A nivel sectorial las políticas proteccionistas pueden ser endógenas, si los productores menos eficientes tienen un alto nivel de influencia a través del cabildeo. Las presiones por parte de grupos de interés provienen con mayor frecuencia de sectores grandes, con organizaciones poderosas e injerencia política. Esto modera las inquietudes sobre la endogeneidad, dado que el establecimiento promedio generalmente no tiene la habilidad de implementar cambios de política del orden sectorial. La inclusión de efectos fijos por sector a cuatro dígitos contribuye, en cualquier caso, a mitigar la posibilidad de sesgos en la estimación que tengan su origen en este tipo de endogeneidad.

## V. Conclusiones

A pesar de las limitaciones de los datos disponibles, este trabajo expone una serie de resultados interesantes sobre la dinámica de la productividad de la industria manufacturera colombiana. Los resultados indican que la desaceleración de la economía durante la segunda mitad de la década de 1990, ha erosionado las ganancias en productividad obtenidas con la liberalización comercial de principios de los años noventa, a tal punto que en 1998 la productividad del sector manufactu-

rero agregado se situó en niveles inferiores a los observados dos décadas atrás. Esto ha sido consecuencia, en particular, de una caída en los niveles de productividad internos de los establecimientos, posiblemente debido a un lento desarrollo tecnológico. Durante el período asociado con la liberalización comercial, 1985-1995, se presentan mejoras en la productividad explicadas tanto por una relocalización del producto hacia las plantas más productivas, como por los efectos positivos de la entrada neta de firmas relativamente más eficientes que las establecidas con anterioridad. A la altura de 1999, los dos tipos de ganancias en productividad se han reversado parcialmente.

Un quiebre de la productividad manufacturera por sectores CIIU a 2 dígitos, revela diferencias significativas en la dinámica de los diferentes sectores. El único sector que exhibe un crecimiento sostenido de su productividad respecto a 1977, es el sector de químicos; mientras que los sectores de papel, metales básicos y maquinaria experimentan solamente una pequeña mejora entre 1977-2001, y la dinámica de su productividad es altamente volátil. La caída en la productividad de algunos de los sectores más grandes, incluyendo el de alimentos, explica el cambio de la productividad agregada del sector manufacturero. Estos sectores son, además, los que tienen un mayor deterioro de la productividad interna de los establecimientos. La relocalización del producto hacia las plantas más productivas, es fundamental para el crecimiento de los sectores que se vuelven más productivos durante el período de muestra, como textiles y vidrio.

Finalmente, este trabajo investiga el efecto de la política de comercio internacional sobre el comportamiento de los establecimientos relacionando la productividad estimada de cada planta con políticas de tratamiento preferencial. Los análisis econométricos indican que las tasas de aranceles efectivos tienen una relación consistentemente negativa con la productividad, con impactos significativamente más fuertes durante el período posterior a la liberalización comercial. Los resultados obtenidos subrayan que la exposición a los mercados internacionales es sólo uno de los factores que influyen sobre la productividad de los establecimientos, y que los efectos positivos de las reformas comerciales no han sido lo suficientemente grandes a la fecha para contrarrestar el estancamiento general mostrado por la productividad.

## Referencias

- ANDREWS, W. and MARSCHAK, J. (1944). "Random simultaneous equations and the theory of production", *Econometrica*, 12(3-4):143-205.
- BIRD, R. (1992). "Tax reform in Latin America: a review of some recent experiences", *Latin American Research Review*, 27.
- BIRD, R. and CHEN, D. (1999). "Tax incentives for foreign investment in Latin America", Mimeo graphed document. Canada, University of Toronto.
- ESLAVA, M.; HALTIWANGER, J.; KUGLER, A. and KUGLER, M. (2004). "The effects of structural reforms on productivity and profitability enhancing reallocation: evidence from Colombia", *Journal of Development Economics*, 75:333-71.
- FERNANDES, A. (2003). "Trade policy, trade volumes and plant-level productivity in Colombian manufacturing industries", *Policy Research Working Paper Series*. The World Bank.
- FOSTER, L.; HALTIWANGER, J. and KRIZAN, C. (2001). "Aggregate productivity growth: lessons from microeconomic evidence", in E. Dean, M. Harper and C. Hulten (eds.), *New Directions in Productivity Analysis*. University of Chicago Press.
- KIM, E. (2000). "Trade liberalization and productivity growth in Korean manufacturing industries: price protection, market power, and scale efficiency", *Journal of Development Economics*. 62(1):55-83.
- KUGLER, A. (1999). "The impact of firing costs on turnover and unemployment: evidence from the colombian labor market reform", *International Tax and Public Finance Journal*, 6(3):389-410.
- KUGLER, A. and KUGLER, M. (2002). "Effects of payroll taxes on employment and wages: evidence from the columbian social security reform", *CREDPR Working Paper*, 134.

- LEVINSOHN, J. and PETRIN, A. (2003). "When industries become more productive, do firms? investigating productivity dynamics", *The Review of Economic Studies*, 70(2):317-42.
- LÓPEZ-CÓRDOVA, J. (2003). "NAFTA and manufacturing productivity in Mexico", *Journal of the Latin American and Caribbean Economic Association*, 4(1):55-88.
- LUI, L. and TYBOUT, J. (1996). "Productivity growth in chile and colombia: the role of entry, exit and learning", in M. Roberts and J. Tybout, (eds.), *Industrial Evolution in Developing Countries*. Oxford, England, Oxford University Press.
- MUENDLER, M. (2004). "Trade, technology, and productivity: a study of Brazilian manufacturers, 1986-1998", Mimeo graphed document. United States, University of California Berkeley.
- OLLEY, S. and PAKES, A. (1996). "The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry", *Econometrica*, 64:1263-97.
- PAVCNIK, N. (2002). "Trade liberalization, exit and productivity improvements: evidence from Chilean plants", *The Review of Economic Studies*, 69(1):245-76.
- SACHS, J. and WARNER, A. (1995). "Economic reform and the process of global integration", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:1-118.
- SYVERSON, C. (2004). "Market structure and productivity: a concrete example", *Journal of Political Economy*, 112(6):1181-222.
- TYBOUT, J. (2001). "Plant- and firm-level evidence on "new" trade theories", *NBER Working Paper*, W8418.
- TYBOUT, J. and WESTBROOK, M. (1995). "Trade liberalization and the dimensions of efficiency in Mexican manufacturing industries", *Journal of International Economics*, 39:53-78.

## Anexo A. Construcción de la base de datos

La base de datos inicial contiene 181.143 observaciones de planta-año. Para que un establecimiento sea incluido en la base de datos que finalmente se utiliza en los análisis empíricos, debe satisfacer los siguientes criterios:

- La metodología de estimación requiere de múltiples observaciones anuales por establecimiento, por lo que en la base de datos solamente se incluyen las plantas con dos o más observaciones para el período 1977-2001. En consecuencia, se eliminan 4.225 observaciones que corresponden a las plantas que aparecen una sola vez en la muestra.
- Cuando un establecimiento reporta un cambio de sector CIIU a cuatro dígitos, se asume la liquidación de la planta vieja y la creación de una nueva. La base incluye 6.176 cambios de sectores.
- Cuando una planta no participa en la encuesta de forma consecutiva, los vacíos en la información para el año faltante se llenan con interpolaciones lineales. En la base hay 2.292 de estos casos. Si el período sin información es superior a un año, se elimina el establecimiento de la base de datos. En total se eliminaron 1.264 observaciones por este motivo.
- La base de datos oficial del DANE incluye todos los establecimientos manufactureros de Colombia con diez o más empleados. Para estimar con mayor exactitud la entrada y salida de plantas con un empleo cercano al límite de diez trabajadores, sólo se utiliza la información de las plantas que reporten un nivel de empleo superior a quince trabajadores en, por lo menos, uno de dos años consecutivos. Al eliminar de la muestra a los establecimientos que consistentemente tienen entre diez y quince trabajadores, se minimiza el riesgo de incluir a los que pueden reducir su número de empleados a menos de diez y no salir de la industria. Como consecuencia, dado que es poco probable que una planta reduzca el empleo en más del 40% en un período, se asume que todas las plantas con más de quince empleados que desaparecen de la base de datos efectivamente salen de la industria. Se eliminan 43.129 observaciones de plantas con menos de quince empleados en años

consecutivos. Este procedimiento genera 727 nuevos casos en los que un establecimiento aparece solamente en un año, por lo que también son eliminados de la base de datos final.

- Se eliminaron las observaciones correspondientes a 2.176 plantas por faltantes en la información. Adicionalmente, se excluyen las observaciones de 1.066 plantas de la base de datos final, porque su uso de insumos intermedios o su consumo de energía es menor o igual a cero.
- Para garantizar la consistencia interna a través del tiempo, a partir de 1992 se sustraen los ajustes por inflación de los valores reportados del capital.

