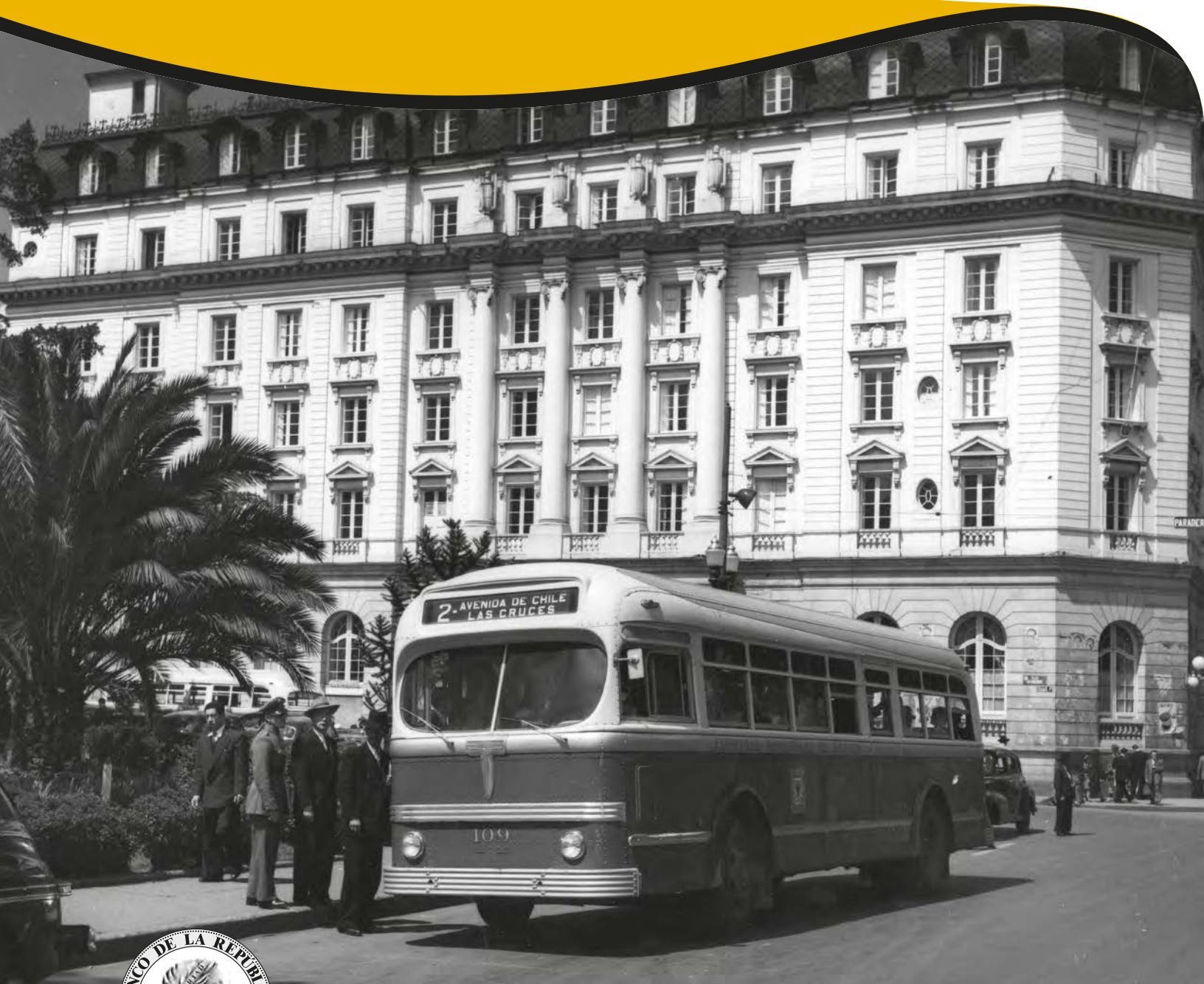


Protección y productividad en la
industria colombiana, 1993-2011

Por: Juan José Echavarría
Iader Giraldo
Fernando Jaramillo

Núm. 1082
2019

Borradores de ECONOMÍA



Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia - Bogotá - Colombia

PROTECCIÓN Y PRODUCTIVIDAD EN LA INDUSTRIA COLOMBIANA, 1993-2011

Juan José Echavarría*

Iader Giraldo*

Fernando Jaramillo*

jechavso@banrep.gov.co

iader.giraldo@cesa.edu.co

fernando.jaramillo@urosario.edu.co

Banco de la República

Las opiniones contenidas en el presente documento son responsabilidad exclusiva de los autores y no comprometen al Banco de la República ni a su Junta Directiva.

Resumen

Este documento analiza la evolución de la productividad total factorial en la industria colombiana entre 1993 y 2011 haciendo uso de datos a nivel de firma. La determinación de la productividad total factorial es bastante importante debido a sus implicaciones en el crecimiento económico, la innovación y el nivel de ingresos del país. Una vez definida la evolución de la productividad total factorial se estudian sus determinantes. Fundamentalmente se consideran especificaciones que evalúan la importancia de la apertura económica y el nivel de concentración de la producción sobre los niveles de productividad. Los resultados muestran un estancamiento en la productividad factorial en la industria manufacturera del país y, además, se identifica una relación directa entre los niveles de incorporación de las firmas a los mercados internacionales y su nivel de productividad.

Palabras clave: Productividad total factorial, proteccionismo, crecimiento de la productividad, industria, estimación funciones de producción.

Clasificación JEL: D24, O47, F62

* Gerente General Banco de la República

* Docente – Investigador Colegio de Estudios Superiores de Administración, CESA

* Docente – Investigador Universidad del Rosario

PROTECTIONISM AND PRODUCTIVITY IN COLOMBIAN INDUSTRY, 1993-2011

Juan José Echavarría*

Iader Giraldo*

Fernando Jaramillo*

jechavso@banrep.gov.co

iader.giraldo@cesa.edu.co

fernando.jaramillo@urosario.edu.co

Banco de la República

The opinions contained in this document are the sole responsibility of the authors and do not commit Banco de la República or its Board of Directors

Abstract

This document analyzes the evolution of total factor productivity in Colombian industry between 1993 and 2011 using data at the firm level. The determination of total factor productivity is quite important because of its implications for economic growth, innovation and the income levels in the country. Once the evolution of total factor productivity is defined, its determinants are studied. Fundamentally, we considered specifications that evaluate the importance of the economic opening and the level of production concentration on productivity levels. The results show a stagnation in the productivity levels in the manufacturing industry of the country and, in addition, a direct relationship is identified between the firm's integration levels to international markets and their productivity.

Keywords: Total Factor Productivity, Protectionism, Productivity Growth, Industry, Production Function Estimation.

JEL Codes: D24, O47, F62

* Governor of Banco de la República

* Research – Professor CESA school of Business

* Research – Professor Universidad del Rosario

I. Introducción

El comportamiento de la productividad total de los factores (en adelante PTF), también llamada residuo de Solow asociado con el cambio técnico y/o la eficiencia en la utilización de los factores, explica buena parte del crecimiento económico de los países. Esta, es considerada como la principal fuente de crecimiento económico de largo plazo. Estudios empíricos muestran como la productividad total de los factores es considerada el principal determinante de la evolución de PIB per cápita en los países desarrollados, la desaceleración del crecimiento de un país como China,¹ y la explicación 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 productividad total factorial y el aporte de esta al crecimiento económico del país. Algunos estudios existentes muestran que la productividad creció a un ritmo apreciable entre 1950 y 1980, pero se estancó (e incluso disminuyó) durante las últimas décadas.²

A pesar de que la estimación de la PTF surge originalmente del artículo de Solow (1956), la estimación de esta ha tomado gran relevancia en los últimos tiempos tras la disponibilidad de series de micro-datos que permiten realizar estimaciones a nivel de firma y, la aplicación de técnicas econométricas más sofisticadas. Como resultado de lo anterior han surgido diferentes estudios a nivel teórico y empírico que presentan la forma en que la productividad de la firma determina los niveles agregados de PTF.

El propósito de este capítulo es analizar la evolución de la productividad total de los factores en la industria manufacturera colombiana entre 1993 y 2011 y las implicaciones de la protección comercial sobre la evolución de esta variable. La escogencia del sector manufacturero se puede justificar en la existencia de micro-datos que permiten la aplicación de técnicas modernas de estimación. Para ello se cuenta con un panel no balanceado de aproximadamente 20 mil establecimientos, con información sobre diferentes tipos de empleo, compras de distintos tipos de maquinaria y equipo, valor agregado y producción, entre otras variables, disponible en la Encuesta Anual Manufacturera (EAM) del DANE.

Además de esta introducción, el presente estudio consta de seis secciones adicionales. La Sección II presenta las fuentes de información, la manera de calcular las variables

¹ Según Blanchard y Johnson (2013), p.260, la productividad explicó el 116.7% del crecimiento del ingreso per cápita en Japón en el período 1985-2009, el 84.2% en Francia, el 76.2% en el Reino Unido y el 68.4% en los Estados Unidos. La productividad explicó cerca del 91% del crecimiento de la China entre 1978 y 1995, y “apenas” el 64% entre 1995-2007. 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 vía de desarrollo, y Senhadji (1999) encuentra que el cambio técnico ha sido más dinámico en el Asia que en los países industrializados y mucho más dinámico que en América Latina o África.

² Para el período 1947-2001 ver 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.

relacionadas con la PTF y su contribución al crecimiento económico. La Sección III describe la metodología de estimación. La Sección IV compara el papel jugado por el cambio técnico y por la inversión en el crecimiento del valor agregado industrial. Este análisis se efectúa para el conjunto de la industria, para los diferentes sectores que conforman la clasificación industrial CIIU a 2 dígitos y para los distintos tamaños de firmas. La Sección V evalúa el papel jugado por los aranceles y la apertura de la economía (a través de medidas de política sobre importaciones y exportaciones), así como por la concentración sectorial y el tamaño de las firmas en la determinación de la productividad. La Sección VI concluye.

II. Producción, productividad y fuentes de Información

De acuerdo con las teorías modernas del desarrollo, el cambio tecnológico es el determinante en última instancia del crecimiento económico de largo plazo. El crecimiento de la PTF está estrechamente asociado con el cambio tecnológico y la innovación. La inversión y la acumulación de capital humano pueden jugar un papel importante en la transición hacia el equilibrio de largo plazo, pero si no hay un crecimiento tecnológico llegará el momento en que dicho cambio en la tecnología se agota.

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 que innovan y del grado de comercio exterior. En particular, las políticas de comercio exterior pueden afectar los incentivos a la innovación y el 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 una 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 los factores productivos utilizados en la producción son endógenos, ya que dependen de la producción esperada y de la productividad de la empresa.

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

Una vez que se estima de manera correcta la función de producción de producción es posible calcular el residuo de Solow, calcular su contribución al crecimiento y estudiar los determinantes del cambio tecnológico. Como se mencionó anteriormente, esta sección presentará la metodología utilizada para estimar de manera adecuada 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

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

en donde Y_{it} es el valor agregado de la empresa i , L_{it} el empleo, K_{it} el stock de capital, y A_{it} la productividad total factorial. El parámetro α , en la ecuación (1) representa la elasticidad del valor agregado con respecto al capital.

Si se conoce la elasticidad del valor agregado con respecto al capital (α), y los valores de las variables Y_{it} , L_{it} , es posible deducir la productividad multifactorial (A_{it}) de cada una de las empresas y un indicador de la productividad agregada, medido como el promedio ponderado del logaritmo de la productividad (\hat{A}_{at}), Petrin y Levinsohn (2012).

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

en 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.

Siguiendo 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 periodo se puede escribir de la siguiente manera³:

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

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

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

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

Una manera conveniente de presentar la evolución de largo plazo de la producción agregada y del papel que ha tenido la PTF consiste en construir los índices encadenados del valor agregado, PTF, capital y trabajo utilizados en la ecuación (3) con base en el crecimiento acumulado 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

³ La ecuación (3) tiene sentido si se calcula únicamente el crecimiento de las empresas que producen en los dos periodos. Si en el cálculo del crecimiento se incluyera la producción tanto de las nuevas empresas como aquellas que salen, la ecuación (3) sería igual a

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

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

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

y de manera similar se construyen los índices del valor agregado ($Y_{at,0}^I$), el capital ($K_{at,0}^I$) y el trabajo ($L_{at,0}^I$).

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

$$Y_{at,0}^I = A_{at,0}^I (K_{at,0}^I)^\alpha (L_{at,0}^I)^{1-\alpha}. \quad (4)$$

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 ($K_{at,0}^I/Y_{at,0}^I$):

$$Y_{at,0}^I = (A_{at,0}^I)^{\frac{1}{1-\alpha}} \left(\frac{K_{at,0}^I}{Y_{at,0}^I} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} L_{at,0}^I. \quad (5)$$

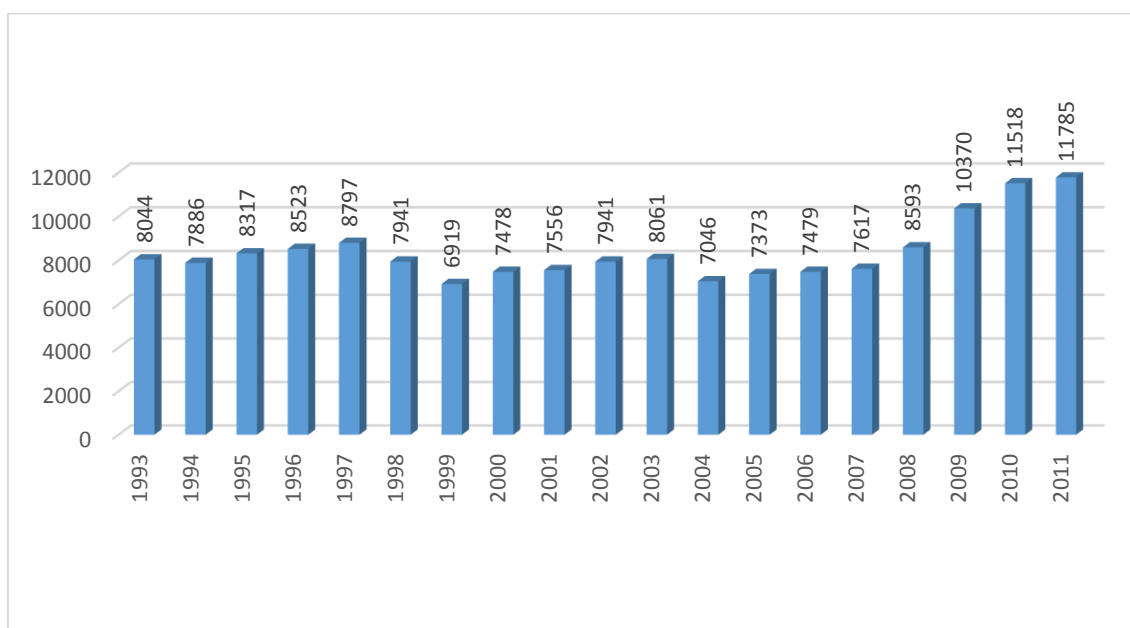
En esta ecuación, la relación capital producto es un indicador de la importancia de la inversión en el crecimiento económico.

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

Para cada una de las empresas se construyeron las series de valor agregado, empleo y capital para el periodo 1993-2011 con el fin de obtener un panel balanceado y poder estimar el parámetro (α) de la función de producción y deducir los indicadores de productividad descritos en la subsección anterior. Para evitar sesgos en la estimación no se incluye información para 1992-1993, debido a que se presentó un cambio metodológico en el cuestionario de la encuesta.

El Gráfico 1 muestra la evolución del número de empresas en el sector manufacturero colombiano durante el período 1993-2011. Dicho número varía entre unas 8000 firmas a comienzos de los 1990s a algo menos de 12,000 a finales del período. Como se puede observar, la cantidad de empresas fue relativamente constante entre 1994 y 1998, presenta una caída importante en la crisis de final del siglo, en particular en 1999, y sube de manera importante y sostenida a partir del 2004.

Gráfico 1: Evolución número de empresas 1993-2011



Fuente: Elaboración propia.

Las series de producción y valor agregado de cada una de las empresas se deflactaron con el índice de precios al productor para los distintos sectores CIU a 3 dígitos a los cuales pertenece cada firma. Para el cálculo del empleo L_t se obtuvo un promedio ponderado de las distintas categorías de empleo considerados por el DANE en los distintos subperíodos, ajustando por salarios relativos de cada grupo. Para cada categoría definida por el DANE se consideró el salario relativo como ponderador, donde $L_{i,co} \left(\frac{W_{i,c}}{W_{i,nc}} \right) = L_{i,c}$, siendo $L_{i,co}$ y $L_{i,c}$ el número de trabajadores calificados “original” y “ponderado”, y $W_{i,c}$ y $W_{i,nc}$ el salario unitario de los trabajadores calificados y no calificados, respectivamente. En dicho cálculo se está suponiendo que los salarios son proporcionales al capital humano, lo cual ha sido corroborado por la evidencia empírica.⁴

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 z del stock de capital ($K_{iz,t}$) se calculó con base en la siguiente ecuación

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

⁴ Ver Echavarría et. al. (2006)

en donde δ_j 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.⁵

Se consideró que la inversión nominal bruta (I_{zt}) coincidía con las compras anuales de cada categoría de maquinaria y equipo, y se calculó la inversión real deflactando por los índices de precios de la categoría CIIU más cercana. Finalmente, el stock para el año inicial de cada establecimiento (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), en la cual se supone que la economía se encuentra en estado estacionario, caso en el cual el crecimiento del capital es similar al de la producción

$$g_{iz,t} = K_{iz,t}/K_{iz,t-1} - 1 = Y_{it}/Y_{i,t-1} - 1.$$

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

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

Una vez ajustado el stock de capital inicial con base en $\frac{K_{iz,0}^h}{K_{iz,0}}$ para cada firma, se calculó nuevamente el stock de capital para los demás años con base en la ecuación (6), tomando los datos de la serie de inversión disponibles en la Encuesta Anual Manufacturera del DANE.

III. Metodología de Estimación⁶

Las aplicaciones empíricas de los modelos tradicionales estiman la productividad como el residuo de la función de producción, ya sea a partir del método de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), o de técnicas de efectos fijos (EF). En ambos casos, se supone que los insumos productivos de la función de producción son exógenos. Sin embargo, desde hace muchos años la literatura económica había identificado que los factores productivos tienden a estar correlacionados con la productividad, lo que conduce a que los estimadores obtenidos bajo estos métodos estén sesgados debido a estos problemas de endogeneidad.

Adicionalmente, la literatura ha detallado otros posibles sesgos generados por la aplicación de las metodologías atrás descritas (MCO y EF). Entre estos se destacan el sesgo de selección, si no se tienen en cuenta la entrada y salida de firmas de la muestra; la omisión de precios, al deflactar las series utilizando índices de precios sectoriales; y finalmente, los errores de estimación, al usar funciones de producción para firmas multiproducto.

Recientemente se han desarrollado diferentes métodos de estimación para corregir estos problemas. Dentro de estos se destacan los estudios clásicos de Olley y Pakes (1996) y

⁵ Estas tasas de depreciación son tomadas de las establecidas para la depreciación contable de los activos. Se hicieron algunos ejercicios de robustez para la construcción de estas series en base a valores de las depreciaciones estimadas en Pombo (1999) y los resultados no se modifican de manera significativa.

⁶ Algunos apartes de esta sección son tomados de Echavarría, Arberlález y Rosales (2006)

de Levinsohn y Petrin (2003), y más recientemente, Wooldridge (2009), De Loecker (2011) y Akerberg, et al. (2015). Estos autores desarrollan técnicas para corregir el sesgo generado por la endogeneidad de los factores de producción con la productividad mediante la utilización de variables relacionadas con el proceso productivo, las cuales son usadas como proxy de la productividad. En particular, Olley y Pakes (1996) usan la demanda de inversión como proxy, mientras que Levinsohn y Petrin (2003) utilizan la demanda por insumos intermedios. Ambos trabajos establecen técnicas semi-paramétricas de estimación, con base en información a nivel de firma.

Los demás autores presentan metodologías con variaciones a las propuestas realizadas en los artículos seminales de Olley y Pakes (1996) y de Levinsohn y Petrin (2003). Particularmente, Wooldridge (2009) muestra como los estimadores semi-paramétricos establecidos en estas metodologías pueden ser implementados usando el método generalizado de los momentos (GMM).⁷ De Loecker (2011) realiza una corrección al sesgo generado por la omisión de los precios particulares de cada firma utilizando la metodología propuesta por Klette y Griliches (2001) dentro del contexto del modelo de Olley and Pakes (1996). Finalmente, Akerberg et al. (2015) amplían el modelo de Olley and Pakes (1996), incorporando la estimación del coeficiente de trabajo de la función de producción a la segunda etapa de estimación con el propósito de eliminar posibles problemas de identificación y multicolinealidad.

El modelo de Levinsohn y Petrin (2003)⁸ (en adelante LP) que emplearemos en este trabajo parte de una transformación logarítmica a una función de producción tipo Cobb-Douglas⁹ 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):

$$q_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_e e_{it} + \beta_{mp} mp_{it} + u_{it} \quad (7)(6IG)$$

Se asume que el error 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 econometrista) y un error (ε_{it}) con media cero y varianza constante, el cual no está correlacionado con la escogencia de los 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, y por lo tanto impacta las decisiones de la firma. Además, aunque no es observada por el econometrista puede afectar la escogencia de los insumos, y conduce al conocido problema de simultaneidad en la estimación de la función de producción.¹⁰ La

⁷ Esto también aplica para el modelo de Akerberg, et al. (2015)

⁸ Utilizaremos el modelo de Levinsohn y Petrin (2003) ya que es el más ampliamente utilizado en este tipo de estimaciones y que ha mostrado mejor desempeño. Sin embargo, presentaremos los resultados obtenidos aplicando la metodología de Wooldridge (2009) como medida de robustez de los resultados.

⁹ Sobre la validez de este tipo de funciones ver (Griliches y Mairesse, 1999).

¹⁰ Los estimadores que ignoran la correlación ente los insumos y este factor no observable (por ejemplo, MCO) conducen a resultados inconsistentes.

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, la energía o las materias primas en el momento t 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 la elasticidad del producto al trabajo estaría sesgado positivamente.

Adicionalmente, no es clara la dirección del sesgo en el coeficiente del capital. Dada su característica de insumo cuasi-fijo, puede no estar correlacionado (o correlacionado débilmente) con la productividad. Si esto ocurre y los niveles de capital están correlacionados con insumos variables como el trabajo, en términos econométricos, esto podría implicar que un sesgo positivo en un coeficiente puede transmitirse en un sesgo negativo en el otro, ya que ambos se estiman simultáneamente. No obstante, si el capital esta positivamente correlacionado con la productividad, el estimador de mínimos cuadrados ordinarios (MCO) puede ser mayor.

Para resolver los problemas de simultaneidad, LP utilizan como proxy de la productividad no observada la demanda por insumos intermedios por parte de la firma,¹¹ la cual depende de las variables de estado ω_{it} y k_{it} :

$$mp_{it} = mp_{it}(\omega_{it}, k_{it}). \quad (8IG)$$

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

$$\omega_{it} = \omega_{it}(mp_{it}, k_{it}) \quad (9)^{12}$$

La función de producción estaría ahora dada por:

$$q_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_e e_{it} + \beta_{mp} mp_{it} + \omega_{it}(mp_{it}, k_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

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 (10) es parcialmente lineal, el modelo debe estimarse usando métodos semi-paramétricos. Los autores proponen un proceso de estimación en dos etapas a partir de un panel de firmas. En términos generales, la primera etapa consiste en estimar los coeficientes de los insumos de trabajo y energía (aquellos factores de producción diferentes a la proxy de la productividad). Para esto, se incorpora en la ecuación (10) una aproximación polinomial de orden 3 en capital y materias primas y se estima por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). En la segunda etapa se buscan estimadores de los parámetros del capital y las

¹¹ Olley y Pakes (1996) utilizan como proxy de productividad la función de inversión de la firma la cual 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 sólo válida para aquellas firmas que reportan inversión diferente de cero.

¹² Por lo tanto, esta función es estrictamente creciente en mp_{it} .

materias primas. Para esto, se encuentra una expresión para el error de la función de producción que será la función a minimizar. En este proceso, LP suponen que la productividad, ω_{it} , sigue un proceso de Markov de primer orden. El problema de la minimización del error se soluciona utilizando el método generalizado de momentos para obtener los estimadores de β_k y β_{mp} .

Las ventajas de calcular la productividad bajo técnicas semi-paramétricas han sido probadas en diferentes trabajos aplicados a nivel internacional. Para el caso de la industria chilena, por ejemplo, los estudios de Levinsohn y Petrin (1999) y Pavcnik (2002) a nivel sectorial evidencian que los coeficientes de los insumos (p.e. trabajo y materias primas) están sesgados positivamente bajo los métodos tradicionales de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) y efectos fijos (EF), mientras que el capital resulta sesgado negativamente para la mayoría de sectores. El primer estudio utiliza como proxy de la PTF las materias primas y la energía mientras que el segundo usa la inversión. El caso brasilero es estudiado por Muendler (2004) utilizando también la inversión como proxy de la PTF para 27 sectores industriales. Este trabajo encuentra igualmente que los parámetros de los insumos variables están sesgados positivamente cuando se estiman con técnicas de EF. Pero, contrario a los anteriores trabajos, los coeficientes del capital están sesgados positivamente bajo EF lo que sugiere una correlación positiva entre este insumo y la productividad.

Para el caso de la industria manufacturera en Colombia, el trabajo pionero de Medina, Meléndez, y Seim (2003) estima funciones de producción a nivel sectorial con datos de la Encuesta Anual Manufacturera del DANE entre 1977 y 1999 utilizando como proxy de la productividad no observada la demanda de insumos intermedios. Respecto al sesgo de los coeficientes, en la mayoría de los sectores, los autores encuentran una sobrestimación de los coeficientes de trabajo, energía y materias primas calculados bajo el método de MCO. El coeficiente del capital no resulta significativo en algunos sectores y cuando es estimado por MCO presenta un sesgo negativo. Fernandes (2007) también aplica esta metodología para el periodo entre 1981-1991 y encuentra sesgos positivos para los coeficientes de los insumos variables estimados por MCO frente a aquellos estimados usando LP. El trabajo evidencia una sobrestimación en el parámetro del capital en la mitad de los sectores. Echavarría, et. al. (2006) encuentran estos mismos sesgos en las estimaciones haciendo uso de la metodología propuesta por LP tras ajustar el stock de capital por capacidad instalada y corregir el stock de capital inicial de las empresas a través de la metodología propuesta por Harberger (1969). Finalmente, Casas y González (2016) realizan estimaciones de la productividad total factorial en Colombia haciendo uso de técnicas semiparamétricas de estimación con base a datos de la Superintendencia de Industria y Comercio para el período 2005-2013, evidenciando la presencia de sesgos similares a los presentados por los demás autores.

Es importante resaltar que existen métodos alternativos a las técnicas semi-paramétricas que también solucionan los problemas de las mediciones tradicionales. Por ejemplo, Eslava, et al. (2004) utilizan la metodología de variables instrumentales propuesta por Syverson (2005) para estimar la función de producción de la industria colombiana. En Syverson (2005) se señala que cuando las firmas contratan insumos y factores productivos tienen en cuenta no sólo la productividad, sino también la demanda esperada, especialmente bajo condiciones de mercados segmentados regionalmente. Por esto,

propone el uso de variables instrumentales de demanda local para estimar la función de producción. En Eslava, et al. (2004) se utilizan como instrumentos los precios de la energía y de las materias primas y se encuentra que los coeficientes del trabajo y las materias primas están sesgados positivamente cuando se estiman por MCO, mientras que los del capital y la energía están sesgados negativamente.

El Cuadro 1 presenta los resultados de la estimación de la productividad total de los factores en la industria colombiana entre 1993 y 2011 bajo mínimos cuadrados ordinarios, efectos fijos, y con las metodologías sugeridas por Levinsohn y Petrin (2003), así como la propuesta de Wooldridge (2009) que permite hacer la estimación en una única etapa haciendo uso del método generalizado de los momentos. Además, se utilizan dos especificaciones alternativas, utilizando el empleo total reportado por cada establecimiento, así como el empleo ponderado según los salarios relativos para trabajadores calificados y no calificados.

Como se puede observar la participación del capital oscila entre 0.27 y 0.335 para las especificaciones preferidas (columnas LP1 y Wool1), y son mayores para la metodología sugerida por Wooldridge (2009) que para la de Levinsohn y Petrin (2003). Además, no se encuentran lejanas de las que se obtienen con mínimos cuadrados ordinarios o con efectos fijos 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.

Cuadro 1: Estimación productividad total factorial industria manufacturera

	MCO1	MCO2	EF1	EF2	LP1	LP2	Wool1	Wool2
L no calificado	0.398*** (0.008)		0.277*** (0.004)		0.255*** (0.007)		0.259*** (0.009)	
L calificado	0.522*** (0.008)		0.221*** (0.004)		0.284*** (0.006)		0.324*** (0.009)	
L total		0.958*** (0.007)		0.727*** (0.004)		0.629*** (0.006)		0.673*** (0.008)
Capital	0.329*** (0.006)	0.269*** (0.005)	0.275*** (0.003)	0.200*** (0.003)	0.271*** (0.024)	0.234*** (0.011)	0.335*** (0.012)	0.270*** (0.011)
Constante	6.740*** (0.068)	6.414*** (0.054)	8.358*** (0.050)	8.027*** (0.043)			13.99*** (1.434)	9.052*** (0.987)
Observaciones	118,890	153,899	118,890	153,899	116,154	149,179	96,446	129,058

*Errores estándar en paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$. OLS: Mínimos Cuadrados Ordinarios; FE Efectos Fijos; LP: Levinsohn y Petrin; Wool: Wooldridge*

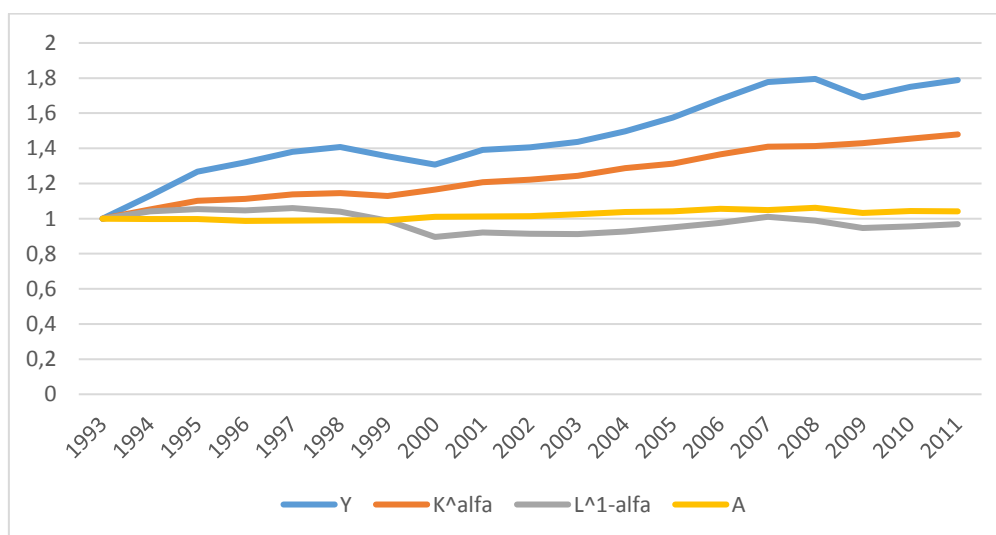
La participación del empleo oscila entre 0.539 y 0.629 en Levinsohn-Petrin, según se utilice el empleo total o la diferenciación entre empleo calificado y no calificado, y entre 0.583 y 0.673 en Wooldridge para las mismas especificaciones. Se trata de coeficientes mucho menores que en el caso de mínimos cuadrados ordinarios (0.920 y 0.958) o efectos

fijos (0.498 y 0.727). Con base en los resultados anteriores 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.

IV. Económico de la Industria Colombiana

Los gráficos (2) y (3) utilizan las ecuaciones (4) y (5) para presentar la descomposición del índice del valor agregado para el conjunto de la manufactura colombiana entre 1993 y 2011 en función del comportamiento del empleo y el capital (o de la relación capital producto para el caso de la ecuación (5)). Las dos gráficas muestran una historia similar. El crecimiento en el valor agregado de la industria se debió principalmente a un incremento en el stock de capital generado por la inversión. Por su parte, la productividad tuvo un efecto muy reducido sobre el crecimiento, y el empleo tuvo un efecto negativo.

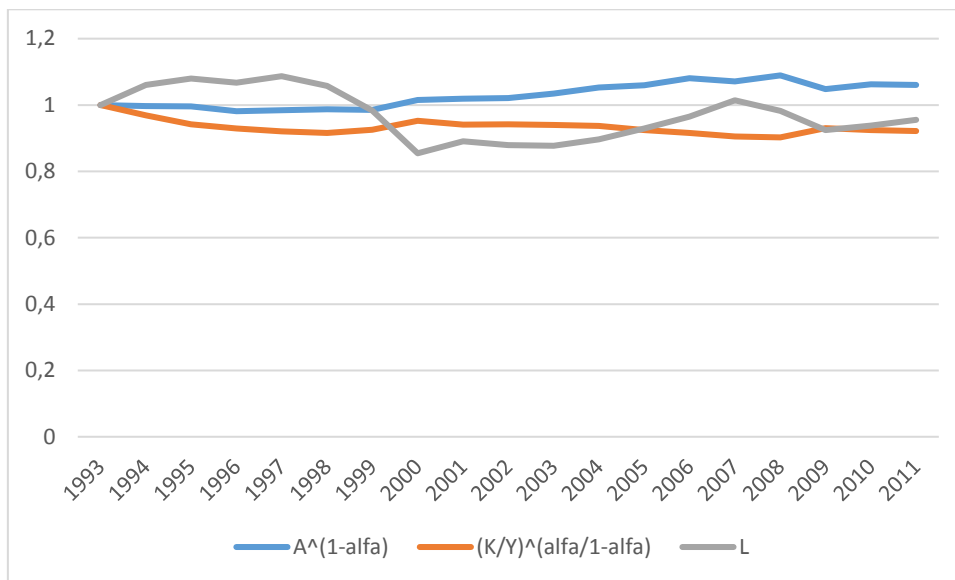
Gráfico 2: Valor Agregado, Capital, Trabajo y PTF industria colombiana 1993-2011 (1993=100)



Fuente: Elaboración propia.

Por otro lado, la descomposición del crecimiento del valor agregado a partir de la ecuación (5) permite identificar que el crecimiento del valor agregado fue del 3.3%, el stock de capital creció al 6% por año y el empleo total cayó a una tasa anual promedio de -1.29% en el período completo 1993-2011, y la productividad creció a la tasa de 0.23% anual. En otras palabras, el cambio técnico explica muy poco el crecimiento del valor agregado industrial de los últimos 20 años, mientras que la inversión explica en gran medida el crecimiento de la producción en este sector. Parodiando la literatura sobre crecimiento económico, se puede decir que el crecimiento económico en los últimos años en Colombia se debe más a la “transpiración” que a la “inspiración”.

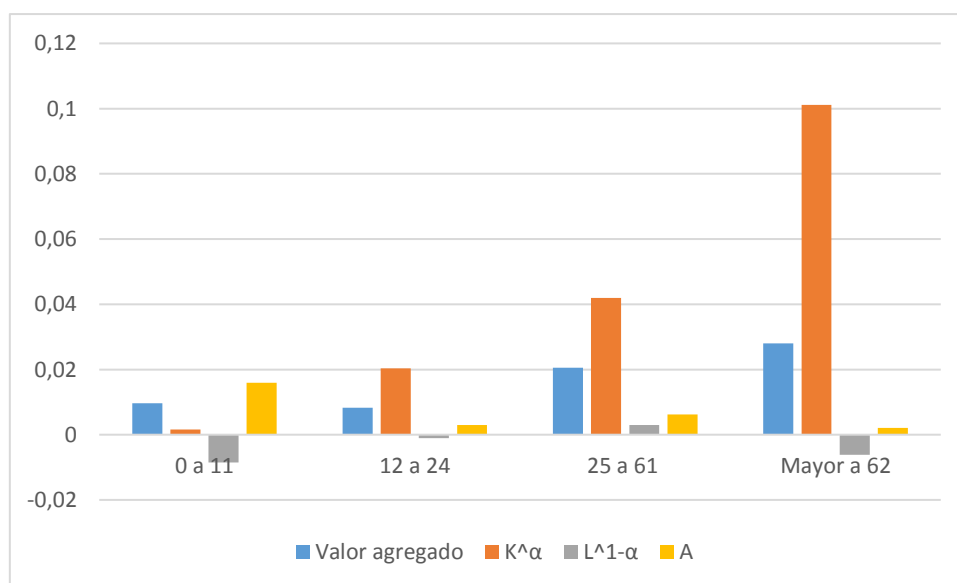
Gráfico 3: Valor Agregado, Capital, Trabajo y PTF industria colombiana 1993-2011 (1993=100)



Fuente: Elaboración propia.

El Gráfico 4 presenta los resultados de un ejercicio similar a través de las tasas de crecimiento promedio de cada variable durante el período de estudio. En este caso se diferencia el comportamiento de las distintas variables para diferentes tamaños de las empresas. Las empresas se dividieron según el tamaño de los empleados totales, dividiendo la muestra total en cuartiles: el percentil 25 corresponde a 11 trabajadores, el percentil 50 a 24 trabajadores, el percentil 75 a 61 trabajadores, y el último cuartil a las empresas con más de 62 trabajadores.

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



Fuente: Elaboración propia.

Se observa en el Gráfico que los establecimientos “grandes” (últimos 2 cuartiles) han crecido más que los demás. También se observa que el crecimiento anual de la productividad total factorial ha sido muy bajo para los cuatro grupos: menos de 0.02% en todos los casos, y especialmente en las grandes empresas (crecimiento promedio de A de 0.002% por año). El empleo viene cayendo en todos los grupos, excepto en la mediana empresa (25 a 61 trabajadores), la cual ha mantenido estable el número de trabajadores. Se evidencia igualmente que la mediana y gran empresa es la que presenta mayores niveles de inversión, siendo la gran empresa la que más sobresale 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 para los distintos sectores CIIU de la industria manufacturera a 2 dígitos. En el Cuadro 2 se observa que el crecimiento anual promedio de la productividad multifactorial (A) entre 1993-2011 ha sido bastante discreto en todos los sectores. Los que menos han crecido son Sustancias Químicas (el cual ha venido decreciendo en promedio a una tasa de -0.05% anual), Minerales no metálicos (0.22%) y Alimentos, Bebidas y Tabaco (0.26%). Igualmente, el crecimiento del cambio técnico ha sido relativamente bajo aún en los sectores que aparecen con mayor dinamismo: Industrias de Metálicas Básicas (1.07%), Maquinaria y Equipo (0.57%) y Textiles, Prendas de Vestir y Cuero (0.54%) presentan tasas de crecimiento muy discretas.

Cuadro 2: Crecimiento productividad promedio CIIU 2 dígitos

Código CIIU	Sector	Crecimiento A
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 propia

Los resultados son bastante consistentes y muestran como la productividad total factorial ha permanecido prácticamente estancada en los últimos años en la industria manufacturera del país. Esto es cierto incluso cuando se mira la evolución de esta variable a nivel sectorial. El crecimiento económico de la industria manufacturera del país se explica fundamentalmente por los mayores niveles de inversión.

V. Protección, Concentración y Cambio Técnico en la Industria Colombiana

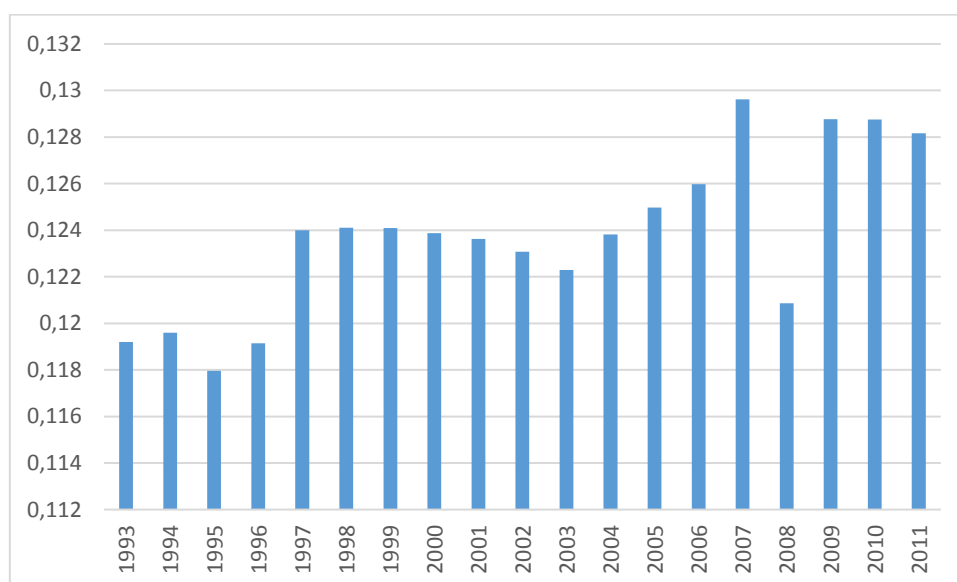
A. Evolución de las distintas variables

En este apartado presentaremos la evolución de algunas de las variables a ser utilizadas en la estimación de la relación entre la productividad total factorial y el comercio

internacional. Esto con el propósito de identificar su comportamiento y la forma en que han venido evolucionando en los últimos años. El Gráfico 5 muestra la evolución del arancel nominal promedio en la industria manufacturera colombiana. Para el cálculo se obtuvo el arancel promedio para cada sector CIIU a 4 dígitos con base en los valores para las distintas posiciones NANDINA a 10 dígitos. Luego se asignó ese arancel a todos los establecimientos que produjesen en ese sector CIIU. Se observa que el arancel promedio para la industria ha tendido a aumentar en el tiempo, desde niveles cercanos a 11.9% a comienzos de los 90's a más de 12.8% en 2011 y con un máximo del 13% en el año 2007.

Este promedio del arancel, relativamente bajo, se debe a que hay aranceles muy pequeños (muchas veces cero), en sectores donde no se importa. Sectores en los cuales se importa mucho o compiten con productores nacionales tienden a tener niveles altos de arancel. La combinación de estos dos elementos genera valores promedio del arancel que no parecen ser muy altos.

Gráfico 5: Evolución arancel nominal promedio industria manufacturera.



Fuente: Elaboración propia.

El arancel nominal en Colombia ha venido reduciéndose en promedio tras la apertura comercial en los años 90's. Sin embargo, para la industria manufacturera parece haberse incrementado, en comparación con los valores presentados inmediatamente después de la apertura. Adicionalmente, la dispersión del arancel ha venido creciendo significativamente, así como la implementación de medidas no arancelarias que aumentan la protección de sectores particulares ante el comercio internacional.¹³

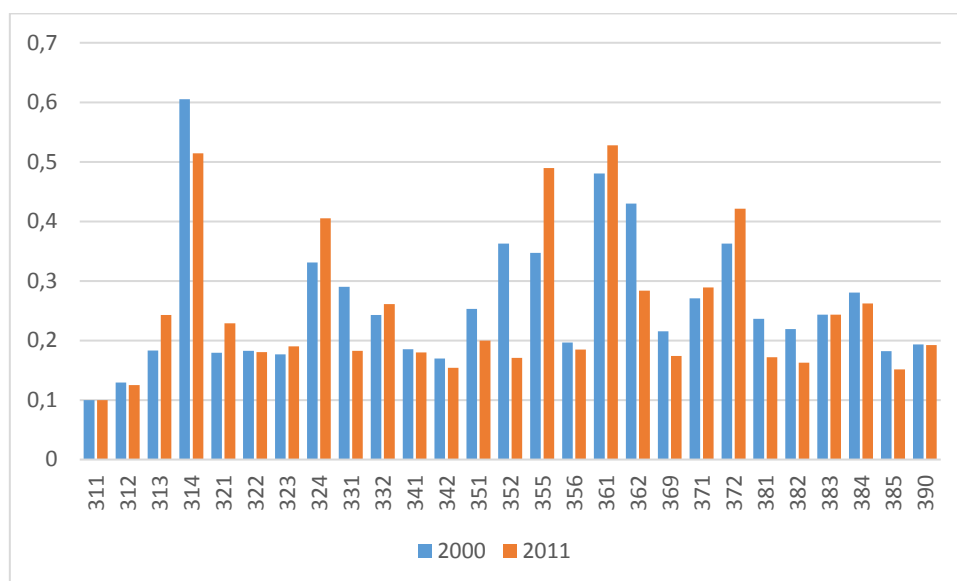
El Gráfico 6 muestra la evolución de la concentración industrial en Colombia entre los años 1993 y 2011 para los distintos sectores de la industria manufacturera desagregados a nivel de CIIU a tres dígitos. El indicador utilizado para medir el grado de concentración es el índice de concentración de Herfindahl. Los resultados del Gráfico son relativamente

¹³ Ver *Dispersión del Arancel en Colombia y Estimación de las Barreras No Arancelarias en Colombia*.

consistentes, y sugieren una alta concentración en la mayoría de sectores industriales. El índice tuvo un valor promedio de 0.27 en 1993 y de 0.25 en 2011.¹⁴

Igualmente, el Gráfico muestra varios sectores que sobresalen por su alto nivel de concentración, como es el caso del Tabaco (314), el caucho (355) y las cerámicas (362), con índices de concentración de alrededor el 50%. Similarmente los sectores de Calzado (324), Metálicas básicas de hierro y acero (371) y Metálicas básicas de metales no ferrosos (372) presentan índices de concentración extraordinariamente altos. De otro lado, los sectores con menor índice de concentración son: Fabricación de productos alimenticios (311) y Fabricación de otros productos alimenticios (312), con índices de concentración cercanos al 10%.

Gráfico 6: Índice de concentración de Herfindahl industria manufacturera



Fuente: Elaboración propia.

B. Determinantes

Resulta de interés estudiar los determinantes del cambio técnico en la industria colombiana y su relación con el grado de apertura del país al comercio internacional. Para ello, se estiman varias especificaciones que utilizan como variables proxy del grado del grado de “apertura económica” el arancel nominal (ecuación (11))¹⁵ y la importación de materias primas por parte de la firma. Otras variables independientes incluidas en las regresiones son la variable al arancel nominal promedio (simple) para cada sector CIIU3 a tres dígitos en el período anterior (T_{t-1}^{CIIU3}) y la cantidad de insumos importados por cada una de las empresas (Mmp_t), la cual busca medir el grado de inmersión de cada firma en el comercio internacional. 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 3

¹⁴ El índice de Herfindahl para toda la industria es mayor a 25% en promedio, un número considerado alto en la literatura internacional sobre el tema.

¹⁵ Se incluye el arancel rezagado, con el fin de reducir la importancia de la endogeneidad generada por el hecho de que los sectores menos innovadores hacen lobby con el fin de obtener aranceles más altos.

dígitos, y la participación de cada firma en la producción del sector CIIU3 $\left(\frac{Q_t^{firma}}{Q_t^{CIIU3}}\right)$ como medida de su tamaño en el mercado. Adicionalmente, se incorpora la variable de productividad total factorial rezagada un período (A_{t-1}), para capturar la persistencia de la misma y evitar posibles sesgos en las estimaciones

$$A_{it} = \beta_0 + \beta_1 A_{it-1} + \beta_2 T_{t-1}^{CIIU3} + \beta_3 HH_t^{firma-ciiu3} + \beta_4 \left(\frac{Q_{it}^{firma}}{Q_t^{CIIU3}}\right) + \beta_5 Mmp_{it} + \varepsilon_{it}. \quad (11)$$

El Cuadro 3 muestra los resultados de las estimaciones obtenidos para las diferentes especificaciones, utilizando la metodología sugerida por Arellano y Bond (1991) para panel dinámico durante el período 1993-2011. En las columnas (1) – (4) aparecen los resultados bajo las distintas especificaciones, usando el arancel nominal como proxy de apertura-protección y las importaciones de materias primas como proxy de la participación de la firma en el comercio internacional.

Cuadro 3: Determinantes productividad total factorial

	(1)	(2)	(3)	(4)
A (t-1)	0.606*** (0.0465)	0.600*** (0.0464)	0.597*** (0.0463)	0.601*** (0.0464)
Arancel (t-1)	-2.208*** (0.396)	-2.192*** (0.395)	-2.186*** (0.395)	-2.190*** (0.395)
Herfindahl		-0.114*** (0.0421)	-0.153*** (0.0427)	-0.152*** (0.0428)
Participación CIIU3			1.790*** (0.377)	1.792*** (0.377)
M/M+Q				0.00223** (0.000926)
Constante	3.571*** (0.390)	3.639*** (0.388)	3.662*** (0.388)	3.625*** (0.388)
Observaciones	80,373	80,373	80,373	80,373

*Errores estándar en paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.*

Los resultados de las distintas columnas muestran que existe un alto grado de persistencia en la productividad (los coeficientes asociados a A son estadísticamente distintos de cero al 1% en las cuatro regresiones). Además, se puede determinar que la productividad es menor en los sectores más protegidos a través de aranceles. Mientras más altos sean los aranceles correspondientes al sector en el que opera cada firma, menor es el nivel de cambio técnico que esta presenta. De igual manera se deduce que 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 3 dígitos, son más productivas, al igual que aquella con mayor participación

en el comercio internacional. Todas las variables presentan el signo indicado por la teoría económica y son altamente significativas.

Estos resultados comprueban estadísticamente que la mayor protección frente al comercio internacional afecta de manera negativa los niveles de productividad de la industria manufacturera del país. La implementación de mayores medidas arancelarias y para-arancelarias, como ha venido sucediendo en los últimos tiempos, van en contravía del propósito fundamental de la economía de incrementar los niveles de productividad para lograr mayores niveles de competitividad y de crecimiento económico.

VI. 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 ha estado estancada durante las últimas décadas en Colombia.

La productividad ha crecido muy poco en la industria manufacturera colombiana, y buena parte del proceso de crecimiento puede 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 CIIU a 3 dígitos.

Por otro lado, los ejercicios econométricos muestran que los sectores con bajos aranceles y mayor grado de apertura a las importaciones y a la competencia internacional son los más productivos. Igualmente se encuentra un efecto positivo de la utilización de insumos importados y del tamaño de las empresas sobre el cambio tecnológico. Finalmente, se pudo establecer que el poder oligopólico (alto Herfindahl) afecta negativamente al crecimiento de la productividad total factorial.

VII. Bibliografía

- Akerberg, D., Caves, K., & Frazer, G. (2015). Identification Properties of Recent Production Function Estimators. *Econometrica*, 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*, 277-297.
- Blanchard, O., & Johnson, D. (2013). *Macroeconomics*. Pearson.
- Casas, C., & González, A. (2016). Productivity Measures for the Colombian Manufacturing Industry. *Borradores de Economía #947*.
- Chenery, H. (1986). Industrialization and Growth. *World Bank Working Papers #539*.
- De Loecker, J. (2011). Product Differentiation, Multiproduct Firms, and Estimating the Impact of Trade Liberalization on Productivity. *Econometrica*, 1407-1451.
- Easterly, W., & Levine, R. (2003). Tropics, germs, and crops: how endowments influence economic development. *Journal of Monetary Economics*, 3-39.
- Echavarría Soto, J., Arbelaez, M., & Rosales, M. (2006). La productividad y sus determinantes: el caso de la industria colombiana. *Borradores de Economía #374*.
- 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*, 333-371.
- Fernandes, A. (2007). Trade Policy, Trade Volumes and Plant-Level Productivity in Colombian Manufacturing Industries. *Journal of International Economics*, 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* (págs. 169-203). Cambridge: Cambridge University Press.
- Harberger, A. (1969). La tasa de rendimiento de capital en Colombia. *Revista de Planeación y Desarrollo*, 13-42.
- Kehoe, T. (2007). Informality and Economic Development. *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*, 363-387.
- Levinsohn, J., & Petrin, A. (2003). Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables. *The Review of Economics Studies*, 317-341.
- Medina, P., Meléndez, M., & Seim, K. (2003). Productivity Dynamics of the Colombian Manufacturing Sector. *Documentos CEDE 3390, Universidad de los Andes*.
- Muendler, M.-A. (2004). Trade, Technology, and Productivity: A Study of Brazilian Manufactures, 1986-1998. *CESifo Working Paper #1148*.
- Olley, S., & Pakes, A. (1996). The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, 1263-1297.

- Pavcnik, N. (2002). Trade Liberalization, Exit, and Productivity Improvements: Evidence from Chilean Plants. *The Review of Economic Studies*, 245-276.
- Petrin, A., & Levinsohn, J. (2012). Measuring aggregate productivity growth using plant-level data. *The RAND Journal of Economics*, 705-725.
- Pombo, C. (1999). Economías de escala, Markups y determinantes del cambio técnico en la industria en Colombia. *Coyuntura Económica*, 107-133.
- Senhadji, A. (1999). Sources of Economic Growth: An Extensive Growth Accounting Exercise. *IMF Working papers #77*.
- Solow, R. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 65-94.
- Syverson, C. (2004). Market Structure and Productivity: A Concrete Example. *Journal of Political Economy*, 1181-1222.
- Urrutia, M., & Posada, C. (2004). Un siglo de crecimiento económico. *Revista del Banco de la República*.
- Wooldridge, J. (2009). On estimating firm-level production function using proxy variables to control for unobservables. *Economics Letters*, 112-114.

