

8. PROTECCIÓN Y PRODUCTIVIDAD EN LA INDUSTRIA COLOMBIANA, 1993-2011

Juan José Echavarría Soto
Iader Giraldo Salazar
Fernando Jaramillo Mejía

1. INTRODUCCIÓN

En el largo plazo los países crecen principalmente por aumentos en la productividad total de los factores (en adelante PTF)¹ generados por cambios en las técnicas de producción y por el uso más eficiente de los recursos productivos. Estudios empíricos muestran cómo la PTF es considerada el principal determinante del aumento del PIB per cápita en la mayoría de los países, de la desaceleración del crecimiento de un país como China² y de una parte importante de la convergencia en el ingreso per cápita entre algunos países desarrollados y emergentes.

En el caso de Colombia, se encuentran pocos estudios disponibles sobre el comportamiento de la PTF y el aporte de ella al crecimiento económico del país. Algunos estudios existentes muestran que la productividad creció a un ritmo apreciable entre 1950 y 1980, pero ella dejó de crecer desde comienzos de los años ochenta³.

¹ También llamado residuo de Solow.

² Según Blanchard y Johnson (2013, p. 260), la productividad explicó el 117% del crecimiento del ingreso per cápita en Japón en el período 1985-2009, el 84% en Francia, el 76% en el Reino Unido y el 68% en los Estados Unidos. La productividad explicó cerca del 91% del crecimiento de China entre 1978 y 1995, y ‘apenas’ el 64% entre 1995 y 2007. Easterly y Levine (2003) encuentran que la PTF explica cerca del 90% de las divergencias en el crecimiento del producto per cápita entre países. Chenery (1986, Cuadro 2.2) muestra, por otra parte, que el cambio técnico ha contribuido en mayor medida al crecimiento de los países desarrollados que al de aquellos en vías de desarrollo, y Senhadji (1999) halla que el cambio técnico ha sido más dinámico en Asia que en los países industrializados y mucho más dinámico que en América Latina o África.

³ Para Colombia en el período 1947-2001 véase Urrutia y Posada (2004, p. 28). Kehoe (2007) muestra que la productividad agregada ponderada cayó 7% entre 1980 y 2005 y creció 19% en ese mismo período en los Estados Unidos.

A pesar de que la estimación de la PTF surge originalmente del artículo de Solow (1956), ella ha adquirido gran relevancia nuevamente por la reciente disponibilidad de series de micro datos que permiten realizar estimaciones de cambios en productividad a nivel de firma usando técnicas econométricas más sofisticadas. Como resultado de ello han surgido varios estudios a nivel teórico y empírico que presentan la forma en que la productividad de la firma determina los niveles agregados de la PTF.

Este capítulo analiza la evolución de la productividad total de los factores en la industria manufacturera colombiana entre 1993 y 2011 y cómo la protección al sector afectó la productividad. Escogemos el sector manufacturero porque es importante para la economía colombiana, porque es necesario saber si la protección favorece o perjudica la productividad y porque hay información a nivel de micro datos en la *Encuesta Anual Manufacturera* (EAM) del DANE. La Encuesta cuenta con un panel no balanceado de aproximadamente 20.000 establecimientos, con información sobre diferentes tipos de empleo, compras de maquinaria y equipo, valor agregado y producción, entre otras variables.

Además de esta introducción, el presente estudio consta de cinco secciones. La sección 2 presenta las fuentes de información, la manera de calcular las variables relacionadas con la PTF y su contribución al crecimiento económico. La sección 3 describe la metodología de estimación de la PTF. La sección 4 explora la contribución del cambio técnico y de la inversión en el crecimiento del valor agregado industrial. Este análisis se efectúa para el conjunto de la industria, los diversos sectores que conforman la clasificación industrial CIIU a dos dígitos y los distintos tamaños de firmas. La sección 5 evalúa el papel jugado por la protección, la concentración sectorial de la producción y el tamaño de las firmas en la determinación de la productividad. La sección 6 concluye.

2. PRODUCCIÓN, PRODUCTIVIDAD Y FUENTES DE INFORMACIÓN

Las teorías modernas del desarrollo y la evidencia empírica indican que el cambio tecnológico es el determinante en última instancia del crecimiento económico a largo plazo. El crecimiento de la PTF está estrechamente asociado con el cambio tecnológico y la innovación y, aunque la acumulación de capital físico y humano puede desempeñar un papel importante en la transición hacia el equilibrio de largo plazo, se necesita el cambio tecnológico para que el ingreso per cápita crezca.

El cambio tecnológico, entendido como el crecimiento de la PTF, depende de las condiciones económicas del país, de las instituciones que garantizan y promueven la competencia y los derechos de propiedad a las empresas, y de las políticas de comercio exterior, las cuales pueden afectar los incentivos a la innovación y al crecimiento de la tecnología.

Existen, sin embargo, dos grandes dificultades en el estudio empírico de la contribución del cambio tecnológico al crecimiento económico y su interrelación con las políticas de comercio internacional. La primera de ellas es la dificultad de medir el cambio tecnológico, ya que no es posible observarlo directamente, motivo por el cual se ha utilizado el residuo de Solow como un variable *proxy* de la PTF y del cambio tecnológico. El segundo gran problema es que para calcular el residuo de Solow es necesario estimar la función de producción y esto tiene algunas dificultades estadísticas dada la relación directa entre

la productividad y la cantidad de factores productivos utilizados en la producción. Una vez se estima de manera adecuada la función de producción es posible calcular el residuo de Solow, al igual que su contribución al crecimiento, y estudiar los determinantes del cambio tecnológico.

2.1. Cálculo de la PTF y de su contribución al nivel y crecimiento de la producción

Esta sección presenta la metodología utilizada para estimar la función de producción. Dicha metodología permite estimar los parámetros de la función de producción y a partir de ellos deducir las series de PTF y calcular la contribución directa del cambio tecnológico al crecimiento económico.

Para calcular la productividad total de los factores en la industria manufacturera del país, partimos de una función de producción de tipo Cobb-Douglas:

$$Y_{it} = A_{it} K_{it}^{\alpha} L_{it}^{1-\alpha} \quad (1)$$

donde Y es el valor agregado, L el empleo, K el *stock* de capital, A la productividad total factorial, y los subíndices i y t representan la empresa y el tiempo, respectivamente. El parámetro α en la ecuación (1) representa la participación del capital en el valor agregado, que a su vez es la elasticidad del valor agregado respecto al capital.

Si se conocen la participación del capital en el valor agregado (α) y los valores de las variables Y_{it} , L_{it} , es posible calcular la productividad multifactorial (A_{it}) de cada una de las empresas y el indicador de la productividad agregada \hat{A}_{at} de las firmas que se encuentra como el promedio ponderado del logaritmo de la productividad de estas (Petrin y Levinsohn, 2012).

$$A_{it} \equiv \frac{Y_{it}}{K_{it}^{\alpha} L_{it}^{1-\alpha}}; \hat{A}_{at} \equiv \sum_i \phi_{it} \ln(A_{it}) \quad (2)$$

donde $\phi_{it} \equiv Y_{it} / Y_{at}$, $Y_{at} \equiv \sum_i Y_{it}$ y el subíndice a se refiere a las variables agregadas.

Seguendo a Solow (1956) y Petrin y Levinsohn (2012), la contribución de cada uno de los factores productivos y de la PTF al crecimiento económico agregado (g_{yat}) de un período se puede escribir de la siguiente manera⁴:

$$g_{yat} = \frac{\Delta Y_{at}}{Y_{at}} = g_{Aat} + \alpha g_{Kat} + (1-\alpha) g_{Lat} \quad (3)$$

⁴ La ecuación (3) tiene sentido si se calcula únicamente el crecimiento de las empresas que operan y producen en los dos períodos. Si en el cálculo del crecimiento se incluye la producción de las empresas que entran y de las que salen, la ecuación (3) sería igual a

$$g_{yat} = g_{at} + \alpha g_{kt} + (1-\alpha) g_{lt} + \sum_{j \in \Gamma} \phi_{j,t+1} - \sum_{j \in S} \phi_{j,t},$$

donde Γ representa el conjunto de nuevas empresas que entran en el período $t+1$, y S el conjunto de empresas que salen del mercado en el período t .

donde el crecimiento agregado de la productividad (g_{Aat}), del capital (g_{Kat}) y del trabajo (g_{Lat}) se calculan como un promedio ponderado de los crecimientos de dichas variables en cada una de las empresas:

$$g_{Aat} = \sum_i \bar{\phi}_{it} (\Delta A_{it}/A_{it}); g_{Kat} = \sum_i \bar{\phi}_{it} (\Delta K_{it}/K_{it}); g_{Lat} = \sum_i \bar{\phi}_{it} (\Delta L_{it}/L_{it}),$$

utilizando como ponderador la participación de cada empresa en el valor agregado total $\bar{\phi}_{it} = (\phi_{i,t+1} + \phi_{i,t})/2$.

Con el fin de presentar la evolución a largo plazo de la producción agregada y el papel que ha tenido la PTF, se construyen los índices encadenados del valor agregado, PTF, capital y trabajo utilizados en la ecuación (3) con base en el crecimiento acumulado de dichas variables entre el año inicial y el año t ; por ejemplo, el índice de la PTF agregada del año t con respecto al año 0 es igual a:

$$A^I_{at,0} = \prod_{v=0}^t (1 + g_{Aav}),$$

y de manera similar se construyen los índices del valor agregado ($Y^I_{at,0}$), del capital ($K^I_{at,0}$) y del trabajo ($L^I_{at,0}$).

Una manera alternativa de calcular la contribución del cambio tecnológico al crecimiento agregado acumulado es utilizar las ecuaciones (1) y (2) para escribir el índice del nivel de producción ($Y^I_{at,0}$) en función de los respectivos índices de la PTF, el capital y el trabajo:

$$Y^I_{at,0} = A^I_{at,0} (K^I_{at,0})^\alpha (L^I_{at,0})^{1-\alpha} \quad (4)$$

Finalmente, siguiendo a Kehoe (2007), la ecuación (4) se puede reescribir para expresar el índice del valor agregado en función de los índices de la productividad multifactorial, el empleo y la relación capital-valor agregado ($K^I_{at,0}/Y^I_{at,0}$):

$$Y^I_{at,0} = (A^I_{at,0})^{\frac{1}{1-\alpha}} \left(\frac{K^I_{at,0}}{Y^I_{at,0}} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} L^I_{at,0} \quad (5)$$

En esta ecuación la relación capital-producto resalta la importancia de la inversión en el crecimiento económico.

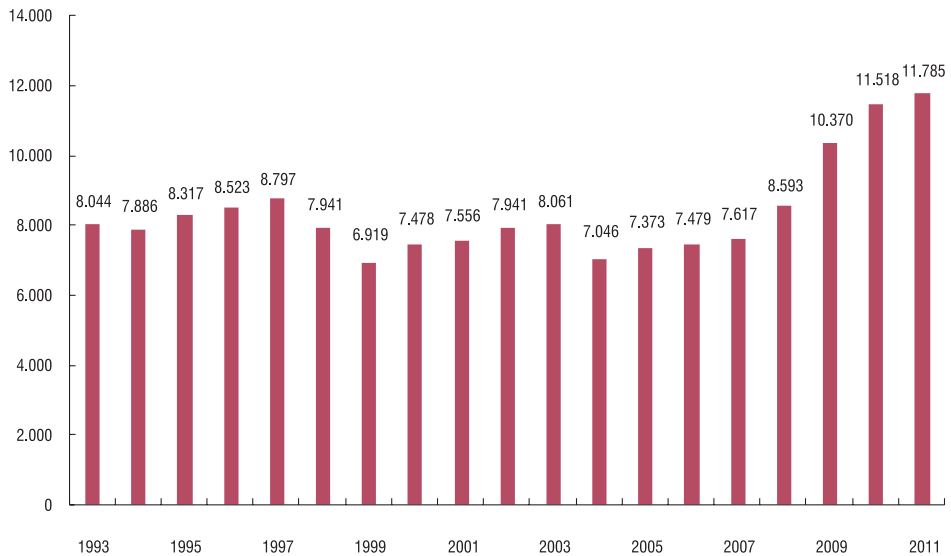
2.2. Cálculo de las series de empleo y stock de capital

Para cada empresa se construyeron las series de valor agregado, empleo y capital en el período 1993-2011. Con el fin de evitar sesgos en la estimación no se incluye información previa al año 1993 porque se presentó un cambio metodológico en el

cuestionario de la encuesta. Las cifras del período 1993-2011 se obtienen a partir de la misma metodología.

El Gráfico 1 muestra la evolución del número de empresas en el sector manufacturero durante el período 1993-2011. Su número varía entre unas 8.000 firmas a comienzos de los años noventa a algo menos de 12.000 a finales del período. La cantidad de empresas fue relativamente constante entre 1994 y 1998, cae bastante durante la crisis de final del siglo XX, sobre todo en 1999, y sube mucho a partir de 2004.

Gráfico 1
Evolución del número de empresas, 1993-2011



Fuente: elaboración de los autores.

Las series de producción y valor agregado de cada empresa se deflataron con el índice de precios al productor correspondiente al sector CIU a tres dígitos al cual pertenecen. Para calcular el empleo (L_i) se obtuvo un promedio ponderado de las diversas categorías de empleo considerados por el DANE en los diferentes subperíodos. Cada categoría de trabajo definida por el DANE se agrupó en calificado y no calificado y luego se agregaron las categorías usando el salario relativo como ponderador. El empleo total se expresa en términos del número de trabajadores no calificados; en términos formales el empleo total en la empresa i es igual a

$$L_i = L_{i,nc} + L_{i,c} \left(\frac{W_{i,c}}{W_{i,nc}} \right)$$

donde $L_{i,nc}$ es el número de trabajadores no calificados, $L_{i,c}$ el número de trabajadores calificados, $W_{i,nc}$ el salario de los trabajadores no calificados, $W_{i,c}$ el salario de los trabajadores calificados. En esta ecuación el término $L_{i,c} \left(\frac{W_{i,c}}{W_{i,nc}} \right)$, expresa el número de trabajadores calificados en términos de trabajadores no calificados. En dicho cálculo se está suponiendo que el salario y la productividad de un trabajador son proporcionales a su capital humano, lo cual ha sido corroborado por Echavarría *et al.* (2006).

El DANE utilizó las siguientes categorías de trabajo ‘calificado’: técnicos, directivos y empleados entre 1981 y 1991; empleados de la producción y personal de administración y ventas entre 1992 y 1994; personal de administración y ventas entre 1995 y 1999; profesionales, técnicos y tecnólogos; y personal de administración y ventas entre 2000 y 2011. Como trabajadores no calificados utilizó los obreros y aprendices entre 1981 y 1991, los obreros entre 1992 y 1994, el personal de la producción entre 1995 y 1999 y los obreros y operarios entre 2000 y 2011.

Finalmente, el valor de cada categoría del *stock* de capital en la empresa i ($K_{iz,t}$) se calculó con base en la siguiente ecuación

$$K_{iz,t} = K_{iz,t-1} + I_{iz,t} - \delta_z K_{iz,t-1} \quad (6)$$

$$K_{i,t} = \sum_z K_{iz,t}$$

donde δ_z corresponde a la tasa de depreciación anual de las distintas categorías de capital: 5% para edificios y estructuras, 10% para maquinaria y equipo, 20% para equipo de transporte, y 10% para equipos de oficina. Estas tasas de depreciación son tomadas de las establecidas para la depreciación contable de los activos. Se hicieron algunos ejercicios de robustez para construir estas series con base en los valores de las depreciaciones que estima Pombo (1999) y los niveles y tasas de crecimiento del capital calculado no cambian de manera significativa.

Se supuso que la inversión nominal bruta ($I_{z,t}$) coincidía con las compras anuales de cada categoría de maquinaria y equipo, y se calculó la inversión real deflactando el valor nominal por los índices de precios de la categoría CIIU correspondiente. Finalmente, el *stock* de capital de cada establecimiento en el año inicial (1993 o el año en que la firma comienza actividades si es un año posterior) se calculó con base en la metodología sugerida por Harberger (1969), la cual supone que la economía se encuentra en estado estacionario, en cuyo caso el capital y la producción crecen a la misma tasa

$$g_{iz,t} = \frac{K_{iz,t}}{K_{iz,t-1}} - 1 = \frac{Y_{i,t}}{Y_{i,t-1}} - 1$$

Esta igualdad implica que si en el período inicial ($t=0$) la economía se encuentra en un punto cercano al estado estacionario, la ecuación (6) se puede escribir de la siguiente manera:

$$K_{iz0}^h = \frac{I_{iz,0}}{g + \delta_z}$$

donde g representa la tasa de crecimiento en el estado estacionario y el superíndice h identifica el stock de capital calculado con el método de Harberger (1969). Una vez ajustado el *stock* de capital inicial para cada firma con base en $\frac{K_{t=0}^h}{K_{t=0}}$, el *stock* de capital para los demás años se calculó de manera recursiva con base en la ecuación (6), tomando los datos de la serie de inversión disponibles en la encuesta anual manufacturera del DANE.

3. ESTIMACIÓN ECONÓMÉTRICA DE LA PRODUCTIVIDAD⁵

3.1. Metodología

Los modelos econométricos tradicionales calculan la productividad como el residuo de una función de producción estimada con el método de mínimos cuadrados ordinarios (MCO), o el de técnicas de efectos fijos (EF). En ambos casos se supone que los insumos y factores de producción son exógenos y no están correlacionados con la productividad. Sin embargo, desde hace muchos años la literatura económica ha identificado que los factores de producción son endógenos y tienden a estar correlacionados con la productividad, lo cual produce sesgos en los valores estimados. La literatura también ha detallado otros posibles sesgos asociados con la aplicación de mínimos cuadrados y efectos fijos. Entre estos se destacan el sesgo de selección, si no se tienen en cuenta la entrada y la salida de firmas de la muestra, las cuales son endógenas; la omisión de precios, al deflactar las series utilizando índices agregados de precios sectoriales; y, finalmente, los errores de estimación, al usar una función de producción tradicional con un solo producto para firmas que producen muchos.

Para corregir estos problemas de estimación se han desarrollado varios métodos. Entre ellos se destacan los estudios clásicos de Olley y Pakes (1996) y de Levinsohn y Petrin (LP en adelante, 2003), y los estudios más recientes de Wooldridge (2009), De Loecker (2011) y Akerberg *et al.* (2015). Estos autores utilizan variables relacionadas con el proceso productivo como *proxy* de la productividad para corregir el sesgo generado por la correlación entre la productividad y los factores de producción. Olley y Pakes (1996) usan como *proxy* la demanda de inversión, y Levinsohn y Petrin (2003) usan la demanda de insumos intermedios. Ambos trabajos utilizan técnicas semi paramétricas de estimación con base en información a nivel de firma.

Los demás autores presentan metodologías que son variaciones de las propuestas en los artículos de Olley y Pakes (1996) y de Levinsohn y Petrin (2003). Wooldridge (2009) y Akerberg *et al.* (2015) muestran cómo se puede usar el método generalizado de los momentos (GMM) para aplicar el método de los estimadores semi paramétricos. De Loecker (2011) corrige el sesgo generado por la omisión de los precios específicos a cada firma utilizando la metodología propuesta por Klette y Griliches (2001) en el contexto del modelo de Olley y Pakes (1996). Finalmente, Akerberg *et al.* (2015) calculan el coeficiente del

⁵ Algunos apartes de esta sección son tomados de Echavarría, Arbeláez y Rosales (2006).

factor trabajo en la segunda etapa de estimación con el fin de eliminar posibles problemas de identificación y multicolinealidad.

En este capítulo usamos el modelo de Levinsohn y Petrin (2003) por ser el más ampliamente utilizado en este tipo de estimaciones y el de mejor desempeño estadístico. Sin embargo, para mostrar la robustez en la investigación también presentamos los resultados obtenidos aplicando la metodología de Wooldridge (2009). El modelo de Levinsohn y Petrin (2003) parte de una transformación logarítmica de una función de producción tipo Cobb-Douglas⁶, cuyos argumentos son el capital (k), el número de empleados (l) calificados y no calificados, el consumo de energía eléctrica (e), y el consumo de materias primas (mp):

$$q_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_e e_{it} + \beta_{mp} mp_{it} + u_{it} \quad (7)$$

Se supone que el error u_{it} se descompone en dos elementos: la productividad de la firma, (ω_{it}) o componente de la productividad transmitido a los factores (el cual no es observado por el investigador y se supone exógeno pero puede ser identificado por el empresario) y un error (ε_{it}) con media cero y varianza constante, que no está correlacionado con la escogencia de la cantidad de insumos (y que desde el punto de vista económico puede ser interpretado como choques no esperados en productividad). Formalmente:

$$u_{it} = \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

La diferencia entre (ω_{it}) y (ε_{it}) consiste en que la primera es una variable de estado que impacta las decisiones de la firma y la segunda es una variable aleatoria que no las afecta. Aunque esta primer variable no es observada por el investigador si lo es por parte del empresario y puede afectar la escogencia de sus insumos conduciendo al conocido problema de simultaneidad en la estimación de la función de producción⁷. La endogeneidad en los factores productivos puede observarse en la ecuación (8). Por ejemplo, si la escogencia de un factor o insumo variable como el trabajo en el momento t por parte de la empresa responde a la productividad no observada de la firma (ω_{it}), entonces este factor productivo estaría correlacionado positivamente con (ω_{it}), lo cual implicaría que el estimador de MCO de la elasticidad del producto con respecto al trabajo estaría sesgado.

La dirección del sesgo en las estimaciones con MCO depende de la matriz de varianzas y covarianzas de los factores productivos y del error. Cuando la producción sólo depende del capital y trabajo, $q_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + u_{it}$, LP (2003) deducen las siguientes condiciones para los signos de los sesgos en los estimadores con MCO:

$$\zeta_l = \beta_l^{mco} - \beta_l > 0 \Leftrightarrow var(k) cov(l, u) - cov(l, k) cov(k, u) > 0 \quad (9a)$$

⁶ Sobre la validez de este tipo de funciones véase Griliches y Mairesse (1999).

⁷ Los estimadores que ignoran la correlación entre los insumos y este factor no observable (por ejemplo, MCO) conducen a resultados inconsistentes.

$$\zeta_k = \beta_k^{mco} - \beta_k < 0 \Leftrightarrow var(l) cov(k,u) - cov(l,k) cov(l,u) < 0 \quad (9b)$$

donde, para toda variable x (l, k), β_x representa el verdadero valor de la elasticidad de x , β_x^{mco} el estimador MCO de β_x , y ζ_x el sesgo en este estimador. Por su parte, $var(x)$ representa la varianza de x , y $cov(x, z)$ la covarianza entre x y z .

En el corto plazo, el trabajo es un insumo variable, mientras que el capital k es un insumo fijo o semi fijo. En estas condiciones, un aumento en la productividad aumenta el trabajo usado ($cov(l, u) > 0$), mientras que su efecto en el capital es prácticamente nulo ($cov(k, u) \cong 0$). Por lo tanto, de acuerdo con la ecuación (9a), el signo en el sesgo del estimador MCO de β_l es positivo, ya que $\zeta_l \cong var(k) cov(l, u) > 0$. En resumen, el estimador MCO de la elasticidad del producto con respecto al factor variable, el trabajo, está sobreestimado ($\zeta_l > 0$) porque no tiene en cuenta el efecto positivo sobre el trabajo de los incrementos en productividad.

La dirección del sesgo en el coeficiente del capital es menos clara. De acuerdo con la ecuación (9b), si los niveles de capital no están correlacionados con los insumos variables como el trabajo ($cov(l, k) \cong 0$), entonces el estimador MCO de β_k sería insesgado porque $\zeta_k \cong 0$. Sin embargo, cuando el capital y los insumos variables tienen una covarianza positiva ($cov(l, k) > 0$), habría un sesgo negativo (subestimación) en el estimador MCO de β_k , pues $\zeta_k \cong -cov(l, k) cov(l, u) < 0$.

Para resolver los problemas de simultaneidad LP utilizan como *proxy* de la productividad no observada la demanda por materias primas mp_{it} ⁸, la cual depende de las variables de estado ω_{it} y k_{it} :

$$mp_{it} = mp_{it}(\omega_{it}, k_{it}). \quad (10)$$

Si se supone que la demanda por insumos intermedios es una función monótona y estrictamente creciente en ω_{it} , es posible invertir esta ecuación, lo que permite expresar la productividad en términos de las variables de control de la firma mp_{it} y k_{it} :

$$\omega_{it} = \omega_{it}(mp_{it}, k_{it}) \quad (11)^9$$

La función de producción estaría ahora dada por:

$$q_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_e e_{it} + \beta_{mp} mp_{it} + \omega_{it}(mp_{it}, k_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (12)$$

⁸ Olley y Pakes (1996) utilizan como *proxy* de productividad la función de inversión de la firma, que depende del capital y la productividad. No obstante, Levinsohn y Petrin (2003) encuentran algunos problemas en el uso de la inversión como *proxy*. En primer lugar, la inversión es una variable muy desigual (*lumpy*) debido a que incorpora costos de ajuste sustanciales y, en consecuencia, no responde ‘suavemente’ a los choques en productividad (como sí lo hacen los insumos intermedios). En segundo lugar, y en parte como resultado de los costos de ajuste, existen firmas cuya inversión ha sido nula en algún momento del tiempo y la inversión como *proxy* es solo válida para aquellas firmas que reportan inversión diferente de cero.

⁹ Por lo tanto, esta función es estrictamente creciente en mp_{it} .

Puesto que no se conoce la forma funcional de ω_{it} , los coeficientes de la función de producción no se pueden estimar por el método de MCO. Como la ecuación (12) es parcialmente lineal, el modelo debe estimarse usando métodos semi paramétricos, para lo cual se estima en dos etapas a partir de un panel de firmas. En la primera etapa se estiman los coeficientes de los insumos de trabajo y energía (aquellos factores de producción diferentes a la *proxy* de la productividad) por mínimos cuadrados ordinarios incorporando una aproximación polinomial de orden 3 en capital y materias primas. En la segunda etapa se estiman los parámetros del capital y de las materias primas, para lo cual se encuentra una expresión del error de la función de producción que será la función por minimizar. Para minimizar el error se utiliza el método generalizado de momentos logrando obtener los estimadores de β_k y β_{mp} . En todo este proceso LP suponen que la productividad, ω_{it} , sigue un proceso de Markov de primer orden.

Las ventajas de calcular la productividad con técnicas semi paramétricas han sido probadas en varios trabajos aplicados en el ámbito internacional. Para el caso de la industria chilena, por ejemplo, los estudios de LP (1999) y Pavcnik (2002) a nivel sectorial evidencian que los coeficientes de los insumos (p. e. trabajo y materias primas) están sobrestimados cuando se usan mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y efectos fijos (EF), mientras que el capital resulta subestimado para la mayoría de los sectores. El estudio de LP utiliza como *proxy* de la PTF las materias primas y la energía, mientras que el de Pavcnik (2002) usa la inversión. El caso brasilero es estudiado por Muendler (2004) quien utiliza la inversión como *proxy* de la PTF para veintisiete sectores industriales. Este último trabajo encuentra también que los parámetros de los insumos variables están sobrestimados cuando se estiman con técnicas de EF. Pero, contrario a los anteriores trabajos, los coeficientes del capital están sobrestimados bajo EF, lo que sugiere una correlación positiva entre este insumo y la productividad.

3.2. El sesgo en los estimadores MCO para el caso colombiano

En el caso de la industria manufacturera en Colombia, el trabajo pionero de Medina, Meléndez y Seim (2003) estima funciones de producción sectorial con datos de la *Encuesta anual manufacturera* del DANE entre 1977 y 1999 utilizando la demanda de insumos intermedios como *proxy* de la productividad no observada. En la mayoría de los sectores los autores encuentran una sobrestimación de los coeficientes de trabajo, energía y materias primas estimados por MCO frente a aquellos usando el método de LP. El coeficiente del capital no resulta significativo en algunos sectores y es subestimado cuando se usan MCO. Fernandes (2003 y 2007) también aplica esta metodología para el período 1981-1991 y encuentra una sobrestimación en los coeficientes de los insumos variables. Echavarría *et al.* (2006) encuentran resultados similares en las estimaciones haciendo uso de la metodología propuesta por LP tras ajustar el *stock* de capital por la capacidad instalada y corregir el *stock* de capital inicial de las empresas mediante la metodología propuesta por Harberger (1969). Finalmente, Casas y González (2016) estiman la productividad total factorial en Colombia usando técnicas semi paramétricas aplicadas a datos de la Superintendencia de Industria y Comercio (SIC) para el período 2005-2013, y confirman los resultados presentados por los otros autores.

Es importante resaltar que existen métodos alternativos a las técnicas semi paramétricas que también solucionan los problemas que se generan al usar las mediciones tradicionales. Por ejemplo, Eslava *et al.* (2004) utilizan la metodología de variables instrumentales propuesta por Syverson (2004) para estimar la función de producción en la industria colombiana. Syverson (2004) señala que las firmas tienen en cuenta la productividad y la demanda esperada cuando contratan insumos y factores productivos, sobre todo bajo condiciones de mercados segmentados regionalmente. Por esto él propone usar variables instrumentales de demanda local para estimar la función de producción. Eslava *et al.* (2004), al utilizar como instrumentos los precios de la energía y de las materias primas, encontraron que los coeficientes del trabajo y las materias primas están sobrestimados cuando se estiman por MCO, mientras que los del capital y la energía están subestimados.

3.3. Resultados de nuestras estimaciones

El Cuadro 1 presenta los resultados de la estimación de la PTF en la industria manufacturera colombiana entre 1993 y 2011 con MCO, EF y las metodologías sugeridas por Levinsohn y Petrin (2003), así como la propuesta de Wooldridge (2009) que permite estimar los coeficientes en una sola etapa usando el método generalizado de los momentos. Se utilizan dos especificaciones alternativas del empleo: el empleo reportado por cada establecimiento en los dos tipos de categorías y el empleo total ponderado según los salarios relativos para trabajadores calificados y no calificados.

Cuadro 1
Estimación de productividad total factorial en la industria manufacturera colombiana

	MCO1 (1)	MCO2 (2)	EF1 (3)	EF2 (4)	LP1 (5)	LP2 (6)	Wool1 (7)	Wool2 (8)
<i>L</i> no calificado	0,40*** (0,01)		0,28*** (0,00)		0,26*** (0,01)		0,26*** (0,01)	
<i>L</i> calificado	0,52*** (0,01)		0,22*** (0,00)		0,28*** (0,01)		0,32*** (0,01)	
<i>L</i> total		0,96*** (0,01)		0,73*** (0,00)		0,63*** (0,01)		0,67*** (0,01)
Capital	0,33*** (0,01)	0,27*** (0,01)	0,28*** (0,00)	0,20*** (0,00)	0,27*** (0,02)	0,23*** (0,01)	0,34*** (0,01)	0,27*** (0,01)
Constante	6,74*** (0,07)	6,41*** (0,05)	8,36*** (0,05)	8,03*** (0,04)			13,99*** (1,43)	9,05*** (0,99)
Observaciones	118.890	153.899	118.890	153.899	116.154	149.179	96.446	129.058

Errores estándar en paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1. MCO: Mínimos Cuadrados Ordinarios; EF: Efectos Fijos; LP: Levinsohn y Petrin; Wool: Wooldridge
Fuente: cálculos de los autores.

Como se puede observar, la participación del capital oscila entre 0,27 y 0,34 para las especificaciones preferidas (columnas 5 y 7), y es mayor para la metodología sugerida por Wooldridge (2009) que para la de Levinsohn y Petrin (2003). No hay grandes discrepancias entre estos valores y los valores estimados con MCO o con EF (columnas 1 a 4) y están en concordancia con los resultados obtenidos por Echavarría *et al.* (2006), Fernandes (2007) y los más recientes estudios realizados por Casas y González (2016), que obtienen elasticidades del valor agregado respecto al capital cercanas al 0,3.

La participación del trabajo calificado y no calificado oscila entre 0,54 y 0,63 usando la metodología propuesta por Levinsohn-Petrin (columnas 5 y 6), según se utilice el empleo total o el empleo calificado y no calificado, y entre 0,58 y 0,67 utilizando la metodología propuesta por Wooldridge para las mismas especificaciones (columnas 7 y 8). Estos coeficientes son mucho menores que los obtenidos con MCO (0,92 y 0,96) y EF (0,50 y 0,73). Con base en los resultados de las columnas 5 a 8, no se puede rechazar la hipótesis de rendimientos constantes a escala en la industria manufacturera colombiana por lo que se decidió utilizar un coeficiente de 0,3 para la participación del capital en las estimaciones de las siguientes secciones.

4. LA IMPORTANCIA DEL CAMBIO TÉCNICO EN EL CRECIMIENTO ECONÓMICO DE LA INDUSTRIA COLOMBIANA

Los gráficos 2 y 3 muestran la evolución del valor agregado manufacturero y de sus componentes entre 1993 y 2011 usando las funciones de producción propuestas en las ecuaciones (4) y (5) de la sección 2. El Gráfico 2 se deriva de la ecuación (4) y muestra el índice del valor agregado, del capital, del trabajo y de la productividad total factorial. El Gráfico 3 se deriva de la ecuación (5) y muestra el índice del valor agregado, de la productividad total y de la relación capital/producto. Los dos gráficos muestran una historia similar: el valor agregado de la industria aumentó porque aumentó el *stock* de capital; la productividad contribuyó muy poco al crecimiento del valor agregado y el empleo cayó, reduciendo el valor agregado.

La descomposición del crecimiento del valor agregado a partir de la ecuación (5) permite identificar que en el período 1993-2011 el valor agregado creció 3,3% por año, el *stock* de capital creció 6% anualmente, el empleo total cayó 1,29% por año, y la productividad creció 0,23% por año (Gráfico 3). En otras palabras, el cambio técnico explica muy poco del crecimiento del valor agregado industrial de los últimos veinte años, mientras que la inversión explica en gran medida el crecimiento de la producción. De acuerdo con la literatura sobre crecimiento económico se puede decir que el del sector industrial de Colombia desde 1993 se debe más a la ‘transpiración’ que a la ‘inspiración’.

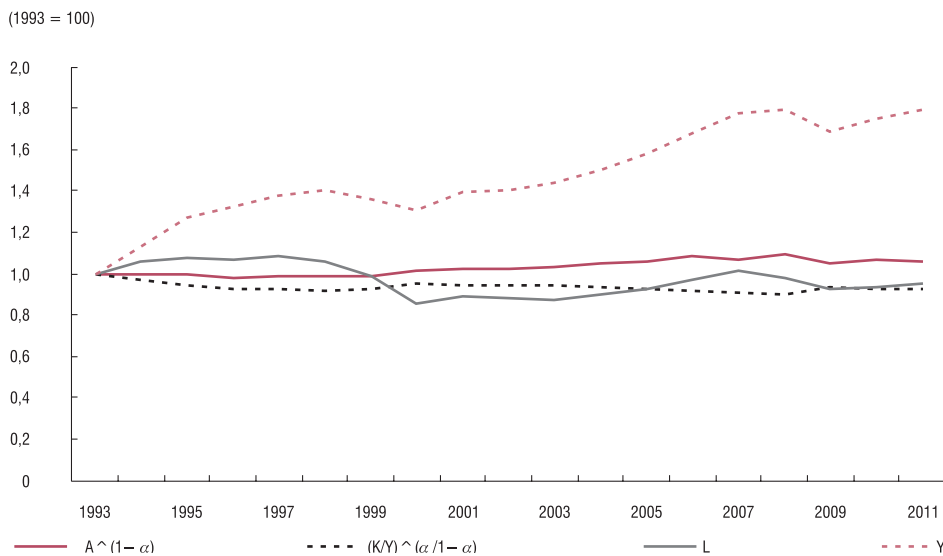
El Gráfico 4 presenta las tasas de crecimiento promedio de cada variable durante el período de estudio según el tamaño de las empresas medido por el número total de empleados. Su tamaño se definió así: el percentil 25 corresponde a once trabajadores, el percentil 50 a veinticuatro trabajadores, el percentil 75 a sesenta y dos trabajadores, y el último cuartil a las empresas con más de sesenta y dos trabajadores. Las empresas en los últimos dos cuartiles son los establecimientos grandes.

Gráfico 2
Valor agregado, capital, trabajo y PTF de la industria colombiana, 1993-2011



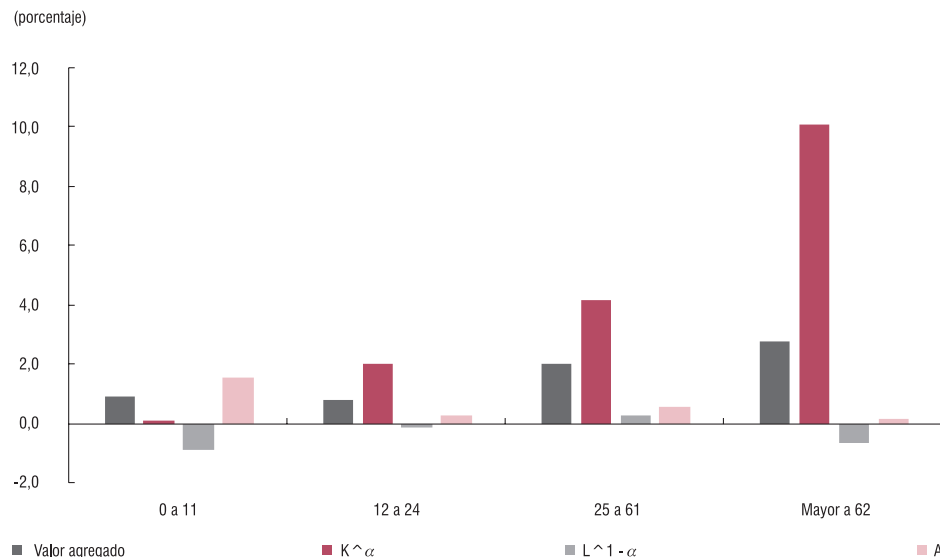
Fuente: elaboración de los autores.

Gráfico 3
Valor agregado, capital, trabajo y PTF de la industria colombiana, 1993-2011



Fuente: elaboración de los autores.

Gráfico 4
Crecimiento promedio del valor agregado, capital, trabajo y PTF según tamaño de las empresas



Fuente: elaboración de los autores.

Se puede ver que los establecimientos ‘grandes’ han crecido más que los demás y que la productividad total factorial creció poco, excepto para las empresas más pequeñas en las cuales creció al 1,6% anual. En las grandes empresas la productividad creció menos del 0,2% anual, inferior al magro 0,3% de las empresas medianas (12-24 trabajadores). El empleo cayó en todos los grupos, excepto en las empresas grandes (25-61), el cual ha mantenido estable el número de trabajadores. Se evidencia asimismo que la mediana y la gran empresa son las que presentan mayores niveles de inversión, siendo las grandes (>62) las que más sobresalen en este ítem, con un crecimiento promedio de 9,6% anual en su *stock* de capital.

El Cuadro 2 presenta la variación anual promedio de la productividad total factorial (A) por sector CIIU a dos dígitos entre 1993 y 2011. Las cifras muestran que la productividad total factorial creció poco en todos los sectores. Los menores crecimientos se dieron en sustancias químicas (-0,05% anual), minerales no metálicos (0,22%) y alimentos, bebidas y tabaco (0,26%). Igualmente, el cambio técnico ha sido relativamente bajo aun en los sectores que aparecen con mayor dinamismo: industrias metálicas básicas (1,07%), maquinaria y equipo (0,57%) y textiles, prendas de vestir y cuero (0,54%). Los resultados son bastante consistentes entre sectores y muestran cómo la productividad total factorial ha permanecido prácticamente estancada en los últimos años, para el total del sector manufacturero y para cada uno de sus subsectores. En resumen, el crecimiento económico de la industria manufacturera del país se explica fundamentalmente por la acumulación de capital.

Cuadro 2
Crecimiento de la productividad promedio CIU dos dígitos

Código CIU	Sector	Crecimiento de la productividad total (porcentaje)
31	Alimentos, bebidas y tabaco	0,26
32	Textiles, prendas de vestir y cuero	0,54
33	Productos de madera	0,48
34	Papel, imprentas y editoriales	0,36
35	Sustancias químicas	(0,05)
36	Minerales no metálicos	0,22
37	Industrias metálicas básicas	1,07
38	Maquinaria y equipo	0,57
39	Otras manufacturas	0,43

Fuente: elaboración de los autores.

5. PROTECCIÓN, CONCENTRACIÓN Y CAMBIO TÉCNICO

5.1. Evolución de las variables

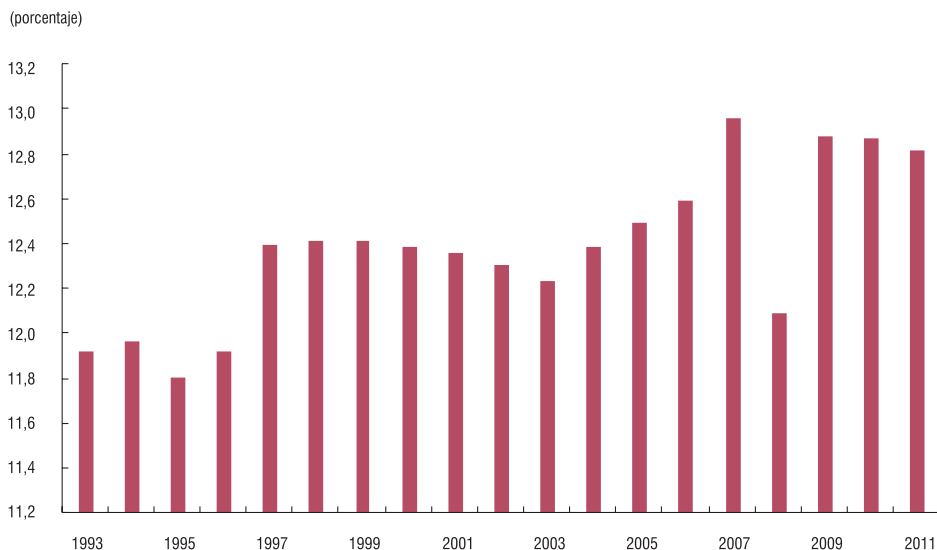
En este apartado presentaremos la evolución de algunas variables que utilizamos en la estimación de la relación entre la productividad total factorial y el comercio internacional. Su propósito es identificar su comportamiento y evolución en los últimos años. El Gráfico 5 muestra la evolución del arancel nominal promedio en la industria manufacturera colombiana. Las cifras muestran el arancel promedio de cada sector CIU a cuatro dígitos con base en los valores por partida arancelaria a diez dígitos. Ese arancel se asignó a todos los establecimientos clasificados en ese sector CIU. Se puede ver que el arancel promedio para la industria ha tendido a aumentar en el tiempo, desde niveles de 11,9% a comienzos de los noventa, a más de 12,8% en 2011 y un máximo del 13% en el año 2007.

El arancel nominal promedio para el universo arancelario ha caído desde comienzos de los años 90, pero para la industria manufacturera el valor promedio ha aumentado en comparación con los valores que rigieron inmediatamente después de la apertura. No obstante esta tendencia creciente, el promedio del arancel es relativamente bajo y se debe a que hay aranceles muy bajos (muchas veces cero) en sectores donde no se importa. En sectores donde se importa mucho y las importaciones compiten con productores nacionales los aranceles tienden a tener niveles altos. Esa combinación de aranceles altos y bajos genera un valor promedio que no parece ser muy alto pero su dispersión ha aumentado en forma significativa; la tendencia a mayor dispersión se ha visto reforzada por la adopción de más medidas no arancelarias en forma diferencial por sectores¹⁰.

El Gráfico 6 muestra la evolución de la concentración industrial en Colombia entre los años 2000 y 2011 para los distintos sectores desagregados a nivel de CIU a tres dígitos. La concentración se mide con el índice de Herfindahl. Los resultados del gráfico

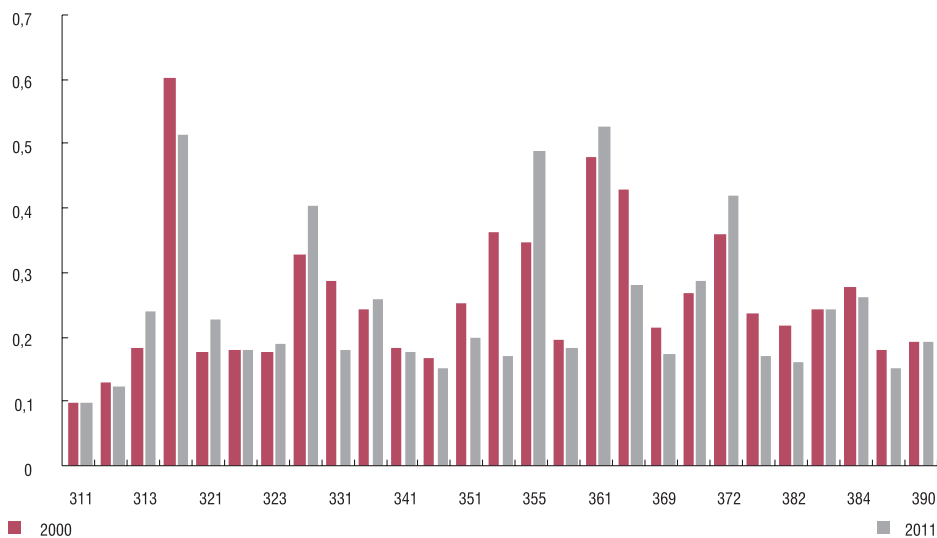
¹⁰ Véase capítulos 2 y 7.

Gráfico 5
Evolución del arancel nominal promedio en la industria manufacturera



Fuente: elaboración de los autores.

Gráfico 6
Índice de concentración de Herfindahl en la industria manufacturera



Fuente: elaboración de los autores.

sugieren una alta concentración en la mayoría de los sectores. El índice tuvo un valor promedio de 0,27 en 2000 y de 0,25 en 2011; la literatura internacional considera que estos valores son altos. El gráfico muestra varios sectores que sobresalen por su alta concentración, como el tabaco (314), el caucho (355) y las cerámicas (362), con índices de concentración de alrededor del 50%. De forma similar, los sectores de calzado (324), industrias metálicas básicas de hierro y acero (371) y metálicas básicas de metales no ferrosos (372) también presentan índices de concentración extraordinariamente altos. Por otro lado, los sectores con menor concentración son la fabricación de productos alimenticios (311) y fabricación de otros productos alimenticios (312), con índices de concentración cercanos al 10%.

5.2. Determinantes

Resulta de interés estudiar los determinantes del cambio técnico en la industria colombiana y su relación con la protección a la producción doméstica. Para ello estimamos varias especificaciones que utilizan como variables *proxy* del grado de protección el arancel nominal¹¹, el equivalente arancelario de las barreras no arancelarias¹² y la importación de materias primas por parte de la firma. Las variables independientes incluidas en las regresiones son el arancel nominal promedio (simple) para cada sector CIIU3 a tres dígitos en el período anterior (T_{t-1}^{CIIU3}), el equivalente arancelario promedio (simple) de las barreras no arancelarias para cada sector CIIU a cuatro dígitos (ave_{t-1}^{CIIU4})¹³ y la cantidad de insumos importados por cada una de las empresas (Mmp_{it}). También se incluyen el índice de Herfindahl ($HH_t^{firma-ciiu3}$), calculado con base en la producción de las diferentes firmas en cada sector CIIU a tres dígitos, y la participación de cada firma en la producción del sector CIIU3 $\left(\frac{Q_{it}^{firma}}{Q_t^{CIIU3}}\right)$ como medida de su tamaño en el mercado. Además, se incorpora la variable de productividad total factorial rezagada un período (A_{t-1}), para capturar su persistencia y evitar o reducir los posibles sesgos en las estimaciones

$$A_{it} = \beta_0 + \beta_1 A_{it-1} + \beta_2 T_{t-1} + \beta_3 ave_{t-1} + \beta_4 HH_t^{firma-ciiu3} + \beta_5 \left(\frac{Q_{it}^{firma}}{Q_t^{CIIU3}}\right) + \beta_6 Mmp_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

El Cuadro 3 muestra los resultados de las estimaciones obtenidas en las diversas especificaciones utilizando la metodología sugerida por Arellano y Bond (1991) para panel

¹¹ Se incluye el arancel rezagado para reducir la importancia de la endogeneidad generada porque los sectores menos innovadores hacen *lobby* con la finalidad de obtener aranceles más altos.

¹² Estimadas con la metodología presentada en el capítulo 7 del presente libro.

¹³ Se utiliza el equivalente arancelario a cuatro dígitos CIIU debido a que es el mayor nivel de desagregación al que logramos llegar con los datos actuales. No conocemos hasta el momento una base de datos que presente la correlativa entre nordest (identificación de la EAM) y Nandina 10 que nos permita hacer el ejercicio con un mayor nivel de detalle.

dinámico durante el período 1993-2011. En las columnas 1 a 6 aparecen los resultados bajo las distintas especificaciones usando el arancel nominal y el equivalente arancelario de las barreras no arancelarias como *proxy* de protección y las importaciones de materias primas como *proxy* de la capacidad de una empresa para absorber la tecnología mundial moderna a través de las importaciones de insumos.

Cuadro 3
Determinantes de la productividad total factorial

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
A ($t-1$)	0,61*** (0,05)	0,59*** (0,05)	0,59*** (0,05)	0,58*** (0,05)	0,58*** (0,05)	0,58*** (0,05)
Arancel ($t-1$)	-2,21*** (0,40)		-1,95*** (0,43)	-1,94*** (0,42)	-1,93*** (0,42)	-1,93*** (0,30)
<i>Ave</i> ($t-1$) ^{a/}		-0,05*** (0,01)	-0,05*** (0,01)	-0,05*** (0,01)	-0,05*** (0,01)	-0,05*** (0,01)
Herfindahl				-0,11*** (0,04)	-0,15*** (0,04)	-0,15*** (0,04)
Participación CIIU3					1,68*** (0,36)	1,68*** (0,36)
<i>Mmp</i>						0,00** (0,00)
Constante	3,57*** (0,39)	3,5*** (0,41)	3,76*** (0,41)	3,83*** (0,41)	3,85*** (0,41)	3,81*** (0,41)
Observaciones	80.373	70.805	70.805	70.805	70.805	70.805

^{a/} El coeficiente del equivalente arancelario de las barreras no arancelarias aparece con el signo esperado desde la teoría económica y es altamente significativo. Sin embargo, su magnitud parece ser muy pequeña, lo que se debe posiblemente a dos aspectos: el primero es el nivel de desagregación que reduce el nivel de dispersión de la variable y, el segundo, los niveles de la variable.

Errores estándar en paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuente: cálculos de los autores.

Los resultados muestran que existe alto grado de persistencia en la productividad (los coeficientes asociados con A son altos y estadísticamente distintos de 0 en las cuatro regresiones al 1% de significancia), lo que expresa que las empresas más productivas históricamente siguen siendo productivas. Además, se puede determinar que la productividad total es menor en los sectores más protegidos con aranceles y barreras no arancelarias. Mientras más altos sean los aranceles y las barreras no arancelarias correspondientes al sector en el que opera cada firma, menor es el nivel de cambio técnico que esta presenta. De igual manera, los sectores económicos más concentrados (según el índice de Herfindahl) presentan menores niveles de productividad. Las empresas ‘grandes’, con alta participación en la producción de cada sector CIIU a tres dígitos, son más productivas, al igual que aquellas con mayor participación en el comercio internacional. Todas las variables presentan el signo esperado por la teoría económica y son altamente significativas.

Estos resultados comprueban que la mayor protección a la producción doméstica reduce la productividad total factorial de la industria manufacturera del país. En los últimos 20 años han crecido el nivel promedio de aranceles, su dispersión y el número de barreras no arancelarias, una tendencia que va en contravía del propósito fundamental de incrementar la productividad de la economía y tener un sector manufacturero que pueda competir eficazmente en los mercados internacionales y crecer mucho en el largo plazo.

6. CONCLUSIONES

En este capítulo se analiza la evolución de la productividad en la industria manufacturera colombiana entre 1993 y 2011. Nuestros resultados son relativamente consistentes con los de los pocos trabajos disponibles para el conjunto de la economía, los cuales sugieren que la productividad no ha crecido en las últimas décadas en Colombia.

La productividad ha crecido muy poco en el sector manufacturero y casi todo el crecimiento de la producción industrial debe atribuirse a la inversión (incrementos en el *stock* de capital) y no al cambio técnico. Este fenómeno parece observarse tanto en la pequeña como en la gran industria, y también en la mayoría de los sectores CIU a tres dígitos. Por otro lado, los ejercicios econométricos muestran que los sectores con menores restricciones al comercio internacional (bajos aranceles y barreras no arancelarias) y mayor grado de apertura a las importaciones y a la competencia internacional son los más productivos. Igualmente, se encuentra un efecto positivo en la utilización de insumos importados y el tamaño de las empresas, sobre el cambio tecnológico. Por último, se pudo establecer que el poder oligopólico (alto índice Herfindahl) reduce la productividad total factorial. En resumen, el sector manufacturero colombiano carece de un entorno de políticas que favorezcan el aumento de la productividad y una producción eficiente y competitiva a nivel internacional; para ser más eficiente y competitivo el sector tiene que enfrentarse a la competencia externa lo cual se logra reduciendo las barreras arancelarias y no arancelarias al comercio internacional.

REFERENCIAS

- Akerberg, D.; Caves, K.; Frazer, G. (2015). "Identification Properties of Recent Production Function Estimators", *Econometrica*, vol. 83, núm. 6, pp. 2411-2451.
- Arellano, M.; Bond, S. (1991). "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *The Review of Economic Studies*, vol. 58, núm. 2, pp. 277-297.
- Blanchard, O.; Johnson, D. (2013). *Macroeconomics*, Pearson.
- Casas, C.; González, A. (2016). "Productivity Measures for the Colombian Manufacturing Industry", Borradores de Economía, núm. 947, Banco de la República.
- Chenery, H. (1986). "Industrialization and Growth", *World Bank Working Papers*, núm. 539.

- De Loecker, J. (2011). "Product Differentiation, Multiproduct Firms, and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity", *Econometrica*, vol. 79, núm. 5, pp. 1407-1451.
- Easterly, W.; Levine, R. (2003). "Tropics, germs, and crops: how endowments influence economic development", *Journal of Monetary Economics*, vol. 50, núm. 1, pp. 3-39.
- Echavarría, J. J.; Arbeláez, M.; Rosales, M. (2006). "La productividad y sus determinantes: el caso de la industria colombiana", Borradores de Economía, núm. 374, Banco de la República.
- Eslava, M.; Haltiwanger, J.; Kugler, A.; Kugler, M. (2004). "The Effect of Structural Reforms on Productivity and Profitability Enhancing Reallocation: Evidence from Colombia", *Journal of Development Economics*, vol. 75, núm. 2, pp. 333-371.
- Fernandes, A. (2003). "Trade policy, trade volumes and plant-level productivity in Colombian manufacturing industries." *World Bank Policy Research Working Paper*, vol. 3064.
- Fernandes, A. (2007). "Trade Policy, Trade Volumes and Plant-Level Productivity in Colombian Manufacturing Industries", *Journal of International Economics*, vol. 71, núm. 1, pp. 52-71.
- Griliches, Z.; Mairesse, J. (1999). "Production Functions: The Search for Identification", en S. S., *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (pp. 169-203), Cambridge: Cambridge University Press.
- Harberger, A. (1969). "La tasa de rendimiento de capital en Colombia", *Revista de Planeación y Desarrollo*, vol. 1, núm. 3, pp. 13-42.
- Kehoe, T. (2007). "Informality and Economic Development", Mimeo Working paper University of Minnesota.
- Klette, T.; Griliches, Z. (2001). "Empirical Patterns of Firm Growth and R&D Investment: a Quality Ladder Model Interpretation", *The Economic Journal*, vol. 110, núm. 463, pp. 363-387.
- Levinsohn, J.; Petrin, A. (2003). "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables", *The Review of Economics Studies*, vol. 70, núm. 2, pp. 317-341.
- Levinsohn, J.; Petrin, A. (2012). "Measuring aggregate productivity growth using plant-level data", *The RAND Journal of Economics*, vol. 43, núm. 4, pp. 705-725.
- Medina, P.; Meléndez, M.; Seim, K. (2003). "Productivity Dynamics of the Colombian Manufacturing Sector", *Documentos CEDE*, núm. 3390, Universidad de los Andes.
- Muendler, M. A. (2004). "Trade, Technology, and Productivity: A Study of Brazilian Manufactures, 1986-1998", *CESifo Working Paper*, núm. 1148.
- Olley, S.; Pakes, A. (1996). "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, vol. 64, núm. 6, pp. 1263-1297.
- Pavcnik, N. (2002). "Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants", *The Review of Economic Studies*, vol. 69, núm. 1, pp. 245-276.
- Pombo, C. (1999). "Economías de escala, *markups* y determinantes del cambio técnico en la industria en Colombia", *Coyuntura Económica*, vol. 29, núm. 4, pp. 107-133.

- Senhadji, A. (1999). "Sources of Economic Growth: An Extensive Growth Accounting Exercise". *IMF Working papers*, núm. 77.
- Solow, R. (1956). "A Contribution to the Theory of Economic Growth", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 70, núm. 1, pp. 65-94.
- Syverson, C. (2004). "Market Structure and Productivity: A Concrete Example", *Journal of Political Economy*, vol. 112, núm. 6, pp. 1181-1222.
- Urrutia, M.; Posada, C. (2004). "Un siglo de crecimiento económico", Fundación Pondo
- Wooldridge, J. (2009). "On Estimating firm-level Production Function using Proxy Variables to Control for Unobservables", *Economics Letters*, vol. 104, núm. 3, pp. 112-114.

