

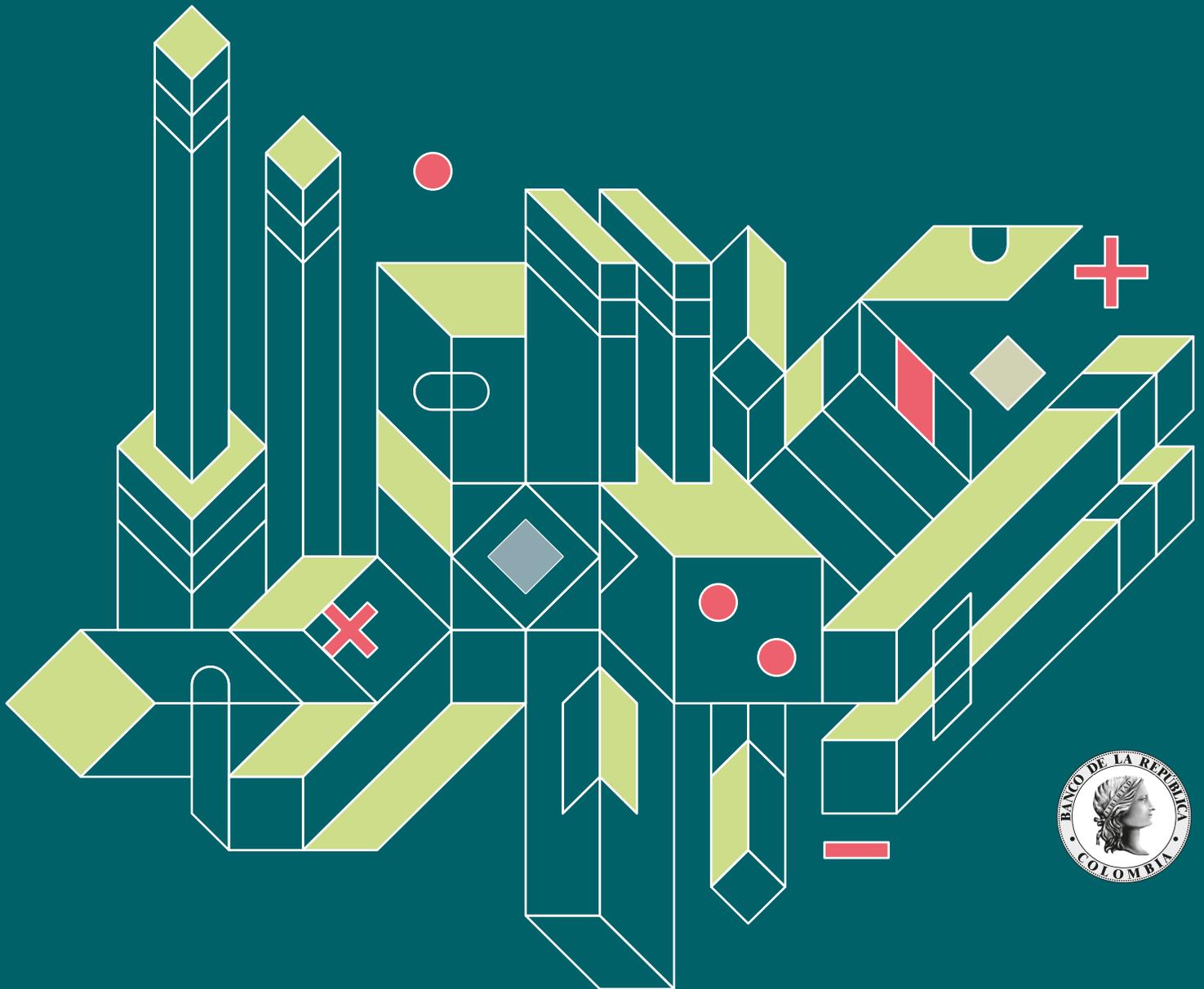
espe

Ensayos sobre
Política Económica

11/2018

La industria colombiana en el siglo XXI

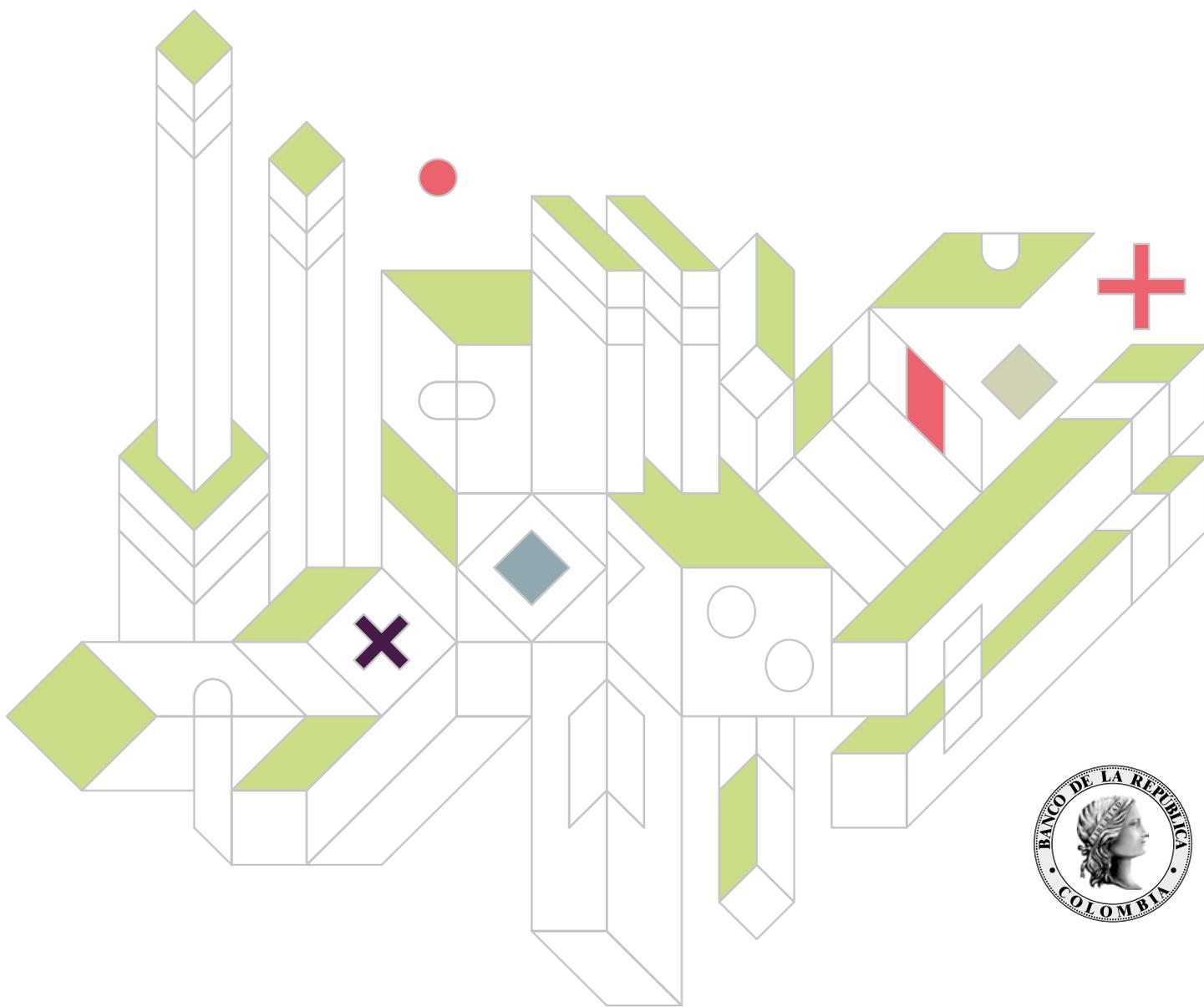
núm. 87



espe

Ensayos sobre
Política Económica

La industria colombiana en el siglo XXI



Agradecimientos

Este documento incluye resultados de diversos trabajos realizados en el Centro de Estudios sobre Economía Industrial e Internacional (CEEII) del Banco de la República desde el año 2012. El análisis se benefició de la discusión con miembros del equipo técnico del Banco, y con sus directivas actuales y anteriores. Los autores agradecen la contribución al desarrollo de la investigación contenida en este documento de investigadores asociados y visitantes, incluyendo a Jorge Balat, Pietro Bonaldi, Federico Díez, Gita Gopinath, Salvador Navarro y Álvaro Riascos, entre otros. También, se agradece la contribución a la edición final del documento de Carmiña Vargas y demás miembros del comité editorial de ESPE. Todos los errores y omisiones son responsabilidad de los autores.

© 2018, Banco de la República

ISSN en trámite

Las opiniones, errores u omisiones de los autores son su responsabilidad, por lo que no reflejan las del Banco de la República ni la de su Junta Directiva.

Para citar este artículo, se sugiere el siguiente orden: Carranza, Juan Esteban *et al.* (2018). "La industria colombiana en el siglo XXI", Ensayos sobre Política Económica (ESPE), núm. 87, noviembre, DOI: 10.32468/espe.87

ESPE está disponible en: <http://investiga.banrep.gov.co/es/espe>

Los derechos de reproducción de este documento son propiedad de la revista Ensayos sobre Política Económica (ESPE). El documento puede ser reproducido libremente para uso académico, siempre y cuando no se obtenga lucro por este concepto y, además, cada copia incluya la referencia bibliográfica de ESPE. El (los) autor(es) del documento puede(n), también, poner en su propio sitio electrónico una versión electrónica del mismo, pero incluyendo la referencia bibliográfica de ESPE. La reproducción de esta revista para cualquier otro fin, o su colocación en cualquier otro sitio electrónico, requerirá autorización previa de su comité editorial.

Comité editorial

Hernando Vargas Herrera (Banco de la República)
Mauricio Villamizar Villegas (Banco de la República)
Carmiña Vargas Riaño (Banco de la República)

Autores

Juan Esteban Carranza Romero (coordinador)
Fernando Arias Rodríguez
Jesús Antonio Bejarano Rojas
Camila Casas Lozano
Alejandra Ximena González Ramírez
Stefany Andrea Moreno Burbano
Juan Sebastián Vélez Velásquez

Diseño

María Fernanda Latorre

Corrección de estilo

Nelson Rodríguez

Preparación editorial

Andrea Clavijo
Sección Gestión de Publicaciones
Departamento de Servicios Administrativos
Banco de la República

Armada electrónica y finalización de arte

Proceditor Ltda.

CONTENIDO

1.	Introducción	4
2.	El desempeño de la industria manufacturera colombiana desde 2000	8
3.	Perspectiva macroeconómica: choques agregados y producción industrial	13
4.	Perspectiva microeconómica: las fuentes de la heterogeneidad del desempeño productivo de la industria	20
5.	Comentarios finales e implicaciones de política	35

Recuadros **37**

El efecto de Venezuela sobre el sector manufacturero colombiano
Medidas de productividad para el sector manufacturero colombiano
Productividad y participación en el mercado exportador
Efecto de las tasas de cambio sobre los márgenes de comercio industrial
Heterogeneidad en la tasa efectiva de impuesto de renta

Referencias **47**

Anexos **50**

La industria colombiana en el siglo XXI

1. Introducción

Este artículo revisa los aspectos macroeconómicos y microeconómicos del desempeño de la industria manufacturera colombiana durante los primeros lustros del siglo XXI. La pregunta que se responde es ¿qué factores han afectado la producción manufacturera colombiana desde 2000, y qué habría pasado si estos factores hubieran tenido un comportamiento distinto?

De forma similar a como ha ocurrido en gran parte del mundo, la participación del valor agregado de las empresas manufactureras en el valor agregado total de la economía colombiana ha caído de forma persistente durante las últimas décadas. De acuerdo con la literatura económica (*e. g.*: Lawrence y Edwards, 2013; Palma, 2005), las causas de esta tendencia son tecnológicas y de demanda. Por un lado, los incrementos en productividad de los sectores manufactureros se difunden más rápido que los que ocurren en la productividad de los servicios y bienes públicos. Por otro, a medida que la economía se enriquece, la demanda de bienes manufacturados cae con relación a la demanda de servicios y bienes públicos. Por tanto, a medida que una economía crece, debe dedicar una proporción menor de sus recursos a la producción de bienes manufacturados.

Aun así, el interés que despierta la industria manufacturera se debe a que se percibe que tiene una importancia en el desarrollo de una sociedad, que va más allá de su participación en el valor agregado de la economía (como se argumenta en Rodrik, 2015). En el caso colombiano, las empresas manufactureras producen alrededor de sólo el 10% del PIB de la economía, pero hacen parte de cadenas de valor que representan una porción mucho mayor de la actividad económica del país. Una cadena de valor es la suma de los valores agregados a lo largo de la cadena productiva de un bien final, la cual incluye firmas en distintos sectores de la economía y, en el caso de las cadenas globales de valor, distintos lugares del mundo.

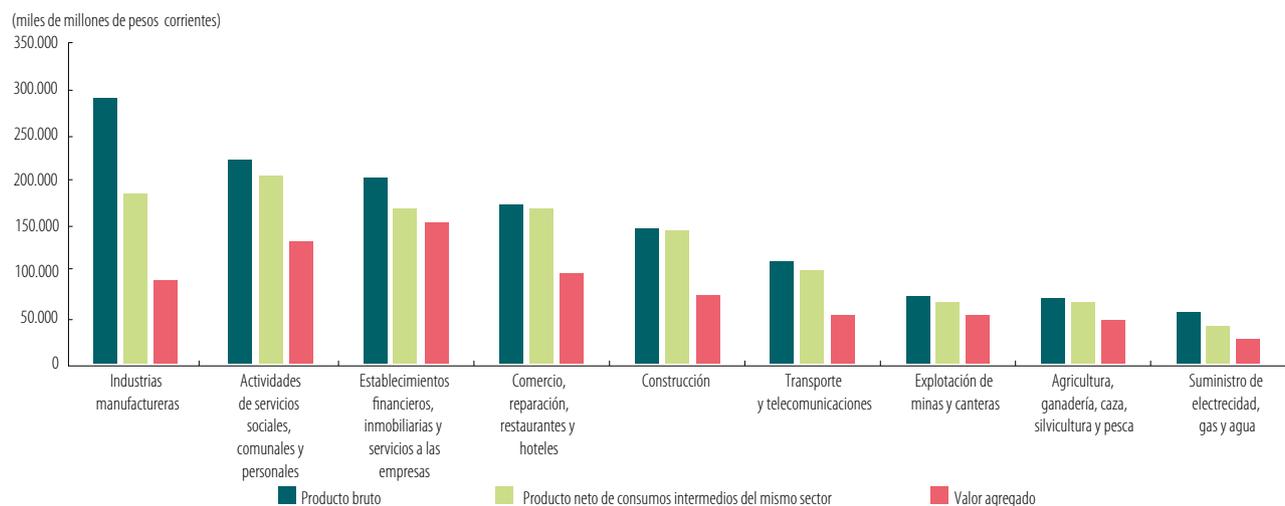
Para ilustrar el importante papel relativo de la industria en las cadenas de valor del país, en el Gráfico 1 se muestran el valor agregado y la producción bruta en pesos corrientes de los principales sectores económicos de acuerdo con las cuentas nacionales de 2015. Valga recordar que la producción bruta de una firma corresponde a una medida de su producción final, la cual contiene insumos proveídos por otras firmas, además del valor agregado por la firma. Por sector, el valor agregado corresponde, entonces, a los salarios y los beneficios que pagan sus empresas. Por su parte, la producción bruta es una medida gruesa del valor agregado incorporado en los bienes finales que producen las empresas del sector a lo largo de toda la cadena productiva, la cual incluye el valor agregado de sus compras intermedias o insumos.

Dado que dicha medida cuenta doblemente los bienes y servicios intermedios que las firmas del mismo sector se venden entre sí, las barras intermedias del Gráfico 1 muestran también el valor bruto de la producción de cada sector, neto de las compras

Gráfico 1

Producto bruto sectorial, producto neto de consumos intermedios del mismo sector y valor agregado sectorial, 2015

El valor agregado de la industria manufacturera no sobresale, pero su producción bruta es más grande que la de cualquier otro sector. La cadena de valor industrial (producto industrial neto de consumos intermedios de insumos industriales) solo es superada en tamaño por el sector de servicios sociales y personales en el que se contabiliza el grueso de la actividad del sector público.



Nota: la producción neta se calcula restandole a la producción bruta los consumos intermedios de productos del mismo sector.

Fuente: DANE (cuentas nacionales).

intermedias entre firmas del mismo sector. Este producto neto es una medida más precisa del tamaño de las cadenas de valor *upstream* que desembocan en los bienes y servicios que produce cada sector, pues descuenta el valor de los insumos que se compran unas a otras las firmas industriales¹.

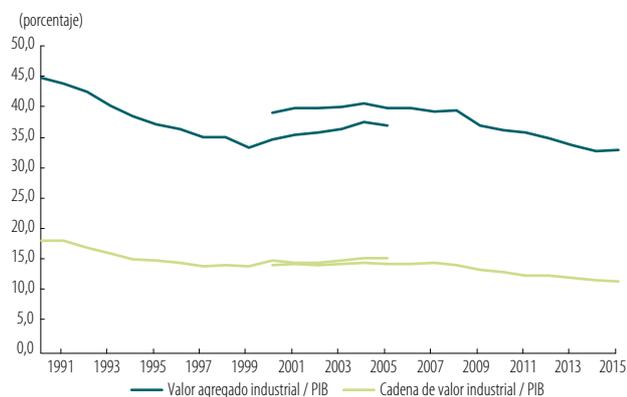
Como se puede ver, el valor agregado de la industria manufacturera no es grande, comparado con otros sectores, pero su producción bruta es alrededor de tres veces su valor agregado y es más grande que la de cualquier otro sector. Si descontamos los consumos intermedios de los insumos industriales para obtener el valor bruto de la producción industrial sin dobles contabilidades, vemos que las cadenas de valor que culminan en bienes industriales solo son superadas en tamaño por el sector de servicios sociales y personales en el que se contabiliza el grueso de la actividad del sector público.

Nótese que el valor agregado de las firmas industriales es bajo, comparado con el de su producción bruta, lo que significa que las firmas industriales ocupan una porción relativamente pequeña de las cadenas de valor de producción de los mismos bienes industriales. Dicho de otra forma, estas cadenas de valor incorporan insumos de servicios y bienes primarios en proporciones mayores a los de otros sectores de la economía. Este contraste entre el valor de las cadenas de valor y el valor agregado

1 En la literatura económica, el término *upstream* (literalmente “aguas arriba”) se refiere a la producción de insumos que suplen una firma, mientras que el término *downstream* (“aguas abajo”) se refiere a los procesos productivos que usan como insumos los productos de una firma.

Gráfico 2 Valor agregado industrial y cadenas de valor industriales como proporción del PIB, 1990-2015

La caída en la participación en el PIB de las cadenas de valor industriales es menor que la caída en la participación de su valor agregado. Aún hoy en día, las actividades de producción manufacturera y sus encadenamientos absorben alrededor de la tercera parte del PIB del país.



Nota: la medida de cadena de valor industrial suma el valor agregado incorporado en los bienes industriales que se producen en la economía colombiana, incluyendo todos los insumos que se producen nacionalmente y el valor que se les agrega en su comercialización y uso. Esta medida descuenta precisamente el valor de los insumos importados y, por tanto, mide el valor que las firmas colombianas agregan en los procesos productivos que culminan en un bien industrial final.
Fuente: DANE (cuentas nacionales).

directamente por las firmas industriales ilustra la importancia de la industria manufacturera como pivote de cadenas productivas que abarcan desde sectores primarios hasta sectores de servicios. Téngase en cuenta que el tamaño que se muestra en el gráfico de la cadena de valor industrial no incorpora el valor agregado por las firmas *downstream* de otros sectores que comercializan o usan los bienes industriales como insumos. Adicionalmente, esta medida de la cadena de valor no descuenta los insumos importados y, por tanto, no es una medida adecuada del valor agregado por las cadenas industriales nacionales.

Para tener una idea más precisa del tamaño y evolución de la producción industrial colombiana, en el Gráfico 2 se muestra el valor agregado de la industria manufacturera como proporción del PIB desde 1990. También, se presenta una medida más precisa de las cadenas de valor industriales nacionales como proporción del PIB, calculadas como se describe en Carranza y Moreno (2013). Esta medida suma el valor agregado incorporado en los bienes industriales que se producen en la economía colombiana, incluyendo todos los insumos que se producen nacionalmente y el valor que se les agrega en su comercialización y uso. Con esta medida precisamente se descuenta el valor de los insumos importados y, por tanto, se mide el valor que las firmas colombianas agregan en los procesos productivos que culminan en un bien industrial final.

Como se puede ver, desde 1990 a 2015 hay una caída de la participación del valor agregado de las firmas manufactureras en el PIB colombiano, de alrededor del 18% a poco más del 11% del PIB. Cerca de un punto porcentual (pp) de esta

caída está explicada por el cambio metodológico del DANE en 2005 que genera la discontinuidad que se observa en el gráfico. Proporcionalmente, la caída en la participación en el PIB de las cadenas de valor industriales es menor y se da a partir de 2009. Desde 2000 a 2008 es alrededor de 40%, pero desde entonces cae a 32%, lo cual significa que aún hoy en día las actividades de producción manufacturera y sus encadenamientos absorben alrededor de la tercera parte del PIB del país.

El tamaño relativo de las cadenas de valor manufactureras implica que la industria manufacturera es mucho más relevante que el tamaño relativo de su valor agregado y justifica, de nuevo, el interés que despierta su estudio. Este documento no se ocupa específicamente de estudiar las cadenas de valor manufactureras, pero valga decir que la literatura económica se ha ocupado poco del tema. Por un lado, la literatura teórica sobre las fuerzas que definen la organización de las cadenas productivas se ha ocupado poco de la organización vertical de la producción manufacturera al interior de los países, y, por tanto, ofrece pocas luces sobre el problema que nos ocupa². En la literatura económica reciente el estudio de las cadenas de valor se ha concentrado en la literatura de comercio internacional (por ejemplo, Antras y Staiger, 2012, y Antras, 2016), sobre la organización de las cadenas de valor internacionales (lo que en inglés se denomina *offshoring*). Por otro lado, la literatura empírica sobre cadenas de valor

2 La literatura sobre la naturaleza de la firma y su organización vertical se remonta a las ideas de Coase (1937) y culmina con el desarrollo de la teoría de la firma basada en problemas de información (como la describen, por ejemplo, Hart y Moore, 1990, o Holmstrom y Roberts, 1998).

dentro de una economía es aún más escasa. Una excepción es el trabajo de Holmes (1999), donde se sostiene que la industria manufacturera ha estado expuesta a choques tecnológicos que han facilitado su desintegración vertical, tal como lo muestran los datos.

Este documento se ocupa de entender el desempeño de las firmas manufactureras que apalancan las cadenas de valor proporcionalmente más grandes de todos los sectores de la economía. Para esto, en la sección 2 se describe la evolución del desempeño de las firmas manufactureras y se identifican los fenómenos gruesos que guían nuestro análisis. Como veremos, la industria colombiana ha estado sujeta a choques idiosincráticos de diversa índole, que examinaremos desde dos ángulos: uno macroeconómico y otro microeconómico. En la sección 3, desde el primer ángulo adoptamos una perspectiva macroeconómica para referimos a los choques agregados a los que ha estado expuesta la economía colombiana y que se han transmitido a la industria manufacturera. En la sección 4 estudiamos los fenómenos microeconómicos que determinaron la heterogeneidad del desempeño productivo de las firmas industriales. Finalmente, la sección 5 presentamos las conclusiones y algunas implicaciones de política que se desprenden de nuestro análisis.

Nuestro análisis se enfoca en los años 2000-2015 y se alimenta de diversas fuentes de datos. Por un lado, del DANE se consultan las cuentas nacionales, las cuales contienen información agregada de los sectores manufactureros desde varias décadas atrás. También se observa la información de la *Encuesta Anual Manufacturera* (EAM) que, en principio, es un censo de todas las empresas industriales con un número mínimo de empleados y que se realiza desde 1977, pero que se tiene de forma consistente y detallada desde finales de los años ochenta. Adicionalmente, usamos la información que reportan las firmas medianas y grandes a la Superintendencia de Sociedades (Supersociedades) y que está disponible de forma consistente desde 2005 hasta 2013, cuando el cambio de las definiciones sectoriales y las normas contables hace imposible su uso. También, empleamos las bases de datos de la DIAN que contienen información detallada del comercio exterior de todas las empresas colombianas, y las bases de datos de la Superintendencia Financiera que contienen la información crediticia de todas las empresas colombianas. Para ciertos análisis igualmente se recurre a bases de datos internacionales.

El interés primordial del análisis es entender aquella producción “real” de las firmas manufactureras que no se observa directamente y no es fácil de medir, sobre todo en mercados industriales con bienes diferenciados y cuya calidad cambia en el tiempo. Nuestras medidas se basarán, como es usual, en valores nominales que se descuentan usando índices de precios. Cuando sea posible, emplearemos las medidas de producción real que genera el DANE; de lo contrario, se tendrán en cuenta valores nominales que descontaremos con los índices de precios apropiados (lo cual se indicará en cada caso). Valga decir que, en el agregado, el valor de la producción industrial representa más del 90% del valor de las ventas, y las dos series se mueven a la par en el tiempo. Así que estas últimas son una buena aproximación de la producción manufacturera total. A nivel microeconómico, los datos del valor de la producción y el valor de las ventas reportados por los establecimientos de la EAM son exactamente iguales para la mayoría de los establecimientos en todos los años de la muestra.

Cuando usemos los datos administrativos de la Supersociedades, se tomarán las ventas como medida de producción y las descontaremos cuando sea posible con índices de precios para cada producto para aproximarlas a su valor real. Cuando descontemos las ventas con índices de precios agregados (como el IPC), obtendremos medidas de las ventas “en pesos constantes”, indicándolo en cada caso. Además, a lo largo del documento nos referimos indistintamente a la “industria” y a la “industria manu-

facturera”, o “empresas manufactureras” y “empresas industriales”, y dejaremos claro cuando nos estemos refiriendo a empresas o sectores fuera de esta rama.

La literatura académica y de política pública sobre la industria manufacturera colombiana es abundante, gracias, en alguna medida, a la relativamente buena disponibilidad de datos. Esta literatura incluye trabajos sobre la historia de la industria colombiana (e. g.: Ocampo, 2002; Echavarría y Villamizar, 2006; Ortiz *et al.*, 2009) con base en información relativamente agregada y una literatura más reciente que usa información por firma, la cual también se emplea en este documento.

De esta literatura reciente, vale la pena resaltar artículos que estudian el desempeño de las firmas manufactureras colombianas (muchas veces medido con su productividad), su evolución y su relación con otras características de las firmas. Por ejemplo, en Casas y González (2016) se comparan diferentes estimaciones de la productividad total de los factores entre 2005 y 2013, y en Eslava *et al.* (2004) se estudia la relación entre productividad y la asignación de recursos entre firmas en un contexto de liberalización comercial. Otro grupo de trabajos se ocupa de la relación entre las características de las firmas y su comercio exterior, como en Clerides *et al.* (1998); López (2006); Meléndez y Seim (2006); Echavarría *et al.* (2006); Casas *et al.* (2017) y Carranza *et al.* (2014).

En relación con los temas que tocamos en este documento, vale la pena hacer referencia a los trabajos de Eslava y Haltiwanger (2014, 2017) y Galindo y Meléndez (2013), donde se estudia la entrada y salida de firmas y su crecimiento. Asimismo, Eslava *et al.* (2013) y Casas *et al.* (2015) encuentran que la productividad individual es fundamental para explicar la dinámica de supervivencia o salida de firmas. Los trabajos de Arráiz *et al.* (2012) y Eslava *et al.* (2014) estudian la relación entre el acceso a créditos financieros y diferentes medidas del desempeño de las firmas. Ningún otro trabajo, del que tengamos conocimiento, describe en detalle y de forma comprensiva la industria colombiana en lo corrido del presente siglo.

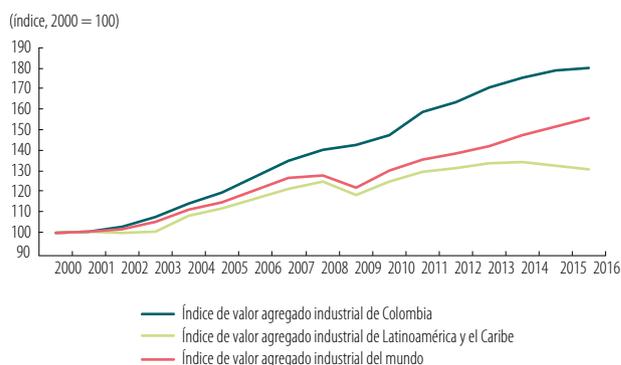
2. El desempeño de la industria manufacturera colombiana desde 2000

El patrón de la evolución de la producción industrial colombiana es similar al de la industria de todo el mundo para el período 2000-2015 (Gráfico 3; los datos del Banco Mundial permiten comparar países de manera consistente). Se observa un crecimiento sostenido hasta la crisis internacional de 2008/2009, y un crecimiento comparativamente débil desde entonces. Se destaca que, a pesar de todo, la tasa de crecimiento de la producción industrial colombiana es en general mayor a los promedios internacionales.

Entre 2000 y 2008, el valor agregado de la industria manufacturera colombiana creció por encima de la tasa promedio de crecimiento del valor agregado industrial del mundo y de Latinoamérica. En 2009, y coincidiendo con la crisis financiera internacional, la producción industrial cae en todo el mundo, incluyendo Latinoamérica. El Banco Mundial reporta una desaceleración del valor agregado de la industria colombiana en 2009 y una recuperación posterior, pero a una tasa de crecimiento menor a la del mundo. Sin embargo, la ralentización de la producción

Gráfico 3
Índice de valor agregado industrial en precios constantes en moneda local, 2000-2016: Colombia, Latinoamérica y el Caribe, y mundo

El desempeño de la industria colombiana se compara favorablemente con el de países de la región y con el del resto del mundo desde 2000. El Banco Mundial no reporta disminución del valor agregado de la industria colombiana en 2009.



Nota: índices del crecimiento anual del valor agregado en moneda local constante. Fuente: Banco Mundial.

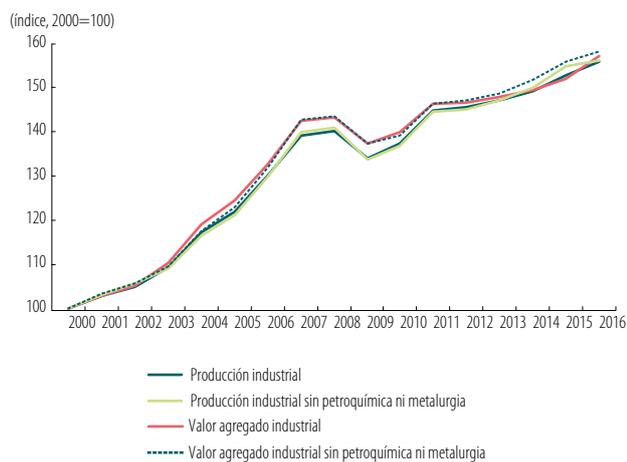
manufacturera desde 2011 ocurre en toda Latinoamérica. Aun así, el desempeño de la industria colombiana se compara favorablemente con el de países de la región y con el del resto del mundo. De hecho, desde 2000 hasta 2015 la producción industrial colombiana crece más que el promedio latinoamericano y más que el de las economías más representativas de la región, con excepción de Perú.

A diferencia del Banco Mundial, el DANE reporta para 2009 una caída del valor agregado y la producción bruta de la industria colombiana. En el Gráfico 4 mostramos los índices de producción industrial real y de valor agregado industrial real a precios constantes de las cuentas nacionales del DANE entre 2000 y 2016. Durante este lapso, la producción industrial ha tenido siempre tasas positivas de crecimiento, excepto durante 2009, cuando la producción industrial cayó en todo el mundo.

La evolución del valor agregado y la producción bruta es similar aún si excluimos los sectores relacionados directamente con el auge minero, que en el caso colombiano se concentra en los sectores de refinación de petróleo, de ferróniquel y de fundición de oro (que llamamos “petroquímica y metalurgia” en adelante) (Gráfico 4).

Gráfico 4
Valor agregado y producción bruta de la industria manufacturera colombiana en 2000-2016: total y excluyendo petroquímicas y metalurgia

Con datos del DANE, la producción industrial ha tenido siempre tasas positivas de crecimiento, excepto durante 2009, cuando la producción industrial cayó en todo el mundo.



Nota: índices del crecimiento anual de las variables en miles de millones de pesos constantes de 2005.

Fuente: DANE (cuentas nacionales).

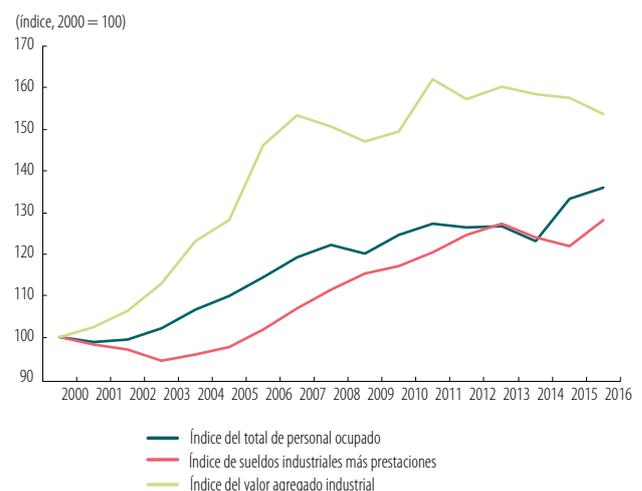
Adicionalmente, el crecimiento de la producción industrial distinta de la petroquímica y la metalurgia es un poco mayor que el promedio. De acuerdo con los datos de cuentas nacionales del DANE, la tasa promedio anual de crecimiento de la industria fue superior al 4% entre 2000 y 2008, y menor al 3% entre 2009 y 2016. La producción industrial real medida en términos de producción bruta o valor agregado creció alrededor del 3% anual en promedio a lo largo de todo el período. Entre 2000 y 2016 el crecimiento total de la producción anual fue cercano al 60%.

Empleo industrial

El empleo industrial es otra medida usual de actividad y tamaño de la industria. Entre 2000 y 2016, según datos de la EAM, el número de ocupados en la industria creció alrededor de 35%, mientras que su remuneración total lo hizo al 28%. Este comportamiento corresponde a tasas promedio de crecimiento anual de 1,8% y 1,5%, respectivamente (Gráfico 5).

Gráfico 5
Valor agregado total, total ocupados y remuneración laboral de las firmas industriales, 2000-2016

Entre 2000 y 2016 el número de ocupados en la industria crece alrededor de 35%, mientras que su remuneración total crece 28%. El valor agregado de las firmas industriales crece mucho más que el empleo. Por tanto, la productividad industrial por trabajador (en términos de valor agregado) creció entre 10% y 15% durante el período.



Nota: índices del crecimiento anual del personal ocupado para el total nacional, el valor agregado total, el total de los sueldos y salarios más las prestaciones sociales, base 2000 = 100.

Fuente: DANE (EAN).

Los datos de empleo que se obtienen a partir de las encuestas de hogares del DANE³ muestran un crecimiento similar del total de ocupados en la industria. Según estas encuestas, la participación del empleo industrial en el empleo total de la economía pasa de alrededor de 13,3% en 2001 a 11,5% en 2016. Esta caída es comparable con la en la participación del valor agregado industrial en el producto interno bruto (PIB) para ese período. El valor agregado de las firmas industriales de la EAM crece mucho más que el empleo (Gráfico 5). Por tanto, de acuerdo con estos datos, la productividad industrial por trabajador (en términos de valor agregado) creció entre 10% y 15% entre 2000 y 2016.

Tasa de cambio real

La expansión de la industria colombiana a lo largo del período en cuestión ocurrió en un contexto de apreciación persistente de la tasa de cambio real (TCR) entre 2002 y 2014 y una depreciación que se mantiene desde 2015. Para ilustrar la relación entre la TCR y el desempeño de las firmas industriales, en el Gráfico 6 mostramos el índice de la TCR de las exportaciones industriales, la cual es un promedio ponderado de las tasas bilaterales de cambio real de Colombia *vis-a-vis* cada uno de los destinos de este tipo de exportaciones. Estas tasas bilaterales corresponden a las tasas de cambio nominales, netas de las tasas de inflación de cada país. El índice que mostramos en el gráfico usa como ponderación las participaciones de cada país en el total de exportaciones industriales, sin petroquímicas ni metalurgia.

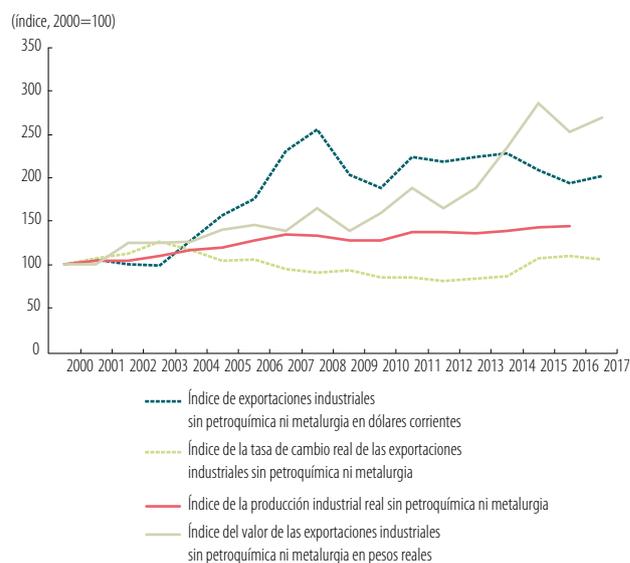
Incluimos en el gráfico los índices de producción industrial e índices del valor en dólares de las exportaciones industriales totales (sin los sectores excluidos). Adicionalmente, consideramos una medida de la cantidad real de las exportaciones industriales (sin petroquímica ni metalurgia), que obtenemos al deflactar el valor de las exportaciones de cada producto y a cada país con su tasa de cambio real bilateral. Esta medida no es exacta, pues supone que el precio de los productos exportados se ajusta de acuerdo con la tasa de inflación en los países de destino y luego se deflacta con la tasa de inflación colombiana.

Como vemos, los períodos de mayor expansión tanto de la producción como del valor en dólares de las exportaciones industriales en 2003-2008 y 2010-2012 coinciden con períodos de apreciación sustancial de la TCR. Durante el lapso de mayor expansión en la historia reciente del país (2003-2008), la producción industrial anual real creció alrededor

3 El DANE aplica encuestas periódicas para suministrar información sobre la fuerza laboral en el país. Entre 2000 y 2007, éstas se conocían como Encuesta Continua de Hogares, las cuales se transformaron en la Gran Encuesta Integrada de Hogares a partir de 2007. En adelante, este documento se referirá a estas encuestas sobre el mercado laboral colombiano como *encuestas de hogares del DANE*.

Gráfico 6
Producción, exportaciones y tasa de cambio real de la industria sin petroquímicas ni metalurgia, 2000-2017

Los períodos de mayor expansión de la producción y del valor en dólares de las exportaciones industriales coinciden con períodos de apreciación sustancial de la TCR. Sin embargo, el efecto de la TCR en cada firma depende de su exposición a las exportaciones de bienes finales y a las importaciones de insumos.



Nota: índices del valor de la producción, las exportaciones industriales y la tasa de cambio real bilateral, base 2000 = 100. El índice de la TCR de las exportaciones industriales (excluyendo petroquímicas y metalurgia) es un promedio ponderado de las tasas bilaterales de cambio real de Colombia *vis-a-vis* cada uno de los destinos de este tipo de exportaciones. Los ponderadores están fijos en 2008 y no incluimos a Venezuela.

La medida de exportaciones en pesos reales se obtiene deflactando el valor de las exportaciones de cada producto y a cada país con su tasa de cambio real bilateral. Fuentes: Banco de la República (Serankua), DANE, DIAN y FMI.

del 70% y el valor en dólares de las exportaciones industriales lo hizo al 200%, al tiempo que la TCR se apreció casi un 50%. Incluso las exportaciones industriales que excluyen los sectores relacionados con la minería y el petróleo crecieron alrededor del 150% en dicho período.

Nuestra medida de las exportaciones reales muestra un crecimiento menor hasta el 2008, debido a que supone que los precios se fijan en moneda local del país de destino y se ajustan de acuerdo con su tasa de inflación. Dado que la devaluación del dólar fue un fenómeno global, esta medida sugiere que el crecimiento real de las exportaciones industriales fue menor que el de su valor en dólares. Por el mismo motivo, después de 2013 la medida muestra un crecimiento sustancial, contrario a la caída de su valor en dólares.

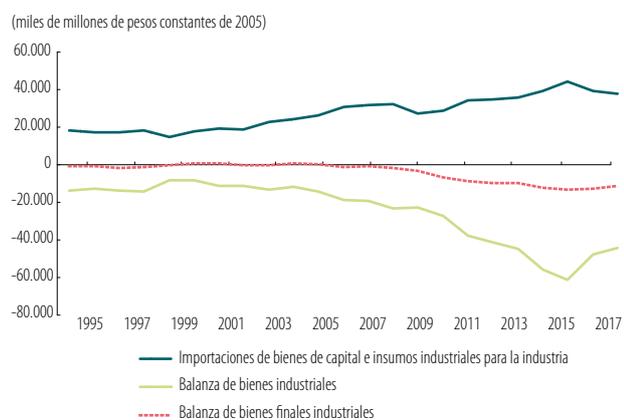
Aunque el crecimiento significativo de las exportaciones industriales es claro sin importar la medida usada, el patrón de su evolución “real” es ambiguo y depende de la moneda en que se fijen los precios. La evidencia que muestran Casas, *et al.* (2017) es que, en realidad, los precios de las exportaciones colombianas de bienes industriales se fijan primordialmente en dólares y tienen alguna rigidez. Si esto es cierto, el valor en dólares de las exportaciones es una medida más adecuada de su variación real.

De cualquier forma, el Gráfico 6 sugiere que hay una fuerte correlación negativa entre la TCR, la producción y el valor de las exportaciones industriales, lo que sería contrario a la noción común de que la apreciación de la TCR afecta de manera negativa la competitividad de las firmas nacionales. Sin embargo, el efecto de la TCR es en realidad ambiguo y depende de la exposición de las empresas a las exportaciones de bienes finales y a las importaciones de insumos, como mostramos en nuestro análisis microeconómico (sección 4).

Con respecto al comercio exterior de bienes industriales (Gráfico 7), la balanza comercial industrial⁴ muestra un

Gráfico 7 Balanza comercial industrial e importaciones de insumos y bienes de capital para la industria 1995-2017

Gran parte del déficit del comercio industrial total está explicado por las importaciones crecientes de bienes de capital e insumos industriales para las mismas firmas industriales.



Nota: variables en miles de millones de pesos. Deflactor IPC 2005 = 100. TRM promedio anual.

Fuentes: DIAN; Banco de la República y DANE.

4 La balanza comercial industrial es la diferencia entre las exportaciones e importaciones de bienes industriales.

déficit creciente entre 2000 y 2015. Sin embargo, el grueso del déficit del comercio industrial total está explicado por las importaciones crecientes de bienes de capital e insumos industriales para las mismas firmas industriales.

Por lo tanto, la balanza comercial de bienes industriales finales⁵ está relativamente equilibrada, excepto hacia los últimos años de la muestra cuando, sin embargo, el déficit es mucho menor que el del comercio industrial total. En su pico en 2015 el déficit del comercio industrial alcanzó los USD65.000 millones, de los cuales casi USD50.000 son importaciones de insumos y bienes de capital para la misma industria. Inferimos, entonces, que el aumento persistente de las importaciones de bienes intermedios y de capital para la industria no solo alimentó el crecimiento observado de la producción, sino que también explica en parte el efecto ambiguo de la TCR que ilustramos en el Gráfico 6.

Aranceles

Además de la TCR, los aranceles también pueden afectar las decisiones de exportaciones o importaciones de las firmas y, por tanto, a la producción industrial (Gráfico 8). Los aranceles que, en promedio, imponen los socios comerciales a las exportaciones colombianas tuvieron una reducción sostenida en la primera década de nuestra muestra, pero desde 2009 la tendencia es relativamente plana. Esta tendencia es inversa a la de la producción industrial real. De hecho, la correlación entre las dos series es de $-0,94^{[6]}$.

Por su parte, los aranceles que, en promedio, impone Colombia a las importaciones se mantuvieron constantes hasta 2010, cuando reformas arancelarias los redujeron considerablemente; esta disminución fue mayor para los insumos para la industria que para otro tipo de bienes. Esta reducción arancelaria fue mucho más sustancial en términos de aranceles que cualquier tratado de libre comercio que se hubiera adoptado desde 2000. Nótese, además, que la brecha positiva entre los aranceles a las importaciones y a las exportaciones se reduce notablemente desde 2010.

Asimismo, encontramos que la producción industrial está correlacionada negativamente con las barreras arancelarias de todo tipo (Gráfico 8). Hay evidencia de que, en particular, menores aranceles a la importación de insumos están asociados significativamente con una mayor producción de manufacturas, como mostramos en el análisis micro-

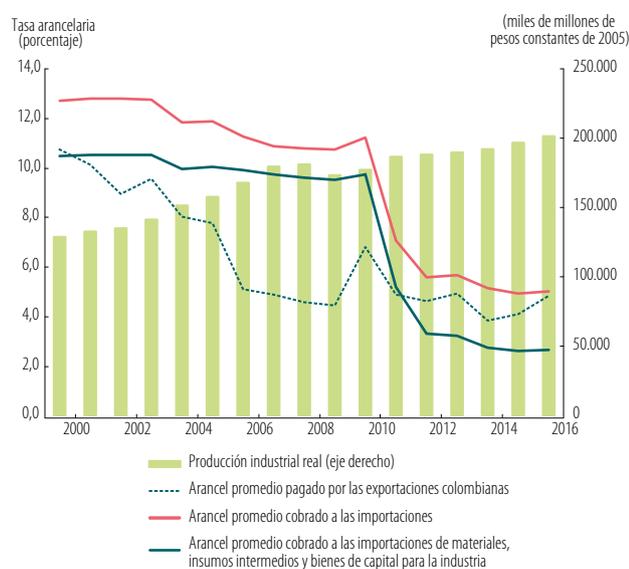
5 Esta balanza comercial de bienes industriales finales excluye las importaciones de bienes de capital e insumos industriales, una parte de las cuales corresponde a aquellos destinados al sector minero y agrícola.

6 En el gráfico mostramos el promedio simple entre países y partidas arancelarias, que es bastante similar al promedio ponderado por producto y país de origen/destino.

econométrico (sección 4). Podemos, entonces, afirmar que la reducción en los costos de producción de las empresas manufactureras, consecuencia de la disminución de los aranceles a las importaciones de insumos, está relacionada con el crecimiento de la producción que observamos en los últimos años de la muestra.

Gráfico 8
Aranceles a las importaciones y las exportaciones de la industria y producción industrial (2000-2016)

A menores barreras arancelarias, de todo tipo, mayor es la producción industrial.



Nota: calculamos el arancel promedio simple de los productos (clasificados a seis dígitos, según el sistema armonizado) que se comercian entre Colombia y el mundo de acuerdo con el programa informático Solución Comercial Integrada Mundial (WITS, por su sigla en inglés).

Fuentes: Trains, DANE, y DIAN.

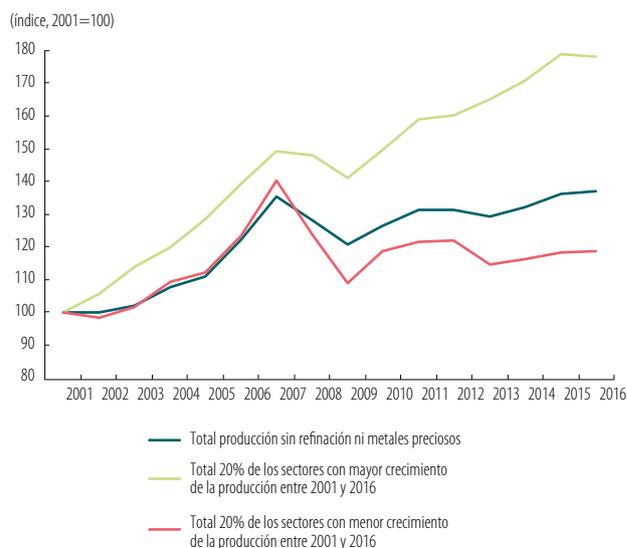
Heterogeneidad intersectorial e intrasectorial

A pesar de que, como ya mostramos, el crecimiento promedio de la industria a lo largo de todo el período estudiado es positivo, el dato promedio oculta la heterogeneidad del comportamiento intersectorial e intrasectorial. Para ilustrar estas heterogeneidades, consideramos índices de producción promedio de toda la industria, e índices de producción del 20% de los sectores con mejor y peor crecimiento entre 2000 y 2015 (Gráfico 9). Para obtener los índices, ordenamos los sectores de mayor a menor crecimiento entre 2000 y 2015 y los agrupamos de acuerdo con su participación en la pro-

ducción total en 2016. Para cada uno de estos grupos fijos de sectores, calculamos un índice de producción promedio año a año ponderado por su participación relativa en 2016. En el gráfico mostramos los índices de producción promedio de los grupos del 20% con mejor y peor crecimiento entre 2000 y 2016, es decir las colas de la distribución de crecimiento. Usamos los datos de la *Encuesta mensual manufacturera* (EMM) del DANE, y excluimos los sectores de petroquímica y metalurgia que, por cierto, tienen un crecimiento real menor al promedio a lo largo de este lapso.

Gráfico 9
Índices de producción anual promedio: de todos los sectores, del 20% de sectores con mayor crecimiento de 2001 a 2016 y del 20% con menor crecimiento de 2001 a 2016, excluyendo petroquímicas y metalurgia

El dato promedio oculta la heterogeneidad del comportamiento intersectorial



Nota: los índices están contruidos como un promedio de los índices sectoriales de la EMM para cada grupo (20% con mayor crecimiento y 20% con menor crecimiento) ponderados por su participación en la producción bruta total. Estas ponderaciones se calculan con la información disponible de la EAM en 2016.

Fuente: DANE (EMM).

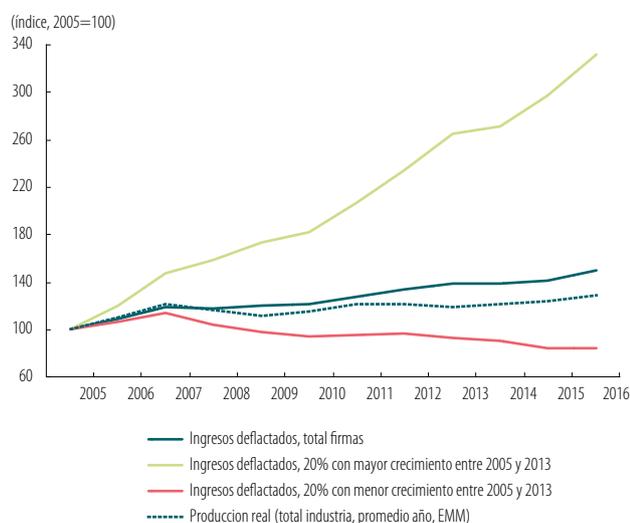
Mientras que, entre 2000 y 2016, el crecimiento de la producción anual promedio de todos los sectores incluidos en la encuesta fue alrededor del 35%, los sectores en el quintil con mayor crecimiento tuvieron un aumento de su producción cercano al 80% (i. e., un crecimiento anual promedio alrededor del 3,7%). Por su parte, los sectores en el quintil con peor desempeño tuvieron un crecimiento de la producción del 18%

en lo corrido de todo el período. La divergencia entre los dos quintiles extremos de la distribución se acentúa después de 2007, cuando ocurre la crisis del comercio con Venezuela y la crisis financiera internacional. Por otro lado, lo sucedido en 2013 ilustra la heterogeneidad de los choques que afectaron a los sectores industriales, pues ese año los sectores con mejor desempeño tuvieron un crecimiento positivo, mientras que los que mostraron peor desempeño decrecieron.

En el Gráfico 10 mostramos índices de producción similares a los del Gráfico 9, excepto que calculamos los quintiles de desempeño para todas las firmas en la base de datos de la EAM, sin distinción de sector. Para calcular los índices, construimos un panel balanceado de firmas que están activas entre 2005 y 2016 y, por tanto, excluimos aquellas con peor desempeño (que salen de la muestra durante el período), y a las firmas nuevas, cuyo crecimiento porcentual es infinito. En ese sentido, sobreestimamos el índice de producción de las firmas con peor desempeño, que sería peor aún si incluyésemos aquellas que desaparecen del mercado.

Gráfico 10
Índices de producción anual: promedio, 20% de firmas con mayor crecimiento 2001-2013 y 20% con menor crecimiento 2001-2013 (excluye petroquímicas y metalurgia)

La heterogeneidad en el crecimiento de las firmas es mucho mayor que la de los sectores (véase Gráfico 9), lo cual ayuda a identificar los efectos heterogéneos de los choques a los que están expuestas las firmas.



Nota: los índices están contruidos con la información de ingresos operacionales deflactados de las firmas para cada grupo (20% con mayor crecimiento, 20% con menor crecimiento y total). Primero construimos un escalafón para las firmas, dependiendo del crecimiento de las ventas entre 2005 y 2013, y luego totalizamos los ingresos operacionales para finalmente construir los índices.

Fuente: DANE (EAN).

Como vemos, la dispersión del crecimiento de la producción anual es mucho mayor entre firmas que entre sectores aún en este panel balanceado que ignora las firmas que desaparecen. Esto indica que aún dentro de los sectores industriales hay una heterogeneidad sustancial del crecimiento entre firmas. El 20% de aquellas con mejor desempeño en la EAM tuvo un crecimiento acumulado de sus ingresos deflactados superior al 150% entre 2005 y 2016, mientras que el 20% con peor desempeño tuvo un crecimiento nulo de sus ingresos deflactados.

El crecimiento promedio de los ingresos deflactados de las firmas incluidas en la EAM es superior al de la producción industrial que reporta la EMM. Esto sugiere que las firmas incluidas en la EAM, que excluye las más pequeñas, crecen más que la muestra de la EMM (representativa de todas las firmas industriales). En otras palabras, los datos de estas encuestas son consistentes con la noción de que las firmas pequeñas crecen menos que el promedio.

La heterogeneidad en el comportamiento de las firmas (Gráfico 10) es mucho mayor que la de los sectores (Gráfico 9), lo cual da luz sobre los efectos heterogéneos de los choques a los que están expuestas las firmas. Nótese que las firmas con mejor desempeño tuvieron tasas positivas de crecimiento durante todo el período, mientras que aquellas con peor desempeño tuvieron tasas negativas de crecimiento en varios años. Inferimos entonces que ocurren simultáneamente choques que afectan de manera positiva a ciertas firmas y negativa a otras. Esta heterogeneidad en el desempeño entre firmas es útil desde el punto de vista estadístico, pues permite identificar los determinantes de los choques que afectaron a las firmas industriales, dependiendo de sus características observadas y no observadas. La riqueza de la variación del comportamiento de las firmas nos permite hacer, en la sección 4, un análisis microeconómico para inferir la magnitud y la significancia estadística de sus factores determinantes.

3. Perspectiva macroeconómica: choques agregados y producción industrial

En esta sección, analizamos los factores que afectaron la evolución de la producción industrial agregada. Para identificar estas variables fundamentales, usamos un modelo de equilibrio general, el cual explica la “brecha” del PIB industrial como resultado de la interacción de variables endógenas y de choques exógenos. La brecha del PIB, al igual que la brecha de otras variables de interés, es la diferencia entre el valor de la variable y su tendencia de largo plazo⁷.

7 La tendencia de largo plazo, que se estima como una tendencia usando filtros econométricos, se entiende como una medida de la producción “potencial”. Cuando la producción es superior a ésta, se supone que se están “sobreutilizando” factores productivos, mientras que si es inferior, se están “subutilizando”.

En la sección 3.1 describiremos el modelo y mostraremos los resultados de la estimación. Basado en los datos, el modelo identifica la importancia relativa de distintos choques en la determinación de las fluctuaciones observadas en el PIB industrial. Luego, en las secciones 3.2 a 3.4 discutiremos algunos de estos choques para ofrecer una mejor idea de su importancia. Nos referiremos, en particular, a los choques internos y externos de demanda y a los choques a la tasa de cambio real. Como veremos, la conclusión principal de este análisis es que los choques macroeconómicos observados no explican el grueso de la variación del PIB industrial alrededor de su tendencia. El principal factor es, entonces, una variable no observada que interpretamos como un choque de preferencias.

3.1 La producción industrial en un modelo econométrico de equilibrio general

Nos basamos en una variación de un modelo IS-LM en el que, en equilibrio, la producción industrial, al igual que todas las otras variables endógenas del modelo, dependen de variables exógenas observadas y choques idiosincráticos no observados. La relación de equilibrio entre las variables endógenas y las exógenas se estima usando técnicas macroeconómicas⁸.

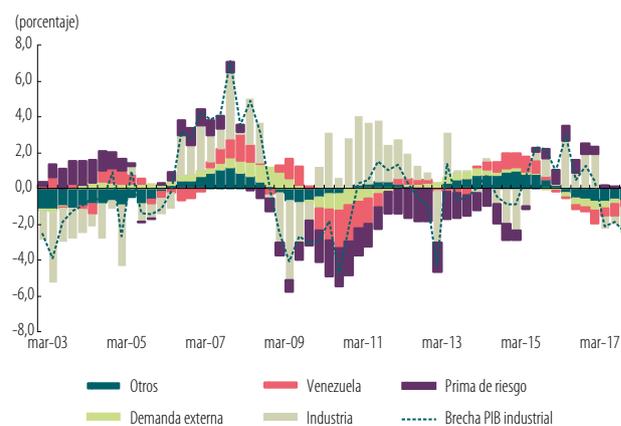
Esta estimación identifica la importancia relativa de las variables macroeconómicas observadas para explicar la evolución de las variables endógenas de interés. Adicionalmente, la estimación identifica residualmente un choque idiosincrático que no está correlacionado con ninguna de las variables observadas y que denominamos “Industria”. La lista de las variables exógenas que alimentan el modelo es larga y, por tanto, este choque idiosincrático corresponde ciertamente a variables no observadas. En el análisis que sigue nos enfocaremos en aquellas variables que la estimación del modelo identifica como más importantes, y también en las que llaman la atención a los observadores del sector industrial.

La estimación para el período 2003-2017 de la brecha trimestral del PIB industrial y sus factores contributivos más importantes se ilustra en el Gráfico 11. El modelo identifica una fase predominantemente positiva de la brecha del producto industrial hasta finales de 2008, tal como señalamos en la sección anterior. Durante la crisis internacional de 2009 y hasta finales de 2011 el modelo identifica una fase predominantemente negativa. Más recientemente, entre mediados de 2015 y mediados de 2017 el modelo identifica una nueva fase positiva de la brecha del producto indus-

trial, asociada con el cambio en los precios internacionales de los productos básicos, sobre todo el petróleo; sin embargo, desde 2017 hasta 2018 la tendencia vuelve a cambiar. La evolución de la brecha a lo largo de todo el período es consistente con la evolución de las medidas de producción de la sección anterior.

Gráfico 11
Brecha del PIB industrial y contribución de distintos factores (2003-2017)

El principal factor que explica el patrón de evolución de la brecha del producto es el choque que denominamos “industria”, el cual absorbe de forma residual el efecto de todos los factores no observados. Este choque residual lo interpretamos como un choque de preferencias que cambia la demanda relativa de bienes industriales.



Nota: el gráfico muestra la estimación de la brecha trimestral del PIB industrial y sus factores contributivos más importantes entre 2003 y 2017, basado en un modelo macroeconómico de equilibrio general.

Fuentes: DANE, Banco de la República, Superfinanciera y Fed.

El modelo identifica cuatro choques exógenos notorios que contribuyeron de forma importante a explicar la evolución de la brecha del PIB industrial: la demanda externa, la prima de riesgo, un choque idiosincrático a la demanda de bienes industriales colombianos por parte de Venezuela (que en el gráfico lo denominamos “Venezuela”) y un choque idiosincrático que agrupa el efecto de todo lo que no se observa directamente y que, como ya indicamos, lo denominamos “Industria”. En el modelo, la demanda externa es un promedio ponderado de la brecha del producto de los socios comerciales de la economía colombiana, mientras que el choque de la economía venezolana se mide con un indicador de la demanda de exportaciones industriales

8 Exponemos los detalles del modelo en el Anexo 1.

hacia Venezuela, más allá del efecto de su PIB y del precio del petróleo⁹.

La demanda externa, medida como la brecha del PIB de los socios comerciales de Colombia, explica algo del ciclo positivo y negativo de la producción industrial entre 2006 y 2011, pero explica muy poco desde entonces. En contraste, el choque idiosincrásico de la demanda de bienes industriales por parte de Venezuela explica una porción mayor del ciclo de la industria. Este último explica una parte de la fase positiva de la brecha entre 2007 y 2008, y es además un factor determinante de su fase negativa desde finales de 2009 y durante 2010. Desde ese momento, el choque de la economía venezolana explica poco de la brecha industrial, pues las restricciones al comercio exterior entre ambos países impidieron que los efectos se transmitieran más directamente a la economía colombiana.

Por otro lado, el modelo identifica residualmente el choque idiosincrásico (al cual llamamos “Industria”) que, por construcción, es la porción de la evolución agregada de la producción industrial que no puede explicarse por las variables macroeconómicas observadas en el período estudiado. Como vemos, el efecto de este choque es mayor que el de todas las variables macroeconómicas observadas e incluidas en el modelo. La única otra variable que tiene un efecto comparable, aunque menor, es la prima de riesgo, que discutimos más adelante.

En conclusión, una parte sustancial de la variación de la brecha del producto industrial no puede explicarse por los mecanismos macroeconómicos del modelo y, por tanto, se origina necesariamente por choques exógenos no observados. Estos choques idiosincrásicos explican la mayor parte de la fase positiva de la brecha entre 2006 y 2008, y la caída de la producción industrial en 2009. También, la totalidad de los picos positivos y negativos de la brecha desde 2011, y una porción de su ciclo positivo entre 2015 y 2016.

La interpretación de este choque no es obvia. El modelo controla por la respuesta de la oferta industrial a cambios en los precios relativos de los bienes industriales. Por tanto, interpretamos este choque como uno de preferencias que desvía la demanda relativa de bienes industriales de su ten-

dencia. Más adelante mostramos evidencia de que este choque se corresponde con la evolución de la demanda relativa de bienes industriales en las cuentas nacionales.

Otra variable importante que explica la evolución de la brecha del producto de la industria es la prima de riesgo. Esta refleja la diferencia en equilibrio entre la tasa de interés nacional y la tasa de interés externa. El mecanismo principal mediante el cual la prima de riesgo afecta la producción industrial es la tasa de cambio real, que es otra de las variables endógenas del modelo. Es decir, la tasa de cambio real, al igual que la producción industrial, es una variable que se obtiene en el equilibrio de la economía y que, por tanto, depende de las variables exógenas, entre las cuales está la prima de riesgo.

Como vemos, la prima de riesgo tiene un efecto ligeramente positivo sobre la brecha del producto hasta 2008, a pesar de que la apreciación sostenida de la TCR ocurre desde 2003. Entre 2008 y 2015, la prima de riesgo tiene un efecto negativo que coincide con la etapa de mayor apreciación real. El efecto positivo de la prima de riesgo hasta 2009 y su efecto negativo entre 2009 y 2015, es más o menos constante y, por consiguiente, no explica sus fluctuaciones, sobre todo después de 2009.

A continuación, estudiamos cada uno de los factores mencionados, y finalizamos la sección con una discusión detallada de la interacción entre la prima de riesgo, la TCR y la producción industrial.

3.2 La demanda relativa de bienes industriales

Hemos indicado que una parte sustancial de la evolución de la producción industrial colombiana ha estado determinada por variables no observadas que no están correlacionadas con las variables macroeconómicas observadas incluidas en nuestro modelo econométrico. Como vemos en el Gráfico 11, el choque idiosincrásico a la producción de bienes industriales es particularmente importante para explicar la fase positiva de la brecha de la producción industrial entre 2006 y 2008, y el pico negativo que se observa en 2009. Durante el pico positivo de la brecha antes y después de finales de 2007, este choque explica más del 70% de su variación. Después de 2009 el choque explica casi la totalidad de los picos negativos y positivos de la brecha: en 2009 (negativo), 2012 (positivo), 2013 (negativo), 2015 (negativo), 2016 (positivo) y 2017 (negativo).

En otras palabras, la fase positiva de la brecha entre 2006 y 2008 y el grueso de sus fluctuaciones desde 2009 no pueden explicarse por ninguna de las variables exógenas observadas que alimentan el modelo macroeconómico. Por tanto, solo pueden explicarse residualmente por este choque

9 El indicador de demanda externa lo calculamos como un promedio ponderado del PIB de los nueve principales destinos de las exportaciones colombianas, incluyendo Venezuela. Las ponderaciones las calculamos con base en los promedios móviles de las participaciones de cada país en las exportaciones totales de Colombia. Para obtener la tendencia, usamos un filtro de Hodrick y Prescott, y estimamos la brecha de forma residual. Por su parte, para la brecha de la economía venezolana descontamos el efecto de su PIB (que hace parte del indicador de demanda externa) y de los precios del petróleo (que es otra variable exógena del modelo, agrupada en “otros”).

idiosincrático que sería, entonces, el principal responsable del patrón de evolución de la producción industrial agregada. Nuestra interpretación de este choque es que se trata predominantemente de un cambio en la demanda relativa de bienes industriales.

Para ilustrar este choque a la demanda relativa de bienes industriales y su impacto sobre la participación de la industria en el PIB, consideremos la siguiente variación de la identidad de oferta y demanda industrial. El valor agregado de las firmas industriales VA_i sumado a sus consumos intermedios CI_i es la oferta de la industria. La oferta es igual a la demanda, que es la suma del consumo C_i , la inversión I_i y las exportaciones netas $(X_i - M_i)$ de bienes industriales:

$$(1) \quad VA_i + CI_i = C_i + I_i + (X_i - M_i)$$

Dividiendo por el PIB y reorganizando términos, obtenemos la siguiente identidad de oferta y demanda industriales como proporción del PIB total:

$$(2) \quad VA_i/PIB = (C_i + I_i)/PIB + (X_i - M_i)/PIB - CI_i/PIB$$

Esta identidad ilustra las posibles fuentes de los cambios en la participación de la industria en el PIB: VA_i/PIB . El choque al que nos referimos en esta discusión es uno que afecta la demanda interna final relativa de bienes industriales $(C_i + I_i)/PIB$. Las otras fuentes son la demanda neta externa $(X_i - M_i)/PIB$ y la intensidad del uso por parte de las firmas industriales de insumos intermedios CI_i/PIB .

En la parte superior del Cuadro 1 mostramos las participaciones VA_i/PIB y $(C_i + I_i)/PIB$ en los años 2005 y 2014. Usamos los datos disponibles de cuentas nacionales del DANE que están en pesos corrientes, y calculamos las participaciones con y sin petroquímicas y metalurgia. La caída de casi tres puntos en la participación de la industria en el PIB está explicada completamente por la contracción en la demanda interna final relativa de bienes industriales. Nótese que el tamaño de los cambios en los otros componentes de la igualdad (2) dependen de si se incluye o no la refinación de petróleo y la industria metalúrgica.

Cuadro 1
Participación del valor agregado industrial y sus componentes en 2005 y 2014

La caída de casi tres puntos en la participación de la industria en el PIB está explicada completamente por la caída en la demanda interna final relativa de bienes industriales. Los cambios en los otros componentes de la identidad de oferta y demanda industriales cambian dependiendo de si se incluye o no la refinación de petróleo y la industria metalúrgica.

	Con refinación y metalurgia			Sin refinación ni metalurgia		
	2005	2014	Cambio	2005	2014	Cambio
1. $VA_{observado} / PIB$	14,1	11,5	-2,7	11,2	8,2	-2,9
2. $(C_i + I_i) / PIB$	34,8	32,2	-2,6	32,9	29,9	-3,0
3. $X_i - M_i / PIB$	-6,8	-0,1	6,7	-7,3	-10,7	-3,4
4. CI_i / PIB	13,8	20,6	6,7	14,4	11,0	-3,4

Nota: la tabla muestra los niveles y los cambios en las participaciones de distintos componentes del valor agregado industrial en el PIB. El valor agregado (VA), el PIB, el consumo final de los hogares y del gobierno (C), la formación bruta de capital fijo (I), exportaciones (X), importaciones (M) y consumo intermedio por el sector industrial de productos industriales (CI) están deflactados con el deflactor implícito del PIB, base 2015 = 100.

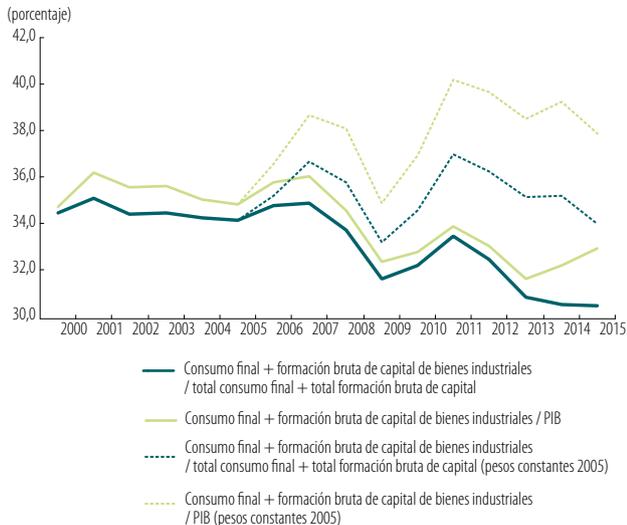
Fuente: DANE (cuentas nacionales).

Alternativamente, ilustramos la evolución de dos medidas de la demanda relativa de bienes industriales en términos nominales entre 2000 y 2015 (Gráfico 12). Por un lado, mostramos la variable $(C_i + I_i)/PIB$, que es la participación del consumo y

la inversión de bienes industriales en el PIB; también, la participación del consumo e inversión de bienes industriales en el consumo e inversión totales, que es una medida más directa de la demanda relativa de bienes industriales.

Gráfico 12
Demanda relativa de bienes industriales, nominal y real aproximada (2000-2014)

En ambos casos, el nominal y el real aproximado, el patrón de la demanda relativa de bienes industriales es similar al del choque idiosincrático de demanda que identificó el modelo macroeconómico, dando soporte a interpretarlo como choque de preferencias que afecta la demanda relativa.



Nota: el consumo final de productos industriales, la formación bruta de capital fijo industrial, el total del consumo final de toda la economía, el total de la formación bruta de capital de toda la economía y el PIB están en miles de millones de pesos a precios corrientes. El IPP con ponderaciones fijas (numerador) es el promedio de los IPP (oferta interna total) por sector industrial que publica el DANE ponderados por las ventas sectoriales de 2005 que reportan las firmas industriales que están vigiladas por la SuperSociedades. El IPP total es el índice para el total de la oferta interna. Fuente: DANE (cuentas nacionales).

El cálculo de las participaciones nominales muestra un pico positivo en la demanda relativa de bienes industriales en 2007; luego, entre 2007 y 2009 ocurre una caída sustancial de la demanda relativa de bienes industriales. Esta se recupera parcialmente en 2011, pero se agudiza de nuevo en 2012 y 2013. Valga notar que el grueso de la disminución en la demanda nominal relativa de bienes industriales se debe a la contracción relativa de su consumo.

Los datos del DANE no permiten hacer un cálculo preciso de los cambios reales en la demanda relativa de bienes industriales; por tanto, no podemos descartar que los cambios reportados se deban a variaciones en los precios relativos. Para ilustrar de forma tentativa este posible efecto de precios, en el gráfico también mostramos una aproximación de las participaciones reales usando como deflactor los índices de precios al productor (IPP) de bienes de capital y de con-

sumo final. Es una aproximación gruesa y solo desde 2005, pues los cambios en las definiciones sectoriales impiden hacer un cálculo consistente para todo el período.

La evolución de esta aproximación de la participación real es similar, en el sentido en que muestra un pico positivo y sustancial en 2007, seguido por una caída hasta 2009. De acuerdo con este cálculo que descuenta los efectos de los precios relativos, habría habido una recuperación sustancial de la demanda relativa de bienes industriales en 2011, seguido por una caída persistente que coincide con una disminución en los precios relativos de los bienes industriales. En ambos casos, el nominal y el real aproximado, el patrón es similar al del choque idiosincrático que identificó el modelo macroeconómico.

Concluimos, entonces, que el grueso de la evolución de la producción industrial en Colombia desde 2000 no está explicado por las variables macroeconómicas observadas, sino por choques de demanda específicos a los mercados industriales. En particular, el aumento relativo en 2009 del valor agregado de la industria y su caída relativa en 2009 y luego desde 2011 parecen ser resultado de este tipo de choques. Valga anotar que la literatura económica (e. g.: Lawrence y Edwards, 2013) ha mostrado que hay una caída de largo plazo y permanente de la participación de la industria manufacturera en las economías, a medida que estas crecen. Por tanto, no debe sorprender si la persistencia que se observa en el choque desde 2011 sea, en efecto, permanente.

3.3 El choque de demanda de Venezuela

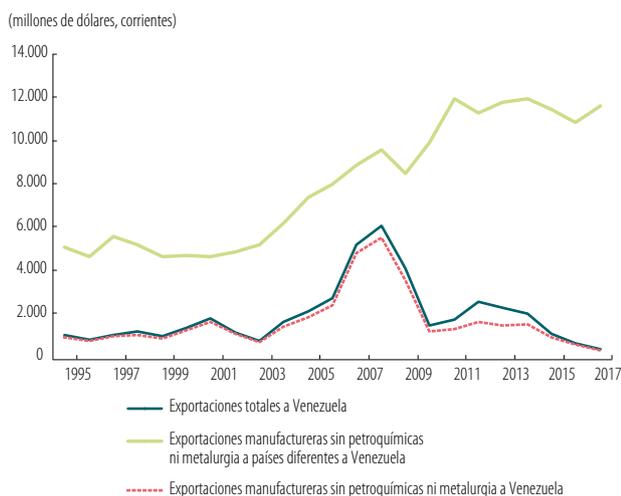
La estimación del modelo indica que la demanda venezolana de bienes industriales colombianos explica una porción relativamente pequeña de la brecha positiva del producto industrial entre 2006 y 2009, y luego explica una porción relativamente grande de la brecha negativa que se observa entre 2009 y 2011, sobre todo después de 2010 (Gráfico 11). La poca importancia, o la ambigüedad, del efecto estimado de la demanda de Venezuela después de 2011 sugieren que se trató de un choque temporal.

En una visualización alternativa del efecto del choque de la economía venezolana sobre la producción industrial colombiana, consideramos el comportamiento de las exportaciones totales e industriales a Venezuela desde 1995, así como el valor de las exportaciones industriales a destinos diferentes a Venezuela (Gráfico 13). Como vemos, prácticamente la totalidad de las exportaciones a Venezuela hasta 2010 eran industriales. El auge sustancial de las exportaciones hacia este destino se dio entre 2006 y 2009 y tuvo su pico en 2008. Entre 2003 y 2008 el valor en dólares de las exportaciones a Venezuela creció alrededor de 800%, y entre 2006 y 2008 creció casi 240%.

En 2008 las exportaciones industriales a Venezuela fueron más de la tercera parte del total de las exportaciones industriales del país.

Gráfico 13
Exportaciones industriales a Venezuela y al resto del mundo (2000-2017)

La mayoría de las exportaciones a Venezuela hasta 2010 eran industriales. El auge de las exportaciones a Venezuela entre 2006 y 2009 fue temporal y tuvo su pico en 2008. Después de 2010, éstas caen a niveles similares a los observados antes de 2006.



Nota: en el gráfico mostramos las exportaciones totales e industriales a Venezuela desde 1995 y el valor de las exportaciones industriales a otros destinos distintos de Venezuela. Clasificamos los sectores industriales de acuerdo con la CIIU, revisión 3.1, adaptada para Colombia.

Fuentes: DANE y DIAN.

La aceleración de las exportaciones a Venezuela entre 2007 y 2008 fue mucho mayor que el crecimiento de la economía venezolana, lo cual es consistente con la contribución positiva de la demanda venezolana a la brecha que identifica el modelo en esos dos años. Este auge de exportaciones a Venezuela fue aún mayor que el aumento sustancial de las exportaciones industriales a todos los destinos. Este incremento, que va más allá del aumento del PIB venezolano, se debió en alguna medida a que, durante este período y gracias a los acuerdos de la Comunidad Andina de Naciones (CAN), los exportadores colombianos tuvieron acceso al mercado venezolano de divisas a la tasa de cambio oficial, mientras que exportadores de otros países enfrentaban una tasa de cambio menos favorable.

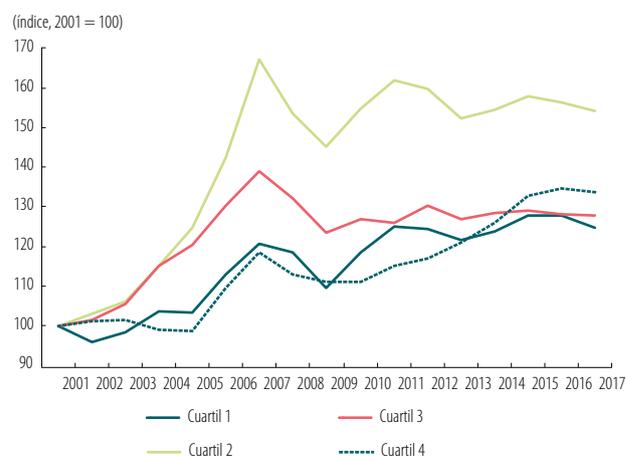
El choque negativo que identifica el modelo después de 2008 coincide con la caída súbita de las exportaciones a Venezuela. Esta disminución contrasta con la tendencia

de las exportaciones a los demás destinos, sobre todo en 2010, cuando caen a Venezuela al tiempo que crecen hacia el resto del mundo. Después de 2010, las exportaciones a Venezuela disminuyen a niveles comparables con los observados en los años anteriores a 2006. Independientemente de su interpretación en el marco del modelo macroeconómico, el gráfico muestra que la caída de las exportaciones a Venezuela en 2009 y 2010 fue una reversión a niveles similares a los que se observaban antes de 2005.

Ahora bien, la exposición de las firmas industriales a este choque de Venezuela no fue homogénea. Para ilustrarlo, usamos la información de la EAM para ordenar a las firmas de acuerdo con el porcentaje de sus ventas que tuvieron como destino a Venezuela en 2008, cuando las exportaciones a este país fueron más altas. Una vez ordenadas, las agrupamos por cuartiles de la producción total en 2001; de esta forma, cada grupo de firmas representa una cantidad similar de la producción total en 2001. Con las firmas así agrupadas, calculamos un índice promedio de producción para cada cuartil entre 2001 y 2017 (Gráfico 14).

Gráfico 14
Producción por cuartiles de exposición a Venezuela durante 2008 (2001-2017)

Según el porcentaje de las ventas totales que tuvieron como destino Venezuela, las firmas más expuestas (cuartil 1), crecieron menos a lo largo del periodo. Las menos expuestas (cuartil 4), crecieron por encima del promedio.



Nota: la dependencia de las firmas de la demanda de Venezuela está calculada como la participación sectorial de las exportaciones a Venezuela respecto al total de las exportaciones en 2008. Primero, realizamos un escalafón de sectores según la dependencia de las exportaciones a Venezuela, de mayor a menor, y luego se calcula el promedio de los índices de producción de la EMM ponderados por las participaciones sectoriales en la producción bruta total.

Fuente: DANE (EMM).

Vemos indicios de que las firmas que estuvieron más expuestas a Venezuela en 2008 (cuartil 1) fueron las que tuvieron peor desempeño a lo largo de todo el período analizado. Por otro lado, las firmas menos expuestas (cuartil 4) tuvieron un crecimiento por encima del promedio. No obstante, entre 2006 y 2008 crece sustancialmente la producción de todas las firmas en la muestra, independientemente de sus exportaciones a Venezuela.

Por otro lado, es posible que las exportaciones a Venezuela de las firmas industriales hayan facilitado la capacidad exportadora de estas firmas. Carranza y González (2016) muestran que la exposición de las firmas industriales al mercado venezolano durante 2008 está correlacionada con aumentos de las exportaciones a otros destinos después de 2010 (véase el recuadro 1, p. 37). Esto sugiere que el auge exportador a Venezuela pudo haber tenido un efecto permanente, más allá de lo que el modelo macroeconómico puede detectar.

3.4 La tasa de cambio real y la producción industrial agregada

La TCR es una variable que depende de las tasas de cambio nominales y la inflación relativa entre Colombia y todos sus socios comerciales, de variables financieras y de otras variables observadas y no observadas. En el modelo macroeconómico que describimos, la TCR hace parte del conjunto de variables endógenas que se soluciona como función de variables exógenas observadas y no observadas. De la misma forma que se hace con la brecha del producto, la relación de equilibrio se puede estimar usando técnicas macroeconómicas para que los datos revelen las contribuciones relativas de los distintos factores exógenos que determinan la brecha de la TCR.

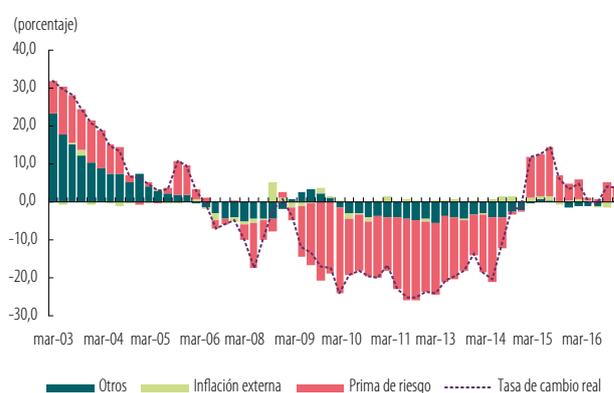
El modelo encuentra que los factores exógenos más relevantes que contribuyen a explicar la brecha estimada de la TCR son la prima de riesgo y la inflación externa (que es un promedio ponderado de las tasas de inflación de los socios comerciales de Colombia) (Gráfico 15). La prima de riesgo, cuyo comportamiento es exógeno en el modelo, es el determinante fundamental más importante de la TCR, sobre todo desde 2009. El grupo de otros factores que se muestra en el gráfico tiene un papel mucho menor, sobre todo después de 2006. Este grupo de variables contiene todas las demás variables exógenas del modelo, incluyendo aquellas que afectan la brecha del producto.

La brecha de la TCR es positiva hasta 2006, es negativa entre 2008 y 2015, y vuelve a ser positiva desde entonces. Como habíamos indicado, el principal determinante de este patrón es la prima de riesgo. El análisis de las fuerzas exógenas que la afectan está más allá del alcance de este documento. Basta decir que, como muestra Beltrán (2015), hay evidencia de

que la prima de riesgo colombiana está correlacionada negativamente con el precio de los bienes básicos. Desde esta óptica, el choque de la prima de riesgo sobre la TCR estaría causado por la evolución del precio de productos básicos como el petróleo y el carbón.

Gráfico 15
Brecha de la TCR y contribución de distintos factores (2003-2017)

El principal determinante del patrón de la brecha de tasa de cambio real es la prima de riesgo, sobre todo desde 2009.



Nota: en el gráfico mostramos la brecha estimada de la TCR y la contribución de los distintos factores exógenos más relevantes, que son la prima de riesgo y la inflación externa, que es un promedio ponderado de las tasas de inflación de los socios comerciales de Colombia. La estimación se obtiene de un modelo macroeconómico de equilibrio general.

Fuentes: DANE, Banco de la República, Superfinanciera y Fed.

Con el modelo, podemos medir el impacto de la TCR sobre la brecha del producto industrial; esto es, computar el equilibrio macroeconómico contrafactual que se alcanzaría si los factores que afectaron la brecha de la TCR hubieran sido distintos a los observados. En un primer ejercicio contrafactual, anulamos el efecto de la prima de riesgo en la TCR durante todo el período estudiado; es decir, suponemos que la brecha de la prima de riesgo es nula a lo largo de todo el período. Como podemos deducir del Gráfico 15, esto atenúa sustancialmente la brecha de la TCR, evitando sobre todo la brecha negativa que se observa entre 2009 y 2015, que estuvo asociada con un período de apreciación real sustancial. En la simulación contrafactual, la brecha de la TCR permanece aproximadamente en su nivel observado en 2007, lo cual es un choque sustancial. Por ejemplo, en la simulación se acorta la brecha de la TCR en más de 20 pp durante su pico negativo de 2012.

Usando este ejercicio contrafactual de TCR para estimar la brecha del producto, obtenemos que la brecha contrafactual es un poco inferior a la observada antes de 2005, y es superior a la observada entre 2009 y 2015 (Gráfico 16). En otras palabras, la producción industrial habría sido un poco menor a la observada antes de 2005 y mayor a la observada entre 2009 y 2015. La diferencia entre la brecha observada y la brecha contrafactual durante este período es de menos de 1 pp, que es pequeña, dado el tamaño del choque contrafactual que se simula. Este resultado es consistente con la evidencia que mostramos en la sección 2 la cual indica que la correlación entre TCR y producción industrial agregada no es sustancial.

Gráfico 16
Comparativo brechas PIB industrial con y sin efecto de prima de riesgo

El ejercicio contrafactual indica que si se hubiera eliminado por completo la variación de la prima de riesgo, que es el principal determinante de la TCR, el efecto sobre el PIB industrial habría sido muy pequeño. Concluimos que la correlación entre TCR y producción industrial agregada no es sustancial.



Nota: se muestran las brechas estimada y simulada del PIB industrial. Para obtener la brecha simulada, se elimina la variación de la brecha de la prima de riesgo y se recomputa el equilibrio de la economía. Por tanto, la brecha simulada es la que resulta de eliminar el grueso de la variación de la TCR.

Fuentes: DANE, Banco de la República, Superfinanciera y Fed.

El poco efecto de la TCR sobre la producción agregada no significa que este efecto sea uniforme entre firmas industriales individuales. Como ya hemos indicado, el comportamiento agregado de la producción industrial oculta su heterogeneidad. La industria colombiana se ha insertado en cadenas globales de valor, lo cual implica que las firmas industriales dependen en mayor o menor grado de insumos importados. Condicionada en su dependencia a la importación de insumos y a las exportaciones de bienes finales, la producción de las firmas individuales responderá

de distinta forma ante variaciones en la TCR. Como veremos, la heterogeneidad de las firmas explica no solo el efecto agregado ambiguo de la TCR, sino también otras facetas de la heterogeneidad del desempeño productivo entre firmas.

4. Perspectiva microeconómica: las fuentes de la heterogeneidad del desempeño productivo de la industria

Hemos ya señalado que el comportamiento agregado de la industria manufacturera colombiana oculta su heterogeneidad entre sectores y firmas, como muestran los gráficos 9 y 10 que ilustran la dispersión de la producción. En esta sección nos enfocaremos en los factores que determinan las diferencias en el desempeño entre las firmas, usando las bases disponibles con datos para firmas individuales.

Desde el punto de vista de la literatura de la organización industrial, el marco analítico que mejor describe el funcionamiento de los mercados manufactureros modernos es el de oligopolios dinámicos, tal como se describe, por ejemplo, en Doraszelsky y Pakes (2007)¹⁰. Una forma simplificada de caracterizar estos modelos es dividirlos en dos partes: por un lado, las firmas deciden si entran o no al mercado interactuando con sus competidores efectivos y potenciales en un juego repetido; por el otro, una vez han decidido estar en el mercado, las firmas toman sus decisiones de producción y precios con el objetivo de maximizar ganancias de la forma estática usual en los modelos clásicos de oferta y demanda.

La estimación de estos modelos de oligopolio dinámico con bases de datos intersectoriales como la nuestra está más allá del alcance de la literatura actual. Adicionalmente, estos modelos tienen un uso limitado para el análisis contrafactual como el que hacemos en este documento, pues predicen la existencia de múltiples equilibrios. Por tanto, el efecto de choques exógenos sobre el equilibrio es, generalmente, incierto, aun cuando se conoce exactamente la estructura del equilibrio observado¹¹.

En nuestro análisis identificamos la relación de las medidas de producción de las firmas con distintas variables. Dadas

10 El paradigma estándar en los modelos macroeconómicos es la competencia monopolística. En el contexto de la literatura de organización industrial la competencia monopolística se puede entender como un caso extremo de un equilibrio markoviano en el que las acciones de cada competidor tienen efectos insignificantes sobre las variables agregadas, tal como en Weintraub *et al.* (2008) o Carranza (2010).

11 Las técnicas de estimación de modelos de oligopolio dinámico se basan en el supuesto de que las firmas condicionan sus decisiones dinámicas en un conjunto finito de variables observadas por todos los competidores —es decir, en equilibrios markovianos; véase, por ejemplo, Pesendorfer y Schmidt-Dengler (2003), Bajari *et al.* (2007), Aguirregabiria y Mira (2007)—. La estimación requiere, entonces, de la observación de subconjuntos fijos de firmas entre muchos mercados o períodos y con el supuesto de que están en el mismo equilibrio.

las limitaciones técnicas que hemos señalado, los resultados que estimamos deben ser entendidos fundamentalmente como una descripción del comportamiento de las firmas industriales. Con ciertos supuestos, que discutimos en cada caso, estas estimaciones nos permiten también hacer inferencias contrafactuales.

Por facilidad, nuestro análisis lo separaremos en dos partes. Primero, estimamos la relación entre las ventas de las firmas industriales y variables relevantes que afectan su desempeño, suponiendo que la estructura observada del mercado está fija. En este contexto, estas correlaciones describen el comportamiento de las firmas en el equilibrio observado y, dependiendo del caso, permiten hacer inferencias causales. Segundo, finalizamos la sección con un análisis descriptivo de la entrada y salida de firmas en los sectores industriales, las cuales determinan la estructura observada del mercado. Esta organización de nuestro análisis es consistente con el enfoque de la literatura que, como indicamos, considera separadamente las decisiones de entrada y salida de firmas de los mercados y las decisiones de producción y precios.

4.1 Un modelo microeconómico de las ventas de las firmas industriales

Como indicamos, en el siguiente análisis supondremos fija la estructura de los sectores industriales colombianos y estudiaremos la relación entre la producción de las firmas individuales que observamos en los datos con algunas variables relevantes.

Considérese la siguiente ecuación, que describe el comportamiento de la producción de cada firma i en el año t , como función de variables observadas y no observadas:

$$(3) \quad Y_{it} = f(X_{it}, E_{it}) = \beta'X_{it} + E_{it}$$

donde Y_{it} es la medida de la producción de la firma i en el año t . Por su parte, X_{it} es un vector de variables observadas que afectan la producción de la firma, tales como su productividad, su comercio exterior, la tasa de cambio real, etc. El término E_{it} es un escalar que absorbe el efecto de las variables no observadas que afectan la producción de la firma, así como los choques idiosincráticos de demanda y costos. En (3) se usa una forma lineal, pero con suficientes datos se podría adoptar incluso una formulación no paramétrica.

La ecuación (3) se puede entender de dos formas; por un lado, como una ecuación que describe la relación de equilibrio entre Y y X . En el caso de la formulación lineal, cada componente β' de β es la correlación condicional de Y con la variable X' en el vector X . Por otro lado, si se da por cierto que las variables en X están fuera del control de las firmas en el momento en que se toman las decisiones de producción, $f(X,E)$ se puede interpretar como una función que describe

la producción óptima de la firma como función de X y E . En este segundo caso, β mide los efectos causales de X sobre Y .

En cualquiera de los dos casos la estimación de la ecuación (3) tiene un problema estándar de endogeneidad, pues las variables en X están en general correlacionadas con las variables no observadas E . Para aliviar el problema de endogeneidad, podemos aprovechar la estructura de panel de los datos disponibles y descomponer $E_{it} = E_i + E_t + e_{it}$, de tal forma que los choques no observados que afectan las ventas de las firmas tienen un componente E_i específico a cada firma y que no cambia en el tiempo; un componente agregado E_t que afecta en cada período t las ventas de todas las firmas de la misma forma, y un componente e_{it} que varía entre firmas y en el tiempo y que supondremos que no está correlacionado con ningún componente de X .

Si se supone que el error e_{it} es independiente de las variables en X , se puede obtener un estimador insesgado de β , absorbiendo E_i y E_t al usar efectos fijos. En este caso, la estimación se puede usar para hacer inferencias causales, por lo menos en el margen. Sin embargo, esta estructura del error no absorbe choques temporales no observados específicos a las firmas y correlacionados sistemáticamente con X ; es decir, el problema de posible endogeneidad del término de error e_{it} no se elimina del todo. En cada caso discutimos qué tan plausible es o no este problema de endogeneidad.

La cualificación formal más relevante es que suponemos fija la participación en los mercados de las firmas observadas; es decir, cuando evaluamos los efectos de X en Y , ignoramos los posibles efectos que cambios en X puedan tener sobre la entrada y salida de firmas. Esta limitación no es grave en el margen, pero puede serlo si los choques a X son grandes y de larga duración.

Nuestro análisis se basa, entonces, en la siguiente ecuación:

$$(4) \quad Y_{it} = \beta'X_{it} + E_i + E_t + e_{it}$$

donde la matriz X_t contiene un vector de unos, de tal forma que el primer elemento de β es una constante. Estimamos (4) usando la submuestra de empresas industriales de la base de datos de la Supersociedades, cruzada con información de comercio exterior de la DIAN, e información financiera obtenida de la Superfinanciera. Adicionalmente, usamos medidas de productividad por firma, estimadas en Casas y González (2016). La ecuación se estima usando métodos lineales estándar con efectos fijos de firma y año que absorben el efecto de E_i y E_t .

Como indicamos, si se cumple que e_{it} es exógeno y, por tanto, no está correlacionado con X ni con los efectos fijos, entonces los estimativos de β que se obtienen utilizando métodos lineales pueden tener una interpretación causal. Así pues, para la interpretación de los resultados es crucial tener

en cuenta esta posible correlación del error con los regresores, que es la que permite hacer inferencia causal o puramente descriptiva. Medimos la producción de cada firma con el valor de sus ventas en pesos constantes de 1998. En las variables explicativas, incluimos: la productividad, variables de comercio exterior (exportaciones, importaciones de insumos, tasa de cambio real y demanda externa), variables financieras (apalancamiento, tasa de interés, duración de los créditos y liquidez), variables de estructura de mercado (participación en el mercado y concentración del sector) y la tasa efectiva de impuesto de renta¹². A continuación, nos referimos separadamente a los resultados de la estimación para los grupos más importantes de variables.

Todos los resultados de las estimaciones que presentamos están estandarizados, de manera que los coeficientes miden efectos en términos de las desviaciones estándar de cada variable en los datos¹³. Cada cuadro contiene los coeficientes

- 12 Las variables usadas las describimos en detalle en el Cuadro A5.1 en el Anexo 5.
- 13 El coeficiente estandarizado β implica que un cambio de una desviación estándar en la variable independiente X está correlacionado con un cambio de β desviaciones estándar en la variable dependiente Y .

correspondientes a las variables de interés en tres columnas; en la primera mostramos los resultados de la regresión con todos los controles, excepto los efectos fijos; la segunda contiene el estimado con controles y efectos fijos de año, y la tercera columna el estimado con controles y efectos fijos de año y firma.

4.2 Productividad

La productividad de cada firma la estimamos según la metodología descrita en Casas y González (2016) (véase también el recuadro 2, p. 39). En términos generales, esta productividad mide la porción de la variación de la producción de cada firma que no está explicada por la variación de sus insumos, controlando por distintos problemas de endogeneidad señalados por la literatura y que se describen en, por ejemplo, Akerberg *et al.* (2015) o Gandhi *et al.* (2017).

Las estimaciones indican que un cambio de una desviación estándar de la productividad de cada firma está asociado con un cambio de más de 0,03 desviaciones estándar en la producción de la firma (Cuadro 2). Téngase en cuenta que los resultados de la tercera columna incluyen controles por año y firma y, por tanto, identifican el efecto de la productividad más allá de las diferencias permanentes entre firmas en los cambios anuales en sus niveles de producción.

Cuadro 2
Efectos de la productividad en las ventas reales de las firmas industriales

Un cambio de una desviación estándar de la productividad de cada firma está asociado con un cambio de más de 0,03 desviaciones estándar en la producción de la firma.

	Producción		
Productividad	0,047*** (0,0045)	0,047*** (0,0045)	0,033*** (0,0028)
Efectos fijos de año		X	X
Efectos fijos de firma			X
Observaciones	18.979	18.979	18.979

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

Nota: realizamos las estimaciones de ingresos operacionales respecto a las variables de interés y ponemos efectos fijos de año y firma en la última expresión. Los coeficientes y errores estándar encontrados los estandarizamos, para lo cual multiplicamos cada coeficiente o error estándar por la desviación estándar de la variable de interés y lo dividimos por la desviación estándar de los ingresos. La medida de productividad utilizada en este documento fue estimada en Casas y González (2016) siguiendo la metodología de Akerberg *et al.* (2015).

Fuente: Supersociedades; cálculos de los autores.

Para dar una idea de la dispersión en la productividad de las firmas y de su capacidad para explicar la dispersión observada en la producción, en el Gráfico 17 mostramos las ventas contrafactuales de las firmas en la muestra si suponemos que las firmas menos productivas usan exactamente los mismos insumos que observamos, pero con una productividad similar al promedio o mediana de su sector.

Para el cálculo usamos las estimaciones de la función de producción en Casas y González (2016) de dos formas. En un caso, le asignamos la productividad mediana de su sector a todas las firmas con una productividad menor; en otro caso, le asignamos la productividad promedio de su sector a todas las firmas con una productividad menor al promedio. El Gráfico 17 muestra la diferencia en las ventas agregadas de la industria de estos cálculos contrafactuales con respecto a las ventas observadas. Estas diferencias son sustanciales, considerando que se mantiene fijo el uso de todos los demás insumos y que no incluye efectos adicionales de equilibrio general.

Gráfico 17
Diferencias porcentuales en la producción industrial si la productividad mínima fuera la mediana o la promedio

Si aumentásemos la productividad de las firmas menos productivas a niveles similares a los del promedio o mediana de su sector, manteniendo fijo el uso de los demás insumos, observaríamos incrementos sustanciales en las ventas agregadas de la industria.



Nota: calculamos la mediana para un caso, y para el otro el promedio ponderado de la TFP por año y sector. Suponemos que las firmas que están por debajo de la mediana/promedio en realidad tuvieron una productividad mayor e igual a la de la mediana/promedio. Usando esos nuevos niveles de productividad calculamos el ingreso que habrían tenido las firmas si hubieran experimentado ese nivel de productividad.

Fuente: Supersociedades; cálculos de los autores.

El papel de la productividad va más allá de su capacidad para explicar la dispersión en los niveles de producción. En los datos, las firmas más productivas no solo son más grandes, sino que también son las que más crecen entre 2005 y 2013. Además, Casas, *et al.* (2017) encuentran que hay una correlación positiva entre productividad y probabilidad de exportar (véase el detalle en el recuadro 3, p. 40). Esta evidencia es consistente con la noción teórica de que las firmas más productivas tienen la capacidad para incurrir en los costos fijos asociados con la actividad exportadora estándar (tal como describe, por ejemplo, Melitz, 2003). Asimismo, en la sección 4.6 mostramos que la productividad desempeña un papel significativo en el proceso de entrada y salida de firmas.

4.3 Comercio exterior

En el Cuadro 3 mostramos la correlación condicional de las ventas de las firmas con las variables de comercio exterior que incluimos en la regresión: una medida de la demanda externa de cada firma, las exportaciones, las importaciones de insumos, la tasa de cambio real de las exportaciones y de las importaciones de insumos y otros bienes intermedios. Estas importaciones de insumos corresponden al total de importaciones de bienes intermedios de cada firma en los registros de importaciones de la DIAN. En el panel superior (A) reportamos los resultados de las regresiones que excluyen tanto las exportaciones de bienes finales de cada firma como sus importaciones de insumos, pues estas variables están bajo el control de la firma y en alguna medida responden precisamente a las variaciones de la tasa de cambio real y la demanda externa. En el panel inferior (B) reportamos los resultados de las regresiones con todos los controles. En cada panel, las regresiones incluyen distintas combinaciones de efectos fijos de año y firma, como se indica en la parte inferior.

Medimos la demanda externa con el PIB de los destinos de las exportaciones de cada sector, ponderado por el valor de las ventas a cada país. Las tasas de cambio real de las exportaciones y las importaciones de insumos están ponderadas por la participación en 2005 de cada país de destino u origen en el nivel sectorial. Para obtenerlas, calculamos promedios de las tasas de cambio reales bilaterales con cada país de origen o destino del comercio ponderadas por su participación en el comercio total de cada tipo (*i. e.*: exportaciones, importaciones, etc.). Mantenemos fija la ponderación en 2005 para mitigar la endogeneidad de la composición por países del comercio, la cual responde precisamente a los cambios en tasas bilaterales. Usamos medidas sectoriales pues nos permiten asignarle una tasa de cambio real y una demanda externa a todas las firmas, incluso a aquellas que no tienen comercio exterior. Tal como en todos los resultados que reportamos, las regresiones incluyen todos los demás controles.

Cuadro 3 Efectos del comercio exterior y la TCR en las ventas reales de las firmas industriales

Una vez controlamos por efectos fijos de año y firma, los efectos de la TCR sobre las ventas reales de las firmas resultan estadísticamente insignificantes. Por otro lado, las exportaciones y las importaciones de insumos están asociadas positivamente con el desempeño de las firmas; es decir, las firmas con mayor crecimiento fueron las que tuvieron una mayor expansión de su comercio exterior.

Producción			
<i>A. No controla por el valor del comercio</i>			
Índice de tasa de cambio real: exportaciones	0,167*** (0,0085)	0,167*** (0,0086)	-0,004 (0,0043)
Índice de tasa de cambio real: importaciones	0,293*** (0,0098)	0,291*** (0,0099)	-0,004 (0,0076)
Demanda Externa (PIB* ponderado)	-0,084*** (0,0081)	-0,093 (0,0088)	*** -0,009 (0,0064)
<i>B. Controla por el valor del comercio</i>			
Índice de tasa de cambio real: exportaciones	0,063*** (0,0056)	0,064*** (0,0056)	-0,002 (0,0030)
Índice de tasa de cambio real: importaciones	0,113*** (0,0065)	0,113*** (0,0065)	-0,001 (0,0054)
Exportaciones	0,162*** (0,0056)	0,162*** (0,0056)	0,244*** (0,0036)
Importaciones	0,609*** (0,0054)	0,609*** (0,0054)	0,395*** (0,0051)
Demanda externa (PIB* ponderado)	0,003 (0,0053)	0,002 (0,0057)	-0,005 (0,0045)
Efectos fijos de año		X	X
Efectos fijos de firma			X
Observaciones	18.979	18.979	18.979

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

Nota 1: realizamos regresiones de ingresos operacionales de cada firma respecto a las variables de interés con efectos fijos de año y firma en la última expresión. Los coeficientes y errores estándar encontrados los estandarizamos, para lo cual multiplicamos cada coeficiente o error estándar por la desviación estándar de la variable de interés y lo dividimos por la desviación estándar de los ingresos. Los índices de tasa de cambio real (2005 = 100) se calculan a partir de la devaluación bilateral promedio ponderado (por ingresos) por año y sector. La demanda externa la calculamos como el PIB promedio ponderado (por el valor FOB de las exportaciones) por año y sector industrial (CIU revisión 3.1., A. C.) de los países de destino de las exportaciones colombianas. El valor de las exportaciones y las importaciones están en pesos (usando la TRM promedio anual) deflactados con IPC base 2008.

Fuente: Supersociedades; cálculos de los autores.

En la sección anterior mostramos indicios de una correlación negativa entre la tasa de cambio real y la producción industrial agregada, de tal forma que desde 2000 los períodos de mayor expansión en la producción coinciden con aquellos de mayor apreciación real. Con los resultados de las regresiones que reportamos en el Cuadro 3, concluimos que esto no es cierto para las firmas individuales. En el panel superior, cuando no controlamos por efectos fijos de año ni firma, las medidas de tasa de cambio real tienen una correlación débilmente positiva con las ventas reales de las firmas, lo cual es consistente con la noción estándar de que la tasa de cambio real es un factor que afecta la competitividad. Sin embargo, la regresión no detecta diferencias en la correlación de las ventas reales con la tasa de cambio real ponderada por el destino de las exportaciones sectoriales o el origen de las importaciones de insumos. Una vez controlamos por efectos fijos de año y firma en la tercera columna, los efectos de la TCR resultan estadísticamente insignificantes.

Cuando controlamos por el valor de las exportaciones de bienes finales y las importaciones de insumos de cada firma en el panel inferior del Cuadro 3, el efecto estimado de la TCR sobre las ventas disminuye. Dado que en estas regresiones controlamos por exportaciones e importaciones, este efecto estimado es indirecto y probablemente se deba a los efectos que tiene la tasa de cambio real sobre la competencia en los mercados nacionales de bienes finales e insumos. De igual forma que en el panel superior, cuando incluimos efectos fijos de firma y año, los coeficientes son insignificantes. Obtenemos resultados cualitativamente iguales cuando controlamos por el volumen (kilogramos netos) de las exportaciones y las importaciones en lugar de su valor.

No es sorprendente que, como se ve en el panel inferior del cuadro, el valor del comercio exterior de las firmas esté correlacionado positivamente con sus ventas. Igual, no sobra resaltar la correlación positiva y sustancial de las importaciones de insumos con las ventas de las firmas. Asimismo, la medida de la demanda externa tiene una correlación o negativa o insignificante con las ventas en todas las especificaciones, lo cual se debe quizá a que sus efectos están absorbidos por otros factores y por los choques agregados que se incluyen en las columnas 2 y 3. Como mostramos en detalle en el recuadro 4, p. 41, la TCR tiene también efectos insignificantes sobre la participación en los mercados internacionales.

La poca claridad en los efectos de las medidas de tasa de cambio real sobre las ventas se debe, probablemente, a que el comercio exterior afecta a las firmas industriales de forma ambigua. Tal como vemos en el cuadro, la variación en las exportaciones y las importaciones de insumos tiene un poder explicativo sustancial y significativo en la variación de las ventas de la firma, aun con los efectos fijos de año y firma. Un cambio de una desviación estándar en las exportaciones de cada firma está asociado con un aumento de 0,24 desviacio-

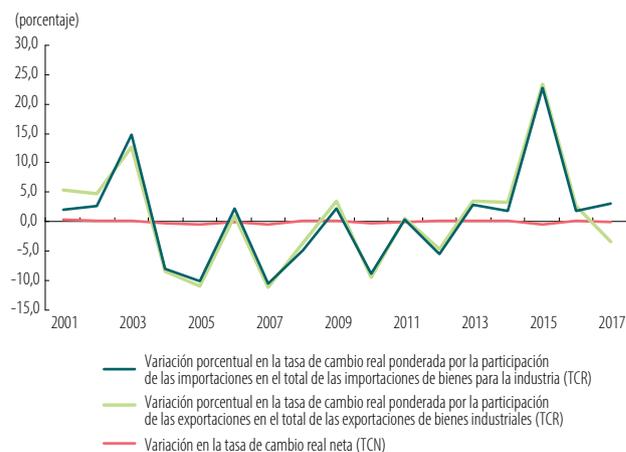
nes estándar en sus ventas reales. Por su parte, un aumento de una desviación estándar en sus importaciones de insumos está asociado con un aumento de más de 0,39 desviaciones estándar de su producción. En la sección 2 del documento mostramos que las exportaciones y las importaciones de insumos aumentaron a lo largo del período estudiado, por tanto, este resultado implica que, en general, las firmas industriales en la muestra se beneficiaron tanto de los mercados de exportación como de los mercados de importación de insumos.

La dificultad del modelo para identificar el efecto de la tasa de cambio real se debe, entonces, a que esta afecta a las firmas por el lado de su oferta y de sus costos. En el Gráfico 18, mostramos tres distintas medidas de la devaluación real basadas en los datos de comercio exterior de las firmas industriales.

Por un lado, mostramos medidas promedio de la devaluación real de las exportaciones y las importaciones, tal como hemos descrito: promediando las TCR bilaterales de acuerdo con la participación de cada país en cada tipo de comercio. Por otro lado, mostramos una tasa de cambio “neta” que calculamos como se describe en Carranza, *et al.* (2018). Este cálculo incorpora la participación de las exportaciones en la oferta total de la industria y de las importaciones de insumos en los costos totales de la industria.

Gráfico 18 Medidas alternativas de devaluación real (2001-2017)

La tasa de cambio “neta” varió muy poco durante el período; es decir, en promedio las variaciones de las tasas de cambio real de la oferta y los costos se contrarrestaron casi completamente. Esto es consistente con el efecto insignificante de la tasa de cambio real sobre la producción industrial agregada.



Nota: calculamos la devaluación real de las exportaciones y las importaciones promediando las TCR bilaterales de acuerdo con la participación de cada país en cada tipo de comercio. La tasa de cambio “neta” se calcula como se describe en Carranza *et al.* (2018): es el promedio de las tasas bilaterales ponderadas por la diferencia entre la participación de las exportaciones y las importaciones de insumos en la producción total.

Fuentes: DANE, DIAN y FMI; cálculos de los autores.

Como vemos, la variación promedio de la tasa de cambio “neta” es casi nula; es decir, en promedio las variaciones de las tasas de cambio real de la oferta y los costos a lo largo del período estudiado se contrarrestaron casi por completo, lo cual es consistente con el efecto insignificante de la tasa de cambio real sobre la producción industrial agregada, ya documentado.

Valga reiterar que la poca variación promedio de la tasa de cambio “neta” no implica que así lo sea para todas las firmas; por el contrario, esta variación debe ser alta para firmas que dependen desproporcionadamente de las importaciones de insumos o sus exportaciones. Nótese que en este contexto las firmas tienen incentivos para cubrir sus riesgos cambiarios por el lado de sus exportaciones vía la importación de insumos. Este efecto económico de las cadenas globales de valor no ha sido estudiado por la literatura económica¹⁴.

Para ilustrar la capacidad de las exportaciones e importaciones de insumos de explicar la dispersión observada en la producción entre firmas, podemos usar el modelo estimado para simular las ventas de cada una en escenarios contrafactuales. En particular, simularemos sus ventas manteniendo fijos los niveles de comercio exterior de cada firma. Esto no es exactamente una simulación contrafactual, pues las exportaciones e importaciones son variables endógenas que resultan precisamente de las decisiones productivas de cada empresa, pero ilustra la magnitud de las correlaciones contenidas en los datos. Los resultados que reportamos se basan en el modelo con todos los controles el cual corresponde a los estimativos mostrados en la tercera columna de los cuadros que presentamos.

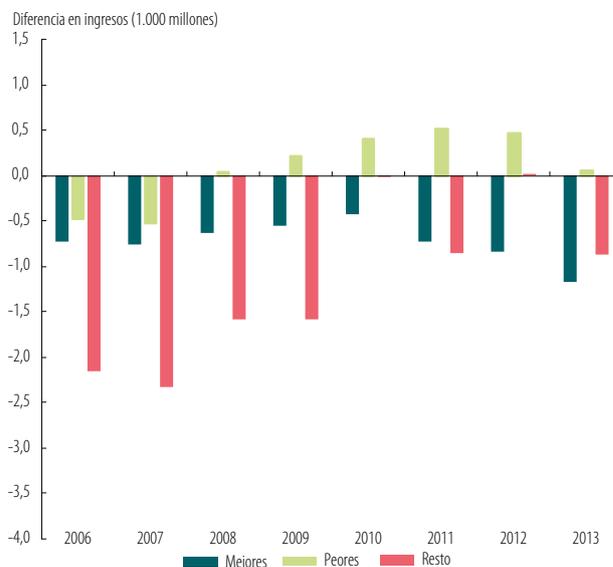
Para ofrecer una idea de la magnitud del efecto que identifica el modelo, en el Gráfico 19 reportamos los resultados de ejercicios en los que el nivel de exportaciones finales e importaciones de insumos de las firmas se mantienen fijos en el valor inicial que observamos en los datos. Tal como indicamos en nuestra discusión inicial, el conjunto de firmas que observamos en los datos se mantiene fijo en la simulación. En cada panel del gráfico mostramos la diferencia entre las ventas promedio observadas y simuladas para tres distintos grupos de firmas: aquellas en el mejor quintil de crecimiento entre 2005 y 2013, aquellas en el peor quintil, y el resto de firmas. En estas simulaciones no consideramos efectos de equilibrio que ocurrirían ante choques de esta magnitud en las exportaciones o importaciones y, por tanto, estas deben entenderse como ilustrativa de la magnitud de los efectos marginales que identifica la estimación.

14 El análisis de la tasa de cambio “neta” por firmas requeriría una discriminación detallada de la composición de los costos de cada firma, entre su componente nacional y su componente importado, lo cual se escapa del alcance de este documento.

Gráfico 19
Efecto sobre las ventas de las firmas de mantener fijas las exportaciones y las importaciones de insumos sobre las ventas de las firmas industriales

Tanto las exportaciones de bienes finales como la importación de insumos explican una parte importante de la dispersión observada en la producción entre firmas.

A. Exportaciones fijas en nivel inicial



B. Importaciones fijas en nivel inicial



Nota: en cada panel mostramos la diferencia entre las ventas promedio observadas y simuladas para tres distintos grupos de firmas: aquellas en el mejor quintil de crecimiento entre 2005 y 2013, aquellas en el menor quintil de crecimiento entre 2005 y 2013, y el resto de firmas. Téngase en cuenta que esta simulación no considera efectos de equilibrio que ocurrirían ante choques de esta magnitud a las exportaciones o importaciones y, por tanto, se deben entender como ilustrativas de la magnitud de los efectos marginales que identifica la estimación.

Fuentes: DANE y DIAN.

Como vemos en el panel A, fijar las exportaciones de bienes finales en su nivel inicial disminuiría las ventas acumuladas de las mejores firmas en un 3%; a su vez, aumentaría las ventas acumuladas de las peores firmas en un 1%. La asimetría del efecto de las exportaciones se registra después de 2009. Esto quiere decir que el comportamiento de las exportaciones explica el aumento de la dispersión del desempeño entre firmas entre 2010 y 2013.

Por otro lado, fijar el nivel de importación de insumos en su nivel inicial tiene un efecto negativo sustancial en todas las firmas, excepto aquellas con peor desempeño. La razón por la que esto ocurre es que el crecimiento del grueso de las firmas industriales entre 2005 y 2013 estuvo alimentado por insumos importados. Al igual que las exportaciones, las importaciones de insumos explican una parte de la dispersión del desempeño entre firmas: aquellas que importaron más insumos fueron las que más crecieron.

De nuevo, estos resultados resaltan la importancia creciente que tienen los mercados de importación de insumos para el desempeño de las firmas manufactureras, y son consistentes con la evidencia que mostramos en la sección 2 de que la disminución en los aranceles de las importacio-

nes de insumos entre 2011 y 2012 está correlacionada con un aumento en la producción industrial. Para ilustrar mejor esta relación, en el Cuadro 4 presentamos los resultados de regresiones similares a (4) para la muestra completa de firmas en la base de datos y para submuestras de firmas. Específicamente, reportamos resultados para firmas que importan insumos y exportan, firmas que solo importan insumos, firmas que no exportan, firmas que exportan y, finalmente, para todas las firmas. Recuérdese que los datos no distinguen entre insumos y bienes de capital importados por cada firma.

Reportamos resultados con todos los controles y con efectos fijos de firma y año; incluimos como regresores el arancel promedio de los destinos de exportación del sector de cada firma, el arancel promedio de las importaciones de bienes finales del sector y el arancel promedio de los bienes intermedios importados por las firmas del sector. El promedio de los aranceles los ponderamos por la participación de cada destino/origen en las exportaciones/importaciones de cada sector. Para mitigar la endogeneidad de estas participaciones, las fijamos en su nivel de 2005. Adicionalmente, incluimos todos los controles por firma y sector.

Cuadro 4
Efectos de los aranceles en las ventas reales de las firmas industriales

El resultado robusto de las regresiones indica que para la mayoría de las firmas manufactureras disminuciones en los aranceles de sus insumos están correlacionados con aumentos en sus ventas.

	Exportadoras e importadoras	Importadoras	No exportadoras y no importadoras	Exportadoras	Todas
Aranceles pagados por los exportadores	0,004 (0,004)	0,004 (0,003)	0,025 (0,017)	0,004 (0,004)	0,002 (0,003)
Arancel para la competencia	0,003 (0,010)	-0,005 (0,008)	0,023 (0,036)	0,002 (0,010)	-0,008 (0,007)
Arancel para los insumos	-0,034 *** (0,011)	-0,027 *** (0,010)	-0,058 (0,049)	-0,033 *** (0,010)	-0,021 ** (0,008)
Observaciones	8.463	12.853	4.676	9.913	18.979

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

Nota: realizamos las estimaciones de ingresos operacionales con respecto a las variables de interés con efectos fijos de año y firma en la última expresión. Los coeficientes y errores estándar encontrados los estandarizamos, para lo cual multiplicamos cada coeficiente o error estándar por la desviación estándar de la variable de interés y lo dividimos por la desviación estándar de los ingresos. Cada columna tiene efectos fijos de año y de sector, la diferencia es la forma como restringimos la muestra para observar la correlación de los aranceles con los ingresos, dependiendo del tipo de firma.

Fuente: cálculos de los autores.

Como vemos, las regresiones con todos los controles no sugieren que haya ninguna correlación entre las ventas de las firmas colombianas y los aranceles que pagan por sus exportaciones en los países de destino. Adicionalmente, en los datos no encontramos evidencia de que haya ninguna correlación entre las ventas de una firma y los aranceles nacionales a los productos importados de su sector, que son los aranceles que las protegen de la competencia externa. Valga decir que en versiones menos robustas de las regresiones (y que no mostramos), encontramos evidencia de alguna correlación positiva entre los aranceles que protegen a las firmas y sus ventas, pero estos resultados no son robustos a la inclusión de toda la batería de controles. Hay que añadir que la falta de correlación se puede deber a que los aranceles a las exportaciones varían poco en los datos y de forma simultánea, lo cual dificulta su identificación precisa.

El resultado robusto de las regresiones es la correlación negativa entre los aranceles a las importaciones de bienes intermedios y las ventas de las firmas. Esta correlación es estadísticamente significativa para todas las firmas, excepto para aquellas que no exportan ni importan bienes intermedios. Esto quiere decir que, para el grueso de las firmas manufactureras en nuestra amplia muestra, disminuciones en los aranceles de sus insumos están correlacionados con aumentos en sus ventas. Considerando la larga lista de controles incluidos, es probable que esta correlación sea causal: la disminución de los aranceles generó aumentos en las ventas. Nótese que este efecto de los

aranceles de las importaciones es consistente con toda la evidencia que hemos mostrado de los efectos ambiguos de los precios relativos internacionales sobre el desempeño de las firmas. Los resultados reiteran que las importaciones de insumos son un factor que determina las capacidades productivas de la industria colombiana.

4.4 Variables financieras

En el Cuadro 5 reportamos los coeficientes estimados de las variables financieras. Usamos datos de la submuestra de firmas industriales de la Supersociedades, cruzada con la información detallada de los créditos que reportan las entidades financieras a la Superfinanciera. Esta base de datos contiene las características de cada crédito otorgado por el sector financiero a todas las empresas colombianas, identificadas por su NIT. Para cada firma, en cada momento del tiempo, podemos, por tanto, calcular la tasa de interés de sus créditos vigentes. Incluimos también en la regresión medidas del apalancamiento y la liquidez de cada firma. Para hacer comparables las condiciones financieras de cada una, controlamos también por el plazo promedio de los créditos.

Los resultados indican que las ventas de las firmas en la muestra están correlacionadas significativamente con la tasa de interés de sus créditos y su grado de apalancamiento. Estos resultados son estadísticamente significativos, aun con la inclusión de todos los controles y los efectos fijos. El

Cuadro 5
Efectos de variables financieras sobre las ventas reales de las firmas industriales

Tal como se espera, la tasa de interés tiene un efecto negativo sobre las ventas de las firmas y el apalancamiento un efecto positivo.

	Producción		
Apalancamiento	-0,084*** (0,006)	-0,084*** (0,006)	0,018*** (0,005)
Liquidez	-0,095*** (0,006)	-0,095*** (0,006)	-0,003 (0,004)
Tasa promedio de los créditos	-0,031*** (0,005)	-0,034*** (0,005)	-0,004** (0,002)
Efectos fijos de año		X	X
Efectos fijos de firma			X
Observaciones	18.979	18.979	18.979

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

Nota: realizamos regresiones de ingresos operacionales con respecto a las variables de interés con efectos fijos de año y firma en la última expresión. Los coeficientes y errores estándar encontrados los estandarizamos, para lo cual multiplicamos cada coeficiente o error estándar por la desviación estándar de la variable de interés y lo dividimos por la desviación estándar de los ingresos. La medida de apalancamiento utilizada es la tasa entre pasivos y activos de la firma. La medida de liquidez es la tasa de la diferencia entre activos corrientes y pasivos corrientes con respecto a los activos totales. La tasa promedio de los créditos de la firma fue ponderada por los saldos de los créditos.

Fuente: cálculos de los autores.

efecto de la liquidez es ambiguo, porque no es robusto a la inclusión de efectos fijos de firmas y, por tanto, no permite rechazar la hipótesis de que los efectos promedio que se infieren de las primeras dos columnas se deban a características no observadas de cada firma.

Como vemos, la tasa de interés tiene un efecto negativo sobre las ventas de las firmas. Dado que la identificación del coeficiente se basa en dispersiones de las variaciones en el tiempo de las tasas activas entre las firmas, es plausible que el efecto estimado sea el efecto causal de la tasa sobre la actividad productiva de la firma industrial. Este efecto negativo corrobora los resultados de Bonaldi *et al.* (2018), que estiman un efecto causal negativo de la tasa de interés sobre las ventas de las firmas industriales¹⁵.

Por otro lado, el grado de apalancamiento de la firma (medido como la tasa de créditos a activos totales de cada una) tiene una correlación positiva con sus ventas; es decir, las firmas con mayor crecimiento de sus ventas son aquellas más apalancadas. Llama la atención que las regresiones sin efectos fijos de firma parecen detectar un efecto espurio negativo del apalancamiento sobre sus ventas. Una vez incluimos los efectos fijos de las firmas, que capturan las diferencias permanentes de las ventas entre firmas, el efecto es positivo y estadísticamente significativo. Dicho de otra forma, las desviaciones de los aumentos en el apalancamiento de una firma *vis-a-vis* los aumentos promedio que se observan cada período para firmas similares están correlacionados de manera positiva con desviaciones en los aumentos de sus ventas. Esto implica que hay un mecanismo directo que conecta las ventas con la capacidad de apalancamiento de las firmas.

Si usamos el modelo estimado para medir el impacto de la evolución observada del apalancamiento y la tasa de interés sobre la distribución de la producción entre firmas, obtenemos los resultados que se observan en el Gráfico 20. La simulación consiste en fijar para cada firma su apalancamiento y su tasa de interés en el nivel observado en 2005. El gráfico, que es similar al Gráfico 19, muestra las diferencias en pesos entre el ingreso promedio simulado y el observado para firmas en tres grupos: dos corresponden al 20% de las firmas (ponderadas por ventas) con el mayor y el menor crecimiento entre 2005 y 2013, respectivamente; el tercer grupo contiene el resto.

El panel A del Gráfico 20 corresponde a la simulación en que fijamos el grado de apalancamiento de cada firma en el nivel observado para la misma firma en 2001 o la primera vez que

Gráfico 20 Efecto sobre las ventas de las firmas de mantener fijo el apalancamiento y la tasa de interés sobre las ventas de las firmas industriales

Fijar el apalancamiento en su nivel inicial tiene efectos positivos, pero poco significativos económicamente. Fijar la tasa de interés que pagan las firmas en sus niveles iniciales tiene un efecto negativo sobre las ventas. La tasa de interés tiende a caer a lo largo de todo el lapso, pero cae un poco más precisamente para las firmas con mayor crecimiento.

A. Apalancamiento fijo en nivel inicial



B. Tasa promedio de créditos fija en nivel inicial



Nota: el gráfico muestra las diferencias en pesos entre el ingreso promedio simulado y el observado para firmas en tres grupos. Dos grupos corresponden al 20% de las firmas (ponderadas por ventas) con el mayor y el menor crecimiento entre 2005 y 2013, respectivamente; el tercer grupo contiene el resto de las firmas. El panel A corresponde a la simulación en la que se fija el grado de apalancamiento de cada firma en el nivel observado para la misma firma en 2001 o la primera vez que aparecen en la muestra. El panel B corresponde a la simulación en la que se fija la tasa de interés que paga cada firma en el nivel observado en 2005 o el primer año que aparece en la muestra. Fuente: Superintendencia Financiera.

15 Bonaldi *et al.* (2018) estima dicho efecto usando un evento exógeno de caída de tasas de interés en 2014 a raíz del incremento súbito de la demanda de TES que enfrentaron los bancos comerciales colombianos tras el aumento de la ponderación de la deuda pública colombiana en los índices de rentabilidad de los mercados emergentes de JPMorgan.

aparece en la muestra. El panel derecho corresponde a la simulación en la que fijamos la tasa de interés que paga cada firma en el nivel observado en 2005 o el primer año que aparece en la muestra. Aunque creemos que los controles permiten inferir que los efectos estimados son precisos en el margen, vale reiterar que este es menos un ejercicio contrafactual que una descripción de la magnitud de estos efectos. Esto se debe a que los cambios simulados desatarían respuestas de equilibrio que requerirían la estimación de un modelo estructural que se escapa del alcance de este documento.

Como vemos, fijar el apalancamiento en su nivel inicial tiene efectos positivos, pero poco significativos económicamente. Esto se debe a que esta variable, que tiene un efecto positivo sobre las ventas de las firmas, baja en promedio durante el período de los datos. Fijar la tasa de interés que pagan las firmas en sus niveles iniciales, por otro lado, tiene un efecto negativo sobre las ventas. El efecto es sustancial sobre todas las firmas, excepto aquellas con menor crecimiento durante el período estudiado. En los datos, la tasa de interés tiende a caer a lo largo de todo el lapso, pero cae un poco más precisamente para las firmas con mayor crecimiento. De acuerdo con esta estimación, el efecto acumulado de la tasa de inte-

rés para la firma promedio es de más de COP5.500 millones constantes de 2008 en sus ventas.

4.5 Otras variables

En el Cuadro 6 reportamos los coeficientes estimados de variables adicionales que incluimos en la estimación de (4). Se trata de variables de impuestos y de competencia. De acuerdo con estos resultados, la tasa de impuesto de renta y complementarios sobre las utilidades de las firmas tiene una correlación negativa con las ventas que, sin embargo, no es significativa una vez controlamos por los efectos fijos no observables de cada firma. Es decir, la tasa promedio de los impuestos a cada firma está correlacionada con sus ventas, pero la variación en el tiempo de la tasa para cada firma no afecta sus ventas. La dispersión de esta tasa en los datos es sustancial, lo cual es consistente con la noción de que hay un proceso no observado que determina tanto su tasa de impuestos como sus ventas (véase el detalle en el recuadro 5, p. 44). Esto ocurriría si, por ejemplo, los proyectos más productivos tienen acceso sistemático a mejores regímenes tributarios en, por ejemplo, zonas francas.

Cuadro 6
Efectos de variables de impuestos y competencia sobre las ventas reales de las firmas industriales

Aumentos en la competencia de un mercado afectan positivamente las ventas de las firmas individuales. Esta correlación es condicional en la tasa de participación de cada firma en las ventas de su sector, la cual tiene un efecto positivo sobre sus ventas, condicional en todos los controles. Estos resultados resaltan la ambigüedad de la relación entre el poder de mercado y el desempeño de los mercados industriales.

	Producción		
Impuestos de renta y complementarios	-0,020*** (0,004)	-0,021*** (0,004)	-0,002 (0,002)
HHI	-0,028*** (0,006)	-0,027*** (0,006)	-0,017*** (0,005)
Participación	0,238*** (0,005)	0,238*** (0,005)	0,201*** (0,006)
Ventas del sector	0,125*** (0,005)	0,125*** (0,006)	0,084*** (0,008)
Efectos fijos de año		X	X
Efectos fijos de firma			X
Observaciones	18.979	18.979	18.979

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

Nota: realizamos regresiones de ingresos operacionales respecto a las variables de interés con efectos fijos de año y firma en la última expresión. Los coeficientes y errores estándar encontrados los estandarizamos, para lo cual multiplicamos cada coeficiente o error estándar por la desviación estándar de la variable de interés y lo dividimos por la desviación estándar de los ingresos. La medida de impuestos de renta y complementarios es la tasa entre estos impuestos y la utilidad antes de impuestos. Las ventas del sector son la suma de los ingresos de las firmas en la muestra más las importaciones de los insumos de cada sector. La participación se calcula como la tasa de los ingresos operacionales de la firma respecto a las ventas del sector. HHI es el índice de concentración del sector.

Fuente: cálculos de los autores.

Las variables de competencia que incluimos en las regresiones son el índice de Herfindahl-Hirschman (HHI) del sector en el que está cada firma y la participación de cada una en las ventas totales del sector. Aumentos en el índice HHI significan que la competencia en el sector disminuye, y viceversa. El coeficiente estimado es bastante robusto e indica que aumentos en la competencia de un mercado afectan de manera positiva las ventas de las firmas individuales. Esta correlación es condicional en la tasa de participación de cada firma en las ventas de su sector, la cual, como es de esperarse, tiene un efecto positivo sobre sus ventas, condicional en todos los controles.

Estos resultados resaltan la ambigüedad de la relación entre el poder de mercado y el desempeño de los mercados industriales, y que ha sido señalada en la literatura sobre organización industrial. Por un lado, la concentración del mercado parece estar asociada con menores ventas, pero por otro el poder de mercado de cada firma es precisamente resultado de su capacidad de vender más¹⁶. La interdependencia entre las medidas de competencia y las ventas de las firmas hace imposible la simulación de choques contrafactuales.

4.6 La entrada/salida de firmas y la estructura de los mercados industriales colombianos

Por estructura de mercado se entiende la distribución del número y tamaño de las firmas. En general, es el resultado de las decisiones de las firmas de entrar/salir al mercado y de cuánto producir, las cuales son interdependientes. Como ya indicamos, la construcción de modelos empíricos de oligopolios dinámicos que sean útiles para hacer ejercicios de simulación de la estructura de los mercados industriales con bases de datos intersectoriales es un asunto pendiente en la literatura sobre organización industrial. Por eso, en este trabajo optamos por analizar separadamente el problema de entrada/salida del problema de producción/ventas.

En esta sección caracterizamos la decisión de las firmas de salir, entrar o permanecer activas, para obtener una intuición precisa de los determinantes del éxito de las firmas manufactureras. Infortunadamente, no podemos observar exactamente cuándo una firma empieza a operar o cuándo deja de existir; por tanto, nos basaremos en la muestra de firmas manufactureras de la Supersociedades entre 2005 y 2013 la cual contiene firmas que son suficientemente gran-

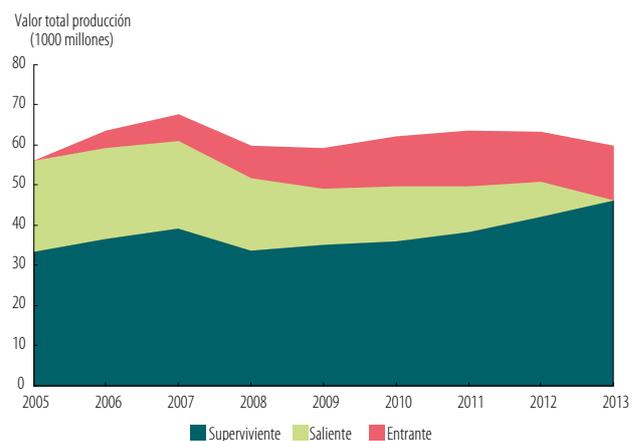
des. Supondremos que “entrar” al mercado significa crecer lo suficiente para entrar a esta base de datos, a su vez, “salir” significa que el tamaño de la firma cae lo suficiente para salir de la base de datos.

En el Gráfico 21 ilustramos las ventas de las firmas manufactureras en esta base de datos en pesos constantes de 2008 para tres grupos de firmas: primero, para las existentes en 2005 que nunca salen de la muestra y que llamamos “supervivientes”; en segundo lugar, para las firmas “salientes”, que son aquellas que estaban en la base en 2005 pero desaparecen entre 2005 y 2013; finalmente, para las “entrantes”, que aparecen por primera vez en la base de datos a partir de 2006. A lo largo de todo el período, más del 20% de las ventas totales de las firmas corresponde a aquellas que entran o salen de la muestra. Las firmas entrantes venden más que las salientes, y crecen a tasas más altas que las supervivientes.

De 4.863 firmas que hay en la base datos, 1.035 son supervivientes de acuerdo con nuestra definición. Usando las ventas como medida del tamaño de las firmas, estas supervivientes son, en general, más grandes que el resto. En el Cuadro 7 mostramos los resultados de una regresión que

Gráfico 21
Ventas totales de las firmas manufactureras por tipo de firma (2005-2013)

A lo largo de todo el período, más del 20% de las ventas totales de las firmas corresponde a firmas que entran o salen de la muestra. El aporte de las firmas entrantes es mayor que el de las firmas salientes, y su crecimiento es mayor que el de las firmas supervivientes.



Nota: las firmas se dividen en tres grupos. Entrantes, como aquellas que entraron a la muestra después de 2005; salientes, las que desaparecen de la muestra, y supervivientes, firmas que permanecen activas todos los años. El gráfico muestra, cada año, el valor total de la producción bruta en la muestra y cuánto de esa producción se originó en cada grupo de firmas. Las unidades son pesos constantes de 2008. Fuente: Superintendencia de Sociedades.

16 En la literatura clásica sobre organización industrial se contraponen dos perspectivas. Por un lado, el paradigma de la “estructura-conducta-desempeño” (S-C-P, por su sigla en inglés) en la que se entiende el poder de mercado como un fenómeno generalmente exógeno que, por tanto, “causa” mayores precios y menores ventas (e. g.: Bain, 1959). Por el otro lado, está la hipótesis de eficiencia (asociada con frecuencia a la Escuela de Chicago), que entiende el poder de mercado como un resultado de la eficiencia relativa entre firmas (e. g.: Demsetz, 1973).

predice la probabilidad de que una firma sea superviviente versus ser saliente en el corte transversal de las firmas en la base de datos. La regresión se basa en un modelo *logit* con controles similares a los usados en las secciones anteriores: de apalancamiento, liquidez, tasas de cambio, exportaciones, importaciones, aranceles, concentración, ventas del sector, participación, utilidad y efectos fijos por sector. Adicionalmente, incluimos un control por la duración promedio de los créditos de la firma para poder comparar las tasas de interés que pagan. En el cuadro reportamos los resultados correspondientes a las variables cuyos

coeficientes estimados son relevantes o estadísticamente significativos¹⁷.

Encontramos que el tamaño (medido por la producción bruta), la productividad, la tasa de tributación, la demanda externa y los aranceles tienen una correlación estadísticamente significativa con la probabilidad de supervivencia, condicional en todos los controles incluidos (Cuadro 7).

17 Los resultados completos se muestran en el Anexo 7.

Cuadro 7
Probabilidad de supervivencia en el corte transversal como función de algunas variables observadas

Resultados de una regresión que predice la probabilidad de que una firma sea superviviente versus ser saliente en el corte transversal de las firmas en la base de datos.

	Superviviente: probabilidad de estar siempre en la muestra		
	(1)	(2)	
	Estimado	Efecto marginal	Estimado
Producción	6,45*** (0,870)	0,180*** (0,020)	11,25*** (1,290)
Productividad	0,40*** (0,070)	0,007*** (0,001)	0,43*** (0,080)
Impuesto de renta y complementarios	-1,24*** (0,290)	-0,201*** (0,054)	-1,25*** (0,300)
Demanda externa	6,43*** (1,890)	0,31*** (0,017)	19,25*** (5,020)
Arancel pagado por los exportadores	-47,55*** (14,320)	-0,410** (0,218)	-159,45*** (38,740)
Arancel a los insumos	-0,78*** (0,870)	-0,002*** (0,001)	-4,67*** (1,290)
Efectos fijos sector			x
Observaciones	4.150		4.150

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

Nota: una observación corresponde a una firma. La probabilidad de que una firma sea superviviente (activa durante todos los años de la muestra) es modelada mediante un logit. La variable dependiente es el cociente entre la probabilidad de que la firma sea superviviente y la probabilidad de que no lo sea, y se supone que dicho cociente está relacionado linealmente con las variables explicativas. La producción bruta es el valor de la producción en pesos constantes de 2008. La productividad es una medida de la parte de la producción no explicada por los factores, calculada como en Casas y González (2016). El impuesto de renta y complementarios se refiere a la ratio entre impuestos a la renta y utilidad neta antes de impuestos. La tasa de interés es la tasa promedio de los créditos que tiene la firma, ponderada por los montos. La duración de los créditos se refiere al promedio de la duración de los créditos que reporta la firma, ponderados por monto, en meses. Aunque este cuadro muestra solo las variables explicativas de interés, la estimación incluye todos los controles descritos en el Cuadro A3.1. Las variables explicativas se observan anualmente entre 2005 y 2013, pero se colapsan al calcular promedios simples de los valores anuales para obtener un valor por firma. Las variables continuas entran en la regresión en logaritmos. La columna (2) añade efectos fijos por sector, que controlan por aspectos no observados de cada sector que no varían en el tiempo.

Fuente: cálculos de los autores.

La productividad corresponde a la estimación usando datos por firmas como explicamos en la sección 4.2. En estas regresiones y las que siguen, la tasa impositiva que consideramos es la tasa de impuesto de renta y complementarios sobre las utilidades, calculada sobre los pagos efectivos reportados por la firma en sus estados financieros. La demanda externa, como se indicó, corresponde al promedio del PIB de los destinos de las exportaciones del sector correspondiente, ponderado por su participación en el total. Las medidas de aranceles también son idénticas a las descritas en la sección 4.3. En este caso, las medidas relevantes resultan ser los aranceles de los destinos de exportación de cada sector y los aranceles a las importaciones de cada sector de bienes intermedios. Las ponderaciones por países de estos promedios se fijan en 2005 para mitigar su endogeneidad.

Para dar una idea de la magnitud del efecto de cada variable sobre la probabilidad de ser superviviente, en la primera especificación presentamos, junto con los parámetros estimados, sus correspondientes efectos marginales. Sin embargo, no hacemos lo mismo para las especificaciones que incluyen efectos fijos, por dos razones: por un lado, es imposible estimar consistentemente los efectos fijos, a menos que el número de períodos tienda a infinito; por otro, el cálculo de efectos marginales en presencia de efectos fijos, como se muestra en Wooldridge (2010: 622-623), no tiene sentido¹⁸.

El efecto de la productividad sobre la probabilidad de supervivencia de cada firma es positivo y significativo, y robusto a la inclusión de todas las variables observadas y los efectos fijos que absorben variables no observadas. El papel de la productividad en la determinación de la entrada y salida de firmas ya había sido resaltado en Casas *et al.* (2015). Es importante señalar que la productividad de las firmas salientes es menor que la de las entrantes, que es exactamente como se espera. Sin embargo, en la sección 4.2 mostramos que existen brechas de productividad sustanciales y persistentes entre las firmas en esta misma muestra. La salida sistemática de firmas menos productivas debe reducir esta brecha en el tiempo, aunque en apariencia no lo ha hecho suficientemente rápido.

Por otro lado, la supervivencia de las firmas está correlacionada de manera positiva con la medida de demanda externa de cada sector y negativamente con los aranceles a sus exportaciones. Hay, además, una correlación negativa entre los aranceles a las importaciones de bienes intermedios y las ventas de las firmas. Todo esto corrobora la importancia del comercio exterior para explicar la dispersión en el comportamiento observado de las firmas industriales.

Finalmente, los resultados muestran una correlación negativa y significativa entre la probabilidad de supervivencia y la tasa impositiva que causa intriga, pues sugiere que las empresas que fracasan pagan tasas de impuesto a la renta más altas que el promedio. Como veremos, resultados de análisis de panel que mostramos a continuación confirmarán este resultado.

Para caracterizar mejor la entrada y salida de firmas en la muestra, en los cuadros 8 y 9 reportamos los resultados de regresiones de modelos *logit* de probabilidad de entrada y salida, respectivamente, usando el panel de firmas, el cual permite controlar por la heterogeneidad persistente entre las firmas de la muestra. Para obtener los resultados del Cuadro 8, estimamos una regresión en la que la variable dependiente toma el valor de 1 en el período en que una firma entra a la base de datos, y de lo contrario es 0. En los resultados del Cuadro 9, la variable dependiente en la regresión toma el valor de 1 el último período que se observa una firma en los datos, y de lo contrario es 0. En la base de datos observamos 2.025 eventos de entradas de firmas y 2.210 eventos de salidas. Reportamos resultados con distintas combinaciones de efectos fijos de año y firma y solo para aquellas variables cuyos coeficientes resultan estadísticamente significativos.

En el Cuadro 8, por tanto, comparamos las firmas que están activas en la muestra con aquellas que entran en cada momento. Aunque las firmas entrantes parecen ser más grandes en promedio, una vez comparamos firmas similares en la columna 3, encontramos que las entrantes en realidad tienen menores ventas que las firmas existentes. Por otro lado, observamos que la entrada de firmas ocurre con mayor frecuencia en sectores con mayores ventas. Un resultado interesante es que, al entrar a la muestra, las firmas son más productivas que el promedio y tienen un nivel mayor de apalancamiento. Valga resaltar que ninguna otra variable financiera tuvo un coeficiente significativo sobre la probabilidad de entrada.

En el Cuadro 9 comparamos las firmas que salen de la muestra, en su momento de salida, con el resto de firmas que están activas en ese momento. De nuevo, los resultados indican que las salientes son menos productivas que las demás. El apalancamiento es la variable financiera que predice mejor la salida. Esta regresión, además, indica que las firmas desaparecen de sectores más pequeños y tienen menos participación en el mercado, o sea que son, además, relativamente más pequeñas que sus competidores.

Los resultados confirman el efecto negativo de la tasa de impuesto de renta sobre la supervivencia de las firmas, que reportamos en el Cuadro 7; es decir, las firmas que salen tienen una tasa de impuestos sobre sus utilidades significativamente mayor que la de las firmas que sobreviven. Esto puede ser el reflejo de facetas idiosincrásicas del régimen tributario

18 En un ejemplo Wooldridge muestra los efectos marginales estimados de una medida de salario sobre una variable binomial, condicional en efectos fijos. Los efectos marginales estimados dependen de la unidad de medida del salario, lo cual no tiene sentido.

colombiano, como la “renta presuntiva”, que obliga a las firmas a pagar impuestos sobre sus activos, aun cuando sus utilidades son bajas, y que pueden tener un efecto causal negativo sobre la supervivencia de las firmas. Recuérdese que las regresiones no se basan en tasas estatutarias, sino en los impuestos de renta efectivamente pagados por las empresas.

En suma, los resultados de este análisis revelan el papel central que desempeña la productividad en la determinación de la estructura de los sectores industriales colombianos. Esto confirma resultados que se habían reportado en Casas *et al.* (2015). Además, resaltan las diferencias en la capacidad financiera y el tamaño de las firmas que entran y sobreviven

en lo corrido de la muestra. El modelo de estimación que hemos usado no está atado a un modelo de comportamiento de las firmas y, por tanto, los coeficientes estimados no tienen una interpretación causal y no pueden ser usados para hacer simulaciones contrafactuales. Aun así, valga indicar que los resultados de los cuadros 7, 8 y 9 tienen una larga lista de controles por firma y año, además de efectos fijos de año y firma que absorben aspectos de la heterogeneidad no observada que no cambian para cada firma en el tiempo, o factores que cambian en el tiempo y que afectan a todas las firmas por igual. Por tanto, los coeficientes estimados que son estadísticamente significativos sugieren que es muy probable que haya una relación de causalidad, que merece ser estudiada en investigaciones futuras.

Cuadro 8
Probabilidad de ser entrante como función de algunas variables observadas

Comparamos las firmas que entran en la muestra en el momento que entran con las demás firmas que están activas en ese momento.

Entrante: probabilidad de entrar en la muestra.				
	(1)	(2)	(3)	
	Estimado	Efecto marginal	Estimado	Estimado
Producción	6,70*** (0,490)	0,543*** (0,027)	-5,16 (0,610)	-0,86 (0,720)
Productividad	0,36*** (0,050)	0,023*** (0,003)	0,38*** (0,050)	0,40*** (0,050)
Apalancamiento	0,49*** (0,070)	0,029*** (0,004)	0,51*** (0,070)	0,55*** (0,070)
Ventas del sector	-7,04*** (0,510)	-0,631*** (0,021)	6,05*** (0,710)	8,28*** (1,640)
Efectos fijos de año			x	x
Efectos fijos de firma				x
Observaciones	17.179		17.179	17.179

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

Nota: una observación corresponde a una firma-año. La probabilidad de que una firma sea entrante (entra a la muestra después de 2005), es modelada mediante un logit. La variable dependiente es el cociente entre la probabilidad de que la firma sea entrante y la probabilidad de que no lo sea, y se supone que dicho cociente está relacionado linealmente con las variables explicativas. Este cuadro muestra solo las variables explicativas de interés, pero la estimación incluye todos los controles descritos en el Cuadro A3.1. La producción bruta es el valor de la producción en pesos constantes de 2008. La productividad es una medida de la parte de la producción no explicada por los factores, calculada como en Casas y González (2016). El apalancamiento es la ratio entre la deuda de la firma y su utilidad neta antes de impuestos. Las ventas del sector es el total del valor de la producción de todas las firmas que operan en el mismo sector que la firma. Las variables continuas entran a la regresión en logaritmos. La columna (2) añade efectos fijos por año, lo que controlaría choques que afecten a toda la economía en un año determinado (invierno, por ejemplo) y la columna (3), además, añade efectos fijos de firma con la intención de controlar por aquellas características de la firma que no aparecen en los datos, como la habilidad del gerente, la ubicación en una zona franca, etc. No se calculan efectos fijos para las regresiones que incluyen efectos fijos, porque estos no se pueden estimar consistentemente.

Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro 9 Probabilidad de ser saliente como función de algunas variables observadas

Comparamos las firmas que salen de la muestra con el resto de firmas que están activas en el momento de salida de aquellas.

	Saliente: probabilidad de salir de la muestra			
	(1)	(2)	(3)	
	Estimado	Efecto marginal	Estimado	Estimado
Producción	3,63*** (0,490)	0,216*** (0,017)	1,55*** (0,610)	8,06*** (1,720)
Productividad	-0,163*** (0,050)	-0,008*** (0,004)	-0,17*** (0,050)	-0,18 (0,050)
Apalancamiento	-0,23*** (0,070)	-0,012*** (0,003)	-0,20*** (0,070)	0,21*** (0,070)
Impuesto de renta y complementarios	0,35*** (0,170)	0,002* (0,008)	0,38*** (0,170)	0,45*** (0,170)
Ventas del sector	-3,21*** (0,500)	-0,195*** (0,200)	-1,92*** (0,660)	-7,89*** (1,600)
Participación	-3,23*** (0,070)	-0,19*** (0,017)	-1,14*** (0,610)	-7,64*** (1,710)
Efectos fijos de año			x	x
Efectos fijos de firma				x
Observaciones	17.011		17.011	17.011

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

Nota: una observación corresponde a una firma-año. La probabilidad de que una firma sea saliente (que desaparezca de la muestra antes de 2013) es modelada mediante un logit. La variable dependiente es el cociente entre la probabilidad de que la firma sea saliente y la probabilidad de que no lo sea, y se supone que dicho cociente está relacionado linealmente con las variables explicativas. Este cuadro muestra solo las variables explicativas de interés, pero la estimación incluye todos los controles descritos en el Cuadro A3.1. La producción bruta es el valor de la producción en pesos constantes de 2008. La productividad es una medida de la parte de la producción no explicada por los factores, calculada como en Casas y González (2016). El apalancamiento es la ratio entre la deuda de la firma y su utilidad neta antes de impuestos. Las ventas del sector es el total del valor de la producción de todas las firmas que operan en el mismo sector que la firma. Las variables continuas entran a la regresión en logaritmos. La columna (2) añade efectos fijos por año, lo que controlaría por choques que afecten a toda la economía en un año determinado (invierno, por ejemplo) y la columna (3), además, añade efectos fijos de firma con la intención de controlar por aquellas características de la firma que no aparecen en los datos y que determinarían en parte la probabilidad de éxito, como la habilidad del gerente, la ubicación en una zona franca, etc. No se calculan efectos fijos para las regresiones que incluyen efectos fijos, porque estos no se pueden estimar consistentemente.

Fuente: cálculos de los autores.

5. Comentarios finales e implicaciones de política

Tras la profunda crisis económica de final del Siglo XX, la industria manufacturera colombiana, al igual que el resto de la economía, tuvo una década de recuperación

sostenida. La expansión de la producción manufacturera entre los años 2004-2008 es superior a la observada en cualquier otro momento de los treinta años anteriores y finalizó durante la crisis financiera internacional entre 2008 y 2009. Desde entonces, la producción industrial ha

estado en promedio más o menos estancada y su participación en el PIB total ha caído bruscamente.

El patrón de evolución de la producción industrial colombiana ha sido similar al del resto de las economías de Latinoamérica y el mundo. Mostramos que el grueso de esta evolución no está explicado por choques a las variables macroeconómicas observadas, sino por variaciones idiosincráticas en la demanda relativa de bienes industriales. Por otro lado, la desaceleración reciente de la producción industrial colombiana ha sido menor que en el resto del mundo, y hemos mostrado que está asociada con una caída de la demanda relativa de bienes industriales. Es posible que esta desaceleración de la demanda de bienes industriales corresponda a la caída permanente y de largo plazo de la participación de los bienes industriales en la demanda total que se observa en casi todo el mundo, y que en Colombia fue poco notoria entre 2000 y 2009.

La caída permanente de la demanda relativa de bienes industriales pone en duda la capacidad de la política pública de inducir un crecimiento industrial por encima del crecimiento del resto de la economía. Aún así, es claro que, incluso si la producción industrial pierde peso relativo, esta sigue apalancando una gran parte de la economía mediante sus cadenas de valor. Por tanto, políticas que flexibilicen la tercerización de servicios y la importación de insumos permitirían el impulso de estos encadenamientos más allá de su componente estrictamente industrial.

Desde el punto de vista macroeconómico, queda claro que los efectos de la tasa de cambio real sobre la producción industrial son limitados. Esto se debe a la dependencia creciente de las firmas industriales colombianas de insumos importados. Esta exposición de sus costos al comercio exterior compensa el efecto de los choques cambiarios sobre la competitividad de su oferta. En el agregado, la exposición creciente de las firmas industriales al comercio exterior genera efectos permanentes sobre su capacidad productiva, los cuales pueden ser favorecidos por una política comercial abierta al comercio exterior, tal como lo corrobora el análisis de los datos por firmas individuales.

En el análisis microeconómico, encontramos una gran dispersión del crecimiento de la producción entre firmas industriales, aún después de 2009. Un factor que determina las diferencias de crecimiento entre las firmas es su exposición al comercio exterior. Los datos muestran que la inserción de las firmas industriales en cadenas internacionales de valor ha sido un factor positivo de su crecimiento desde 2000, en el sentido en que las exportaciones y las importaciones de insumos están correlacionadas con el crecimiento de sus ventas. Los datos permiten inferir un efecto significativo y positivo de la política arancelaria sobre la producción para las firmas expuestas al comercio

exterior, sobre todo por el lado de las importaciones de insumos. Hay evidencia, además, de que la competencia tiene efectos beneficiosos sobre el desempeño de las firmas industriales. Por tanto, vale concluir que la apertura creciente de la economía es un factor positivo del desempeño promedio de la industria.

Un factor determinante de la entrada y salida de firmas y de la dispersión de sus niveles de producción es su productividad; es decir, los mismos recursos de capital y empleo tienen resultados muy diferentes entre firmas, y estas disparidades son persistentes en el tiempo. Aunque el origen de la persistencia de las brechas de productividad entre firmas es una pregunta abierta de la economía industrial, su identificación sectorial ofrece posibilidades de políticas focalizadas de transformación productiva por firmas individuales.

Por ejemplo, la difusión sistemática de mejores prácticas entre firmas similares, con objetivos medibles de acortamiento de sus brechas es una política factible basada en los datos disponibles. Este tipo de iniciativas contrasta con las políticas usuales de “competitividad” que se enfocan en factores agregados, sectoriales o regionales. Adicionalmente, se debe tener en cuenta que la salida de las firmas menos productivas no es mala para la economía en su conjunto. Si los factores productivos de las firmas salientes pasan a firmas más eficientes, la productividad total de la industria manufacturera podría aumentar considerablemente. Pero es necesario contar con políticas que faciliten la reasignación del capital y el trabajo entre firmas y sectores.

Otro factor que afecta significativamente el desempeño de la industria es el financiamiento. Hay evidencia de que la entrada exitosa de firmas y su crecimiento dependen de su apalancamiento y la tasa de interés de los créditos. Sin embargo, no hay evidencia en los datos de que las condiciones de financiamiento de las firmas industriales hayan cambiado de forma significativa desde 2000. Esto sugiere que hay oportunidades para promover la producción industrial por medio de la profundización de los mercados de capital, la cual depende en gran medida de la regulación pública.

En cuanto a la política tributaria, nuestro análisis no detecta ninguna correlación significativa entre las tasas impositivas de renta y las ventas de las firmas, lo cual es consistente con una política tributaria que no está sesgada a favor de empresas de mayor o menor tamaño. Sin embargo, los datos revelan que la tasa impositiva está correlacionada de manera negativa con la supervivencia de las firmas. Valga añadir que nuestro análisis no considera otros aspectos de la política tributaria, como lo son las exenciones y descuentos por inversiones en activos fijos y el impuesto al patrimonio, y que merecen un estudio aparte.

Recuadro 1

El efecto de Venezuela sobre el sector manufacturero colombiano

Entre 2007 y 2009 la economía colombiana experimentó un aumento inusitado de la demanda de exportaciones por parte de Venezuela. Este auge se concentró en sectores manufactureros distintos a los mineros que alimentaron la mayor parte del aumento de las exportaciones colombianas al resto del mundo durante esos años. A finales de 2009, y por razones políticas, las exportaciones a Venezuela cayeron 80% y volvieron a niveles similares a los observados antes de 2004.

Este tipo de aumentos súbitos de la demanda de exportaciones que enfrentan las firmas no son usuales y, aunque a las firmas les toma tiempo ajustar su oferta, sus efectos van potencialmente más allá del crecimiento inmediato de las ventas. La literatura económica sobre comercio internacional sugiere que los aumentos de las exportaciones tienen efectos adicionales sobre la oferta de exportaciones, pues a medida que las firmas exportan, reducen sus costos de exportación. Estas reducciones en los costos se pueden deber a que los empresarios “aprenden” a exportar, o a que las exportaciones proveen liquidez a firmas con dificultades de financiación, entre otras razones.

En el caso del auge de exportaciones industriales a Venezuela, los datos sugieren que este aumento transitorio en efecto favoreció expansiones posteriores de las exportaciones manufactureras. Aunque no es claro cuál fue el mecanismo económico, se observa que el aumento de las exportaciones industriales a Venezuela está asociado con incrementos posteriores de las exportaciones industriales a otros mercados.

Para ilustrar este efecto, empezamos por cuantificar el tamaño del choque venezolano. El Gráfico 13 muestra la evolución del valor en dólares de las exportaciones anuales totales e industriales a Venezuela, y las exportaciones industriales al resto del mundo¹. Como vemos, casi la totalidad de las exportaciones a Venezuela consta de productos manufactureros. Además, las exportaciones manufactureras a Venezuela tienen una participación sustancial en el total de las exportaciones manufactureras colombianas a lo largo del período ilustrado, antes y después del auge de 2007-2009. Entre 2000 y 2006 el valor de las exportaciones manufactureras a todos los destinos creció y la participación de Venezuela fue, en promedio, de casi 20%. Durante 2007-2009 el valor de las exportaciones de manufacturas

a Venezuela crece más de 100% con respecto al observado en 2003, y alcanza una participación que supera el 35%. Después del cierre de la frontera a finales de 2009, la participación de Venezuela en las exportaciones manufactureras se redujo a niveles similares a los del comienzo de la muestra. Si bien esta caída coincide con la crisis internacional que ocasionó un colapso del comercio mundial, entre 2010 (cuando la demanda global se empieza a recuperar) y 2013 el valor de las exportaciones industriales colombianas a otros destinos crece alrededor de 19%, mientras que el valor de las exportaciones a Venezuela crece poco y su participación se estanca en cerca del 10% del total.

El Gráfico 13 evidencia, además, cierta sustitución entre las exportaciones de manufacturas a Venezuela y a otros mercados. El aumento de exportaciones a otros destinos contrarrestó parcialmente la caída de las exportaciones a Venezuela, de tal forma que en 2011 el valor de las exportaciones manufactureras fue muy similar al de 2007, cuando inició el auge venezolano. Pero mientras en 2007 Venezuela tuvo una participación del 35% en las exportaciones de bienes industriales, en 2011 apenas fue menor al 10%.

Para entender la relación entre el auge de las exportaciones manufactureras a Venezuela y el comportamiento de las exportaciones manufactureras a otros mercados, examinamos la información de exportaciones por firma y destino en una muestra detallada provista por la DIAN. Un análisis descriptivo de estos datos indica que las exportaciones de manufacturas a otros destinos por parte de las firmas que exportaron a Venezuela en 2008 aumentaron sustancialmente después de 2010. Mientras sus ventas a Venezuela caen de USD 5.500 millones en 2008 a USD 1.000 millones en 2013, las exportaciones de estas mismas firmas a otros destinos crecen de USD 5.400 millones a USD 7.200 millones en el mismo lapso.

Estos resultados son corroborados con un análisis econométrico de estos microdatos, que revela que hay una correlación positiva y estadísticamente significativa entre el valor de las exportaciones a Venezuela entre 2007 y 2009 y el cambio en el valor de las exportaciones a otros destinos entre 2003-2005 y 2011-2013; es decir, las firmas que más exportaron a Venezuela durante el auge 2007-2009 tuvieron mayores crecimientos de sus exportaciones a otros destinos durante 2011-2013 que durante el lapso 2003-2005.

En el Cuadro R1.1 se muestran los resultados de una regresión que estima la correlación entre el cambio en el valor exportado por firma a destinos distintos de Venezuela entre

1 El valor de las exportaciones industriales excluye las de los sectores petroquímico y metalúrgico que producen *commodities*, y que experimentaron un auge extraordinario de precios.

estos dos períodos y el auge de exportaciones a Venezuela en 2007-2009. Esta correlación estimada descuenta el efecto del nivel inicial de las exportaciones, el número inicial de destinos, el número inicial de productos por firma y el número de años en los que exportó la firma en el período inicial. Cada columna muestra el valor del coeficiente estimado del auge. Los resultados indican que cada dólar exportado a Venezuela entre 2007 y 2009 está asociado, en promedio, con un aumento de más o menos 0,6 dólares por firma a otros países después de 2010. Es decir, las exportaciones a Venezuela durante el auge de exportaciones a ese país están asociadas con el aumento de las exportaciones a otros destinos en años

posteriores. Sin embargo, el contraste entre los resultados para la submuestra de firmas que no tuvieron ventas externas antes de 2006 y que empezaron a exportar durante o después del auge de exportaciones a Venezuela de 2007-2009, y los resultados para las firmas que ya exportaban antes del auge, sugiere que los posibles efectos del aumento en la capacidad exportadora de las firmas por cuenta del incremento de las ventas a Venezuela dependen de las características de las firmas. Estos resultados son robustos ante cambios en la especificación de la regresión, lo que incluye la adición de controles sectoriales o al desagregar los datos por producto y por destino.

Cuadro R1.1
Correlación entre el auge exportador a Venezuela y el cambio en las exportaciones a otros destinos por firmas individuales

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Todas las firmas exportadoras	Exportadoras nuevas	Exportadoras con experiencia	Todas con control de tendencia
Exportaciones a Venezuela (2007-2009)	0,610** (0,2810)	0,0063 (0,0098)	0,761** (0,3300)	0,470* (0,2740)
Observaciones	23.034	8.476	14.558	23.034

Errores estándar en paréntesis. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.
Fuente: cálculos de los autores.

Recuadro 2

Medidas de productividad para el sector manufacturero colombiano

(Casas y González, 2016)

La productividad de las firmas es un determinante importante de las dinámicas del sector industrial. Como se menciona en el artículo, es fundamental para explicar niveles heterogéneos de producción, la supervivencia de firmas manufactureras o la participación en mercados internacionales, entre otras decisiones organizacionales. Dada su importancia para el desempeño industrial, tener medidas de productividad precisas es fundamental para formular políticas económicas adecuadas para el sector.

Una medida comúnmente utilizada es la productividad total de los factores (PTF), que puede interpretarse como la producción de una firma neta de la participación de insumos y factores productivos, dada una tecnología; es decir, la PTF puede interpretarse como una medida de la eficiencia con que una firma usa sus insumos en la producción. En Casas y González (2016) presentamos medidas alternativas de la PTF para el sector manufacturero colombiano y analizamos su evolución entre 2005 y 2013. Para nuestro análisis estimamos los coeficientes de una función de produc-

ción siguiendo diferentes técnicas microeconómicas, y los utilizamos para estimar la productividad individual de cada firma-año. Estas estimaciones pueden después agregarse para construir índices de productividad para la industria o para sectores específicos, o pueden utilizarse para analizar la heterogeneidad entre firmas, como se hizo en la sección 4.

En el agregado encontramos que el índice de la PTF promedio del sector manufacturero (excluyendo petroquímica y metalurgia) creció en el primer año de nuestra muestra, pero disminuyó sostenidamente entre 2006 y 2009, cuando alcanzó su punto más bajo durante la crisis. Desde entonces y hasta el final de la muestra en 2013, la PTF industrial se ha venido recuperando lentamente. Cabe resaltar que el índice sigue la misma tendencia, independientemente de cómo estimemos la PTF. Sin embargo, los niveles del índice promedio en un año dado y el crecimiento acumulado durante el período de muestra sí dependen de cómo se estime la productividad.

Recuadro 3

Productividad y participación en el mercado exportador

(Casas, Díez y González, 2017)

La heterogeneidad entre firmas es un tema central en la literatura de comercio internacional. En particular, las diferencias en la productividad de las firmas son determinantes para el comercio de un país. En Casas, Díez y González (2017) analizamos la relación entre la productividad total de los factores (PTF) de las firmas manufactureras colombianas y diferentes aspectos de su participación en el mercado exportador.

Para nuestro análisis combinamos estimaciones de la PTF por firma, como las que describimos en el Recuadro 2, con información detallada de las declaraciones de aduana de las firmas exportadoras. Encontramos que la productividad está relacionada con varias decisiones cuantitativas de las firmas exportadoras, pero no con decisiones cualitativas. Específicamente, encontramos que los exportadores de manufacturas son, en promedio, más productivos que las firmas industriales que no exportan. Además, dentro del grupo de exportadores, exportar una mayor proporción de la producción, más productos, a más destinos, o con mayor continuidad está asociado con niveles de productividad más altos. Por el contrario, no observamos diferencias en la productividad de las firmas según el tipo de producto que exportan o el tipo de destino al que exportan.

Una pregunta que surge de estos resultados es cómo funciona el mecanismo que conecta la productividad de las firmas

y su participación en el mercado exportador que lleva a la correlación positiva que observamos en los datos. Una posibilidad es que haya un mecanismo de selección: exportar (y exportar a más mercados o más productos) tiene unos costos fijos asociados, y solo las firmas más productivas pueden pagar estos costos. Este es el mecanismo conocido como auto-selección, según el cual mayor productividad lleva a mayores exportaciones. Un mecanismo que va en la dirección opuesta es el aprendizaje: si al tener contacto con otros mercados la firma puede aprender y volverse más productiva, entonces son las exportaciones las que llevan a tener una productividad más alta.

En Casas *et al.* (2017) encontramos que las firmas exportadoras son más productivas en promedio, aún desde antes de empezar a exportar, pero no encontramos que su productividad aumente una vez empiezan a hacerlo; es decir, encontramos evidencia del mecanismo de autoselección, mas no encontramos evidencia de aprendizaje. Estos resultados tienen claras implicaciones de política. Dado que no tenemos evidencia de que haya aprendizaje que lleve a aumentos en la productividad individual al exportar, aquellas políticas diseñadas para promover las exportaciones *per se* podrían tener impactos muy limitados en la productividad industrial. Por el contrario, facilitar el acceso a mercados internacionales a las firmas más productivas puede llevar a que estas crezcan y jalonen la productividad agregada de la industria.

Recuadro 4

Efecto de las tasas de cambio sobre los márgenes de comercio industrial

La tasa de cambio es una variable que normalmente se asocia con la decisión de las firmas de participar (o no) en los mercados internacionales. En este recuadro analizamos el efecto de la tasa de cambio real sobre los márgenes de comercio del sector manufacturero. Primero estudiamos su impacto sobre la decisión de las firmas de exportar/importar o no (lo que se conoce como el margen extensivo), y después analizamos su impacto sobre el volumen comercializado (el margen intensivo).

Para analizar el margen extensivo proponemos un modelo probabilístico en el que la participación de cada firma en el mercado externo es una función de la tasa de cambio y de algunos de los controles usados en las regresiones del texto principal¹. Presentamos dos tipos de ejercicios, según el nivel de desagregación de la tasa de cambio.

Con el primer ejercicio estudiamos el efecto de cambios reales en la tasa de cambio efectiva que enfrenta cada firma que exporta (importa) en un año dado sobre la probabilidad de continuar exportando (importando) en el año siguiente². Es decir, en cada año limitamos la muestra a aquellas firmas que exportan (importan), y tomamos como variable dependiente una variable dicotómica que toma el valor de 1 si al año siguiente la firma continúa exportando (importando). En el Cuadro R4.1 presentamos los efectos marginales estimados. Los resultados sugieren que, condicional en los ingresos y la productividad de una firma, una devaluación real de la tasa de cambio efectiva que enfrenta una firma exportadora (importadora) no tiene un efecto significativo sobre la probabilidad de que la firma continúe exportando (importando) al año siguiente.

1 Dado que la estimación de un *probit* impone restricciones adicionales en los datos, solamente incluimos como controles adicionales una medida de demanda externa, las ventas totales de cada firma y su productividad.

2 La tasa de cambio efectiva es el promedio de las tasas de cambio entre las monedas del país de destino (origen) y el peso, ponderadas por la participación de cada socio comercial en las exportaciones (importaciones) de la firma.

Cuadro R4.1

Efecto marginal de una devaluación sobre la probabilidad de exportar/importar

	$Pr(X_{t+1})$	$Pr(M_{t+1})$
Devaluación real: exportaciones (firma)	-0,005 (0,0274)	
Devaluación real: importaciones (firma)		-0,001 (0,0125)
Producción	3,40e ^{-10***} (0,0000)	8,73e ^{-10***} (0,0000)
Productividad	0,000 (0,0000)	0,000 (0,0000)
Demanda externa (PIB* ponderado)	-3,90e ^{-06***} (0,0000)	-3,39e ^{-06***} (0,0000)
Observaciones	12.792	16.410

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

Fuente: cálculos de los autores.

El segundo ejercicio incluye a todas las firmas manufactureras de nuestra muestra. En el Cuadro R4.2 mostramos los efectos marginales de cambios en el índice de la tasa de cambio real de un sector sobre la probabilidad de que una firma de ese sector sea exportadora o importadora. Los índices sectoriales de la tasa de cambio son los mismos que se

utilizan para las estimaciones presentadas en la sección 4. Como puede verse, los resultados de este ejercicio son consistentes con los presentados antes. La tasa de cambio real no parece tener un efecto significativo sobre la probabilidad de que las firmas de un sector determinado sean exportadoras o importadoras.

Cuadro R4.2
Efecto marginal de una devaluación sobre la probabilidad de exportar/importar

	Pr(X)	Pr(M)
índice de tasa de cambio real: exportaciones (sector)	0,002 (0,0052)	
índice de tasa de cambio real: importaciones (sector)		0,006 (0,0038)
Producción	1.84e ^{-09***} (0,0000)	
Productividad	0.000238*** (0,0000)	0.000460*** (0,0000)
Demanda externa (PIB* ponderado)	-3.06e ^{-05***} (0,0000)	-3.36e ^{-05***} (0,0000)
Observaciones	26.044	26.044

Errores estándar en paréntesis. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.
Fuente: cálculos de los autores.

Si bien no encontramos evidencia de que la tasa de cambio afecte la decisión de las firmas de participar en mercado internacionales, es posible que sí tenga un efecto sobre cuánto exportan o importan las que lo hacen. Para evaluar esta idea, estimamos la relación entre las cantidades (en kilogramos) comerciadas por las firmas exportadoras (importadoras) y la tasa de cambio real, controlando, además, por efectos fijos de año y firma y por todas las características de las firmas incluidas en el análisis de la sección 4.

Presentamos los resultados en el Cuadro R4.3. Para las estimaciones del panel A utilizamos la devaluación real de la tasa de cambio efectiva de cada firma, y para las del panel B utilizamos el índice de la tasa de cambio real del sector correspondiente. En ambos paneles, las columnas (1) y (2) muestran las estimaciones con el volumen de comercio como variable dependiente, y las columnas (3) y (4) las estimaciones con el cambio en el volumen comercializado como variable dependiente. Como vemos, en ningún caso encontramos evidencia de que fluctuaciones en la tasa de cambio afecten la cantidad importada o exportada por las firmas manufactureras.

Cuadro R4.3
Efecto de una devaluación real sobre el volumen exportado/importado

	X (KG netos)	M (KG netos)	ΔX	ΔM
<i>A. Devaluación por firma</i>				
Devaluación real: exportaciones	0,002 (0,0037)		0,025 (0,0203)	
Devaluación real: importaciones		-0,002 (0,0038)		-0,011 (0,0184)
<i>B. Tasa de cambio por sector</i>				
Índice de tasa de cambio real: exportaciones	0,000 (0,0043)		-0,001 (0,0268)	
Índice de tasa de cambio real: importaciones		0,012 (0,0099)		-0,004 (0,0788)
Efectos fijos de año	x	x	x	x
Efectos fijos de firma	x	x	x	x
Observaciones	9.913	12.883	7.265	9.532

Errores estándar entre paréntesis. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.
Fuente: cálculos de los autores.

Recuadro 5

Heterogeneidad en la tasa efectiva de impuesto de renta

En este documento se describe brevemente la distribución de la carga tributaria entre las empresas manufactureras colombianas. Nos referiremos específicamente a la tasa de tributación sobre las utilidades que las firmas manufactureras reportaron a Supersociedades entre 2005 y 2013. La tasa se obtiene de los impuestos causados sobre sus utilidades, que no corresponden exactamente a las utilidades sobre las cuales se pagan los impuestos a la DIAN. Nótese que las utilidades reportadas a Supersociedades son las que se les reportan a los accionistas y, por tanto, tienen una interpretación económica clara. Se obtienen dos medidas de la tasa de tributación: una de renta y complementarios, que llamaremos tasa 1 y que corresponde a los pagos del impuesto de renta y complementarios que se le pagan a la DIAN. Por otro lado, la tasa 2 incluye, además de estos, otros impuestos entre los que se incluyen el ICA y los impuestos prediales. Ninguna de las dos tasas incluye los impuestos a la nómina, ni el impuesto al patrimonio.

El promedio de la tasa 1, que es la tasa usual de renta, alcanza un pico de 39% en 2006 y es 35% en 2013. Por su parte, la tasa 2, que incluye el ICA, impuestos prediales, de vehículos y otros impuestos locales, es 48% en 2006 y cae a 46% en 2013 (Gráfico R5.1). Nótese que la reducción del promedio

Gráfico R5.1
Tasa de tributación sobre las utilidades de las firmas industriales, 2006-2013



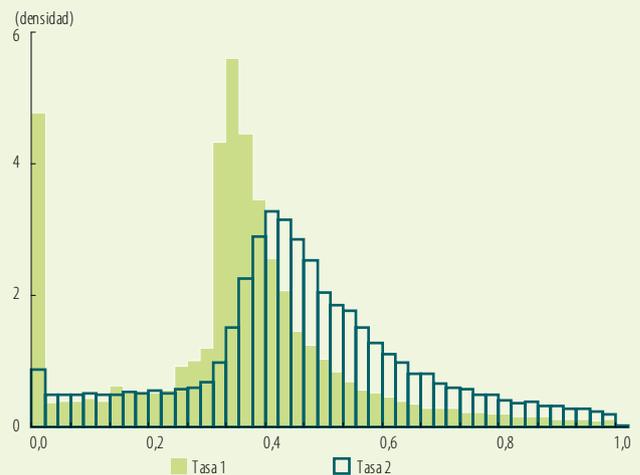
Fuente: cálculos de los autores.

en 2007 está asociada con la introducción del impuesto al patrimonio, que es difícil de identificar en la información contable de las firmas.

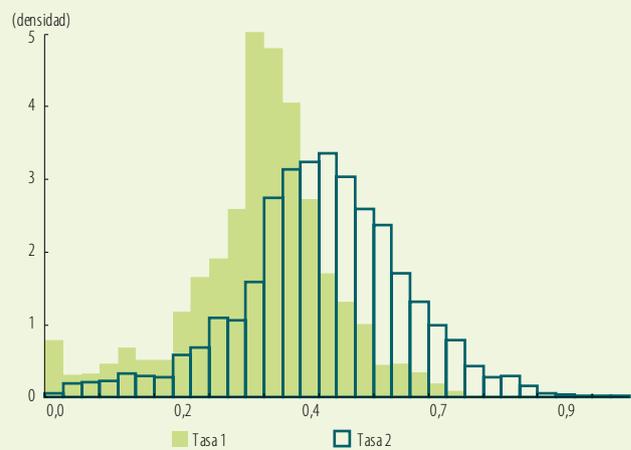
En el Gráfico R5.2 mostramos la distribución de las tasas promedio de tributación de las firmas manufactureras du-

Gráfico R5.2
Distribución de la tasa de tributación entre firmas (panel balanceado)

A. Tasas para todos los años



B. Tasa promedio entre años 2005-2013



Fuente: cálculos de los autores.

rante los nueve años de la muestra, usando un panel balanceado que excluye las firmas que entran y salen de la muestra. Mostramos dos gráficos: el panel A es la distribución de las tasas de tributación por año para todas las firmas del panel, de tal forma que hay nueve observaciones por firma. El panel B es la distribución menos dispersa de las tasas promedio por firma, de tal forma que hay una observación por firma.

Nótese la gran dispersión de las tasas de tributación. Considérese, primero, el panel A que contiene todas las tasas anuales de tributación observadas en la muestra. De acuerdo con la distribución de la tasa 1, que es la tasa de impuesto de renta y complementarios, en el cuartil de tasas más altas observadas las tasas son superiores al 60% sobre sus utilidades. Por otro lado, las tasas del cuartil inferior son inferiores al 7% de las utilidades. De la distribución de la tasa 2, que incluye otros impuestos, llama la atención la cola superior de la distribución. Por ejemplo, el 20% de tasas más altas que se observa es superior al 73% de las utilidades de la firma.

El panel B del Gráfico R5.2 muestra la distribución de las tasas promedio por firma, las cuales, por construcción, tienen una menor dispersión. Aun así, el cuartil de firmas con mayor tasa de tributación tiene una tasa de renta y complementarios (tasa 1) promedio en los nueve años de la muestra

superior a 50%, mientras que las firmas en el cuartil inferior tienen una tasa promedio inferior al 16%. En cuanto a la tasa de tributación que incluye los otros impuestos (tasa 2), el cuartil superior paga tasas superiores a 65%, mientras que el cuartil inferior paga tasas totales inferiores a 26%.

La gran dispersión de la distribución de tasas de tributación es un reflejo del régimen tributario que permite que empresas similares tengan distintos impuestos. Adicionalmente, los impuestos a la renta “presuntiva” hacen que las firmas que enfrentan choques negativos transitorios en sus utilidades, tengan aun así que pagar impuestos sobre el valor de sus activos.

En el Cuadro R5.1, mostramos una descripción más detallada de las tasas de tributación basada en una regresión de panel de las firmas en la muestra. Se reportan los resultados de regresión de la tasa 1 de tributación contra algunas características de las firmas, con y sin efectos fijos. Como se puede ver en la columna (1), hay una correlación aparente entre la tasa de tributación de las firmas y sus utilidades, activos, pasivos y nómina. Sin embargo, esta correlación desaparece una vez se añaden efectos fijos de firma en las columnas (4) y (5). En particular, la inclusión de los efectos fijos de firma incrementa sustancialmente el R2 de la regresión. Dicho de forma general, al parecer hay un régimen tributario específico para cada firma.

Cuadro R5.1
Resultados de regresión de panel

Variable dependiente: tasa 1 de tributación (impuesto de renta y complementarios sobre utilidad neta antes de impuestos)

Var dependiente	TET _t	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Utilidad Neta antes de Impuestos		-0,156* (0,0758)	-0,171* (0,0756)	-0,161* (0,0753)	-0,318*** (0,0810)	-0,342*** (0,0801)
Activos		-0,137*** (0,0248)	-0,131*** (0,0249)	-0,135*** (0,0247)	0,0478 (0,0302)	0,0653* (0,0299)
Pasivos		0,144*** (0,0270)	0,137*** (0,0270)	0,144*** (0,0268)	-0,0358 (0,0323)	-0,0517 (0,0320)
Inversión		0,0687 (0,0555)	0,0694 (0,0553)	0,0495 (0,0552)	-0,0187 (0,0536)	-0,0442 (0,0530)
Capital		0,0162 (0,0357)	0,0146 (0,0356)	0,0254 (0,0355)	-0,0195 (0,0343)	-0,0142 (0,0339)
Nómina		0,209*** (0,0612)	0,209*** (0,0610)	0,227*** (0,0608)	0,0393 (0,0613)	0,0514 (0,0607)
Constante		0,354*** (0,0011)	0,353*** (0,0026)	0,391*** (0,0035)	0,353*** (0,8530)	0,384*** (0,0191)
Observaciones		34.237	34.237	34.237	34.237	34.237
R2		0,003	0,013	0,16	0,491	0,504
EF por sector			x			x
EF por año				x		x
EF por firma					x	x

Fuente: cálculos de los autores.

La única correlación robusta y negativa en la columna (5) es entre la tasa de tributación y el nivel de las utilidades, que implica que la tasa de renta y complementarios disminuye con el nivel de utilidad, condicional en los controles; es decir, las firmas con mayores utilidades tienen una tasa menor de tributación. Como ya se indicó, esta correlación negativa puede explicarse por la capacidad que tienen las firmas más rentables para incurrir en los gastos asociados con la obtención de beneficios tributarios, con el régimen de la renta presuntiva que penaliza a las firmas que tienen pocas utilidades transitoriamente, o con otras peculiaridades del régimen tributario colombiano. Valga añadir que el análisis microeconómico que presentamos en la sección 4.6 de este artículo indica que la supervivencia de las firmas está asociada negativamente con su tasa de tributación. Específicamente, mostramos que aumentos en la tasa de tributación de una firma están asociados significativamente con aumen-

tos en la probabilidad de desaparecer de la base de datos de Supersociedades.

Para concluir, reiteramos que hay una gran dispersión de las tasas de tributación de las firmas manufactureras colombianas. Este fenómeno no parece responder a ninguna característica observada de las firmas, más allá de su nivel de utilidades. La correlación negativa condicional entre las tasas de tributación y el nivel de utilidades de las firmas sugiere que el régimen tributario castiga a las firmas que atraviesan dificultades temporales. Esto es consistente, además, con la evidencia de que la tasa de tributación está correlacionada negativamente con la supervivencia de las firmas. Estos resultados tienen implicaciones sobre la tasa de retorno de los proyectos de inversión en el sector manufacturero y, por tanto, merecen ser considerados en el diseño de las políticas públicas del sector.

Referencias

- Akerberg, Daniel A.; Caves, Kevin; Frazer, Garth (2015). "Identification Properties of Recent Production Function Estimators", *Econometrica*, vol. 83, núm. 6, pp. 2411-2451.
- Aguirregabiria, Victor; Mira, Pedro (2007). "Sequential Estimation of Dynamic Discrete Games", *Econometrica*, vol. 75, núm. 1, pp. 1-53.
- Antràs, Pol; Staiger, Robert W. (2012). "Offshoring and the Role of Trade Agreements", *American Economic Review*, vol. 102, núm. 7, pp. 3140-3183.
- Antràs, Pol (2016). *Global Production: Firms, Contracts, and Trade Structure*, Princeton University Press.
- Antràs, Pol; Gortari, Alonso (2017). "On the Geography of Global Value Chains", working paper, núm. 23456, National Bureau of Economic Research (NBER).
- Arango, Luis; Castellani, Francesca; Obando, Nataly (2016). "It is Mainly about Where You Work! Labor Demand in the Colombian Manufacturing Sector", working paper, núm. 7831, Inter-American Development Bank.
- Arráiz, Irani; Meléndez, Marcela; Stucchi, Rodolfo (2012). "Partial Credit Guarantees and Firm Performance: Evidence from the Colombian National Guarantee Fund", working paper, núm. 0212, Inter-American Development Bank, Office of Evaluation and Oversight (OVE).
- Bajari, Patrick; Benkard, C. Lanier; Levin, Jonathan (2007). "Estimating Dynamic Models of Imperfect Competition", *Econometrica*, vol. 75, núm. 5, pp. 1331-1370.
- Beltrán, Paula (2015). "Precio del petróleo y el ajuste de las tasas de interés en las economías emergentes", *Borradores de Economía*, núm. 901, Banco de la República.
- Bonaldi, Pietro; Carranza, Juan Esteban; Moreno, Stefany (2018). "The Elasticity of Commercial Credit Supply to Banks' Holdings of Sovereign Debt in an Emerging Economy", mimeo, Banco de la República.
- Carranza, Juan Esteban (2010). "Product Innovation and Adoption in Market Equilibrium: The Case of Digital Cameras", *International Journal of Industrial Organization*, vol. 28, núm. 6, pp. 604-618.
- Carranza, Juan Esteban; González, Alejandra; Serna, Natalia (2014). "La relación entre la producción y el comercio exterior de la industria manufacturera colombiana (2000-2010)", *Borradores de Economía*, núm. 806, Banco de la República.
- Carranza, Juan Esteban; Moreno, Stefany (2013). "Tamaño y estructura vertical de la cadena de producción industrial colombiana desde 1990", *Borradores de Economía*, núm. 751, Banco de la República.
- Carranza, Juan Esteban; González, Alejandra (2016). "El auge de las exportaciones a Venezuela entre 2007 y 2009 y la capacidad exportadora de las firmas industriales", *Reportes del Emisor*, núm. 206, Banco de la República.
- Casas, Camila; Díez, Federico J.; González, Alejandra (2017). "Heterogeneous Exporters: Quantitative Differences and Qualitative Similarities", working paper, núm. 16-26, Federal Reserve Bank of Boston.
- Casas, Camila; Díez, Federico J.; Gopinath, Gita; Gourinchas, Pierre-Oliver (2017). "Dominant Currency Paradigm: A New Model for Small Open Economies", working paper, núm. 17/264, IMF.
- Casas, Camila; González, Alejandra (2016). "Productivity Measures for the Colombian Manufacturing Industry", *Borradores de Economía*, núm. 947, Banco de la República.
- Casas, Camila; Carranza, Juan Esteban; González, Alejandra (2015). "Relación entre productividad y supervivencia de las firmas industriales colombianas entre 2005 y 2013", mimeo, Banco de la República.
- Clerides, Sofronis K.; Lach, Saul; Tybout, James R. (1998). "Is Learning by Exporting Important? Micro-Dynamic Evidence from Colombia, Mexico, and Morocco", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 113, núm. 3, pp. 903-947.
- Coase, Ronald (1937). "The Nature of the Firm", *Economica*, vol. 4, núm. 16, pp. 386-405.

- Collard, Fabrice; Juillard, Michel (2001). "Accuracy of Stochastic Perturbation Methods: The Case of Asset Pricing Models", *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 25, núms. 6-7, pp. 979-999, junio.
- Doraszelski, Ulrich; Pakes, Ariel (2007). "A Framework for Applied Dynamic Analysis in IO", *Handbook of Industrial Organization*, cap. 30, vol. 3, pp. 1887-1966.
- Echavarría, Juan José; Arbeláez, María Angélica; Rosales, María Fernanda (2006). "La productividad y sus determinantes: el caso de la industria colombiana", *Borradores de Economía*, núm. 374, Banco de la Republica.
- Echavarría, Juan José; Villamizar, Mauricio (2006). "El proceso colombiano de desindustrialización", *Borradores de Economía*, núm. 361, Banco de la Republica.
- Eslava, Marcela; Fieler, Ana Cecilia; Xu, Daniel Yi (2018). "Trade, Quality Upgrading, and Input Linkages: Theory and Evidence from Colombia", *American Economic Review*, vol. 108, núm. 1; pp. 109-146.
- Eslava, Marcela; Haltiwanger, John (2017). "The Life-cycle Growth of Plants in Colombia: Fundamentals vs. Distortions", working paper, núm. 1105, CAF-Development Bank of Latin America, Research Department.
- Eslava, Marcela; Maffioli, Alessadro; Meléndez, Marcela (2014). "Credit Constraints and Business Performance: Evidence from Public Lending in Colombia", *Documentos CEDE*, núm. 012277, Universidad de los Andes.
- Eslava, Marcela; Haltiwanger, John (2014). "Young Businesses, Entrepreneurship, and the Dynamics of Employment and Output in Colombia's Manufacturing Industry", *documentos de trabajo*, Universidad de los Andes.
- Eslava, Marcela; Haltiwanger, John; Kugler, Adriana; Kugler, Maurice (2013). "Trade Reforms and Market Selection: Evidence from Manufacturing Plants in Colombia", *Review of Economic Dynamics*, vol. 16, pp. 135-158.
- Eslava, Marcela; Haltiwanger, John; Kugler, Adriana; Kugler, Maurice (2004). "The Effects of Structural Reforms on Productivity and Profitability Enhancing Reallocation: Evidence from Colombia", *Journal of Development Economics*, vol. 75, núm. 2, pp. 333-371.
- Gandhi, Amit; Navarro, Salvador; Rivers, David (2017). "How Heterogeneous is Productivity? A Comparison of Gross Output and Value Added", unpublished: University of Western Ontario.
- Galindo, Arturo; Melendez, Marcela (2013). "Small Is Not Beautiful: Firm-Level Evidence of the Link between Credit, Firm Size and Competitiveness in Colombia", working paper, núm. 395, Inter-American Development Bank, Research Department.
- Gómez, Javier; Uribe, José Darío; Vargas, Hernando (2002). "The Implementation Of Inflation Targeting In Colombia", *Borradores de Economía*, núm. 603, Banco de la República.
- Hart, Oliver; Moore, John (1990). "Property Rights and the Nature of the Firm", *The Journal of Political Economy*, vol. 98, núm. 6 (Dec.), pp. 1119-1158
- Holmes, Thomas J. (1999). "Localization of Industry and Vertical Disintegration", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 81, núm. 2, pp. 314-325.
- Holmstrom, Bengt; Roberts, John (1998). "The Boundaries of the Firm Revisited", *Journal of Economic Perspectives*, vol. 12, núm. 4, pp. 73-94.
- Lawrence, Robert Z.; Edwards, Lawrence (2013). "US Employment Deindustrialization: Insights from History and the International Experience", *Policy Brief*, núm. 13-27, Peterson Institute for International Economics.
- López, Ramiro (2006). "Impacto de las exportaciones en la productividad del sector manufacturero colombiano." *Archivos de Economía*, núm. 299, Departamento Nacional de Planeación.
- Meléndez, Marcela; Seim, Katja (2006). "La productividad del sector manufacturero colombiano y el impacto de la política comercial: 1977-2001", *Desarrollo y Sociedad*, vol. 57, pp. 1-41.

- Melitz, Marc J. (2003). "The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity", *Econometrica*, vol. 71, núm. 6. (Nov), pp. 1695-1725.
- Ocampo, José Antonio (2002) "Structural Dynamics and Economic Development", en Valpy FitzGerald (ed.), *Social Institutions and Economic Development: A tribute to Kurt Martin*, pp. 55-83. Dordrecht, The Netherlands: Kluwer.
- Ortiz, Carlos; Uribe, José Ignacio; Vivas, Harvey (2009). "Transformación industrial, autonomía tecnológica y crecimiento económico: Colombia 1925-2005", *Archivos de Economía*, núm. 352, Departamento Nacional de Planeación.
- Palma, José Gabriel (2005). "Four Sources of «De-industrialization» and a New Concept of the «Dutch Disease»", en José Antonio Ocampo (ed.), *Book Beyond Reforms Structural Dynamics and Macroeconomics Vulnerability*, capítulo 3, pp. 71-116, Stanford University press.
- Pesendorfer, Martin; Schmidt-Dengler, Philipp (2003). "Identification and Estimation of Dynamic Games", working paper, núm. w9726, National Bureau of Economic Research (NBER).
- Rodrik, Danny (2015). "Premature Deindustrialization", *Journal of Economic Growth*, vol. 21, núm. 1, pp. 1-33.
- Weintraub, Gabriel Y.; Benkard, C. Lanier; Van Roy, Benjamin (2008). "Markov Perfect Industry Dynamics with Many Firms", *Econometrica*, vol. 76, núm. 6, pp. 1375-1411.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (segunda edición), Cambridge, MA: MIT Press.

Anexo 1

Análisis macroeconómico

El modelo macroeconómico que utilizamos para calcular los factores explicativos de la brecha del PIB industrial es un modelo de tipo nekeynesiano de economía pequeña y abierta, con dos sectores: industrial (I) y resto (R), con un banco central que responde a desviaciones de las expectativas de inflación con respecto a su meta y a desviaciones del PIB con respecto a su tendencia de largo plazo. Este modelo está descrito por las siguientes ecuaciones:

Curvas de Phillips

Estas ecuaciones representan de forma reducida la dinámica de la inflación de cada sector.

Sector industrial:

$$\pi_t^I = (1 - \alpha_f^I) \pi_{t-1}^I + \alpha_f^I \pi_{t+1|t}^I + \gamma^I \varphi_t^I + z_t^{\pi I} \quad (\text{A1.1})$$

Donde π_t^I es la inflación del sector industrial (I), φ_t^I es el costo marginal real del sector industrial, representado por:

$$\varphi_t^I = \theta_y^I y_t^I + (1 - \theta_y^I) (q_t - p_t^I) \quad (\text{A1.2})$$

Donde y_t^I es la brecha del PIB industrial, q_t es la brecha de la tasa de cambio real y p_t^I es la brecha del precio relativo de la industria¹.

La dinámica de p_t^I está descrita por:

$$p_t^I = p_{t-1}^I + (\pi_t^I - \bar{\pi}_t^I) \quad (\text{A1.3})$$

Donde $\bar{\pi}_t^I$ es la tendencia de la inflación de bienes industriales, la cual es una variable exógena en este modelo y cuya dinámica está representada por la siguiente expresión algebraica:

$$\bar{\pi}_t^I = \rho^{\bar{\pi}^I} \bar{\pi}_{t-1}^I + (1 - \rho^{\bar{\pi}^I}) \bar{\pi}^I + \varepsilon_t^{\bar{\pi}^I} \quad (\text{A1.4})$$

Donde $\varepsilon_t^{\bar{\pi}^I} \sim N(0, \sigma_{\bar{\pi}^I}^2)$ es un término de residuo independiente de cualquier variable y conjunto de información en el tiempo y cuya función de distribución es invariante en el tiempo.

1 En este modelo la “brecha” de una variable X se define como la desviación porcentual de X de su tendencia de largo plazo.

Por último, $z_t^{\pi I}$ es una variable exógena que recoge un conjunto de factores no observados, los cuales contribuyen a explicar la dinámica de la inflación de la industria. Aquellos se conocen como choques de oferta a la industria, y están representados por la siguiente expresión:

$$z_t^{\pi I} = \rho^{\pi I} z_{t-1}^{\pi I} + \varepsilon_t^{\pi I} \quad (\text{A1.5})$$

Donde $\varepsilon_t^{\pi I} \sim N(0, \sigma_{\pi I}^2)$.

Sector resto:

$$\pi_t^R = (1 - \alpha_f^R) \pi_{t-1}^R + \alpha_f^R \pi_{t+1|t}^R + \gamma^R \varphi_t^R + z_t^{\pi R}$$

Donde π_t^R es la inflación del resto de la economía (R), φ_t^R es el costo marginal real del resto de la economía, el cual está representado por:

$$\varphi_t^R = \theta_y^R y_t^R + (1 - \theta_y^R) (q_t - p_t^R)$$

Donde y_t^R es la brecha del PIB del resto de la economía, q_t es la brecha de la tasa de cambio real y p_t^R es la brecha del precio relativo del resto de la economía.

La dinámica de p_t^R está descrita a continuación²:

$$p_t^R = \frac{\theta_I^\pi}{\theta_I^\pi - 1} p_t^I$$

Por último, $z_t^{\pi R}$ es una variable exógena que recoge un conjunto de factores no observados, que contribuyen a explicar la dinámica de la inflación del resto de la economía. Estos factores se conocen como choques de oferta al resto de la economía y están representados por la siguiente expresión:

$$z_t^{\pi R} = \rho^{\pi R} z_{t-1}^{\pi R} + \varepsilon_t^{\pi R}$$

Donde $\varepsilon_t^{\pi R} \sim N(0, \sigma_{\pi R}^2)$ es un término de residuo independiente de cualquier variable y conjunto de información en el tiempo y cuya función de distribución es invariante en el tiempo.

2 Esta ecuación la obtenemos a partir de la siguiente identidad: $p_t^N = \theta_I^\pi p_t^{LN} + (1 - \theta_I^\pi) p_t^{RN}$, a la cual le restamos p_t^N a ambos lados para obtener $0 = \theta_I^\pi p_t^I + (1 - \theta_I^\pi) p_t^R$. Tomando las desviaciones con respecto a sus respectivas tendencias, obtenemos $0 = \theta_I^\pi p_t^I + (1 - \theta_I^\pi) p_t^R$.

Curvas de IS

Estas ecuaciones representan de forma reducida la dinámica del PIB de cada sector.

Sector industrial:

$$y_t^I = \beta_b^I y_{t-1}^I + \beta_f^I y_{t+1|t}^I + \beta_\gamma^I y_t + \beta^* y_t^* + \beta_V^I z_t^V + \eta_r^I r_t + \eta_q^I q_t + z_t^{yI}$$

Donde y_t^* es la brecha del producto y está definida por la siguiente identidad:

$$y_t = \theta_f^y y_t^I + (1 - \theta_f^y) y_t^R$$

y_t^* es la brecha del producto del PIB de socios comerciales, r_t es la brecha de la tasa de interés real de mercado, la cual está definida como:

$$r_t = i_t - \pi_{t+1|t}$$

z_t^V recoge los choques exógenos a este modelo de las exportaciones industriales hacia Venezuela³, y z_t^{yI} recoge un conjunto de factores no observados que contribuyen a explicar la dinámica de la brecha del producto de la industria. Estos factores no observados se conocen como choques de demanda por bienes finales del sector industrial. y_t^* , z_t^V y z_t^{yI} son variables exógenas en el modelo y están representadas por las siguientes expresiones algebraicas:

$$y_t^* = \rho^{y^*} y_{t-1}^* + \varepsilon_t^{y^*}$$

$$z_t^V = \rho^V z_{t-1}^V + \varepsilon_t^V$$

$$z_t^{yI} = \rho^{yI} z_{t-1}^{yI} + \varepsilon_t^{yI}$$

Donde $\varepsilon_t^{yI} \sim N(0, \sigma_{yI}^2)$.

Sector resto:

$$y_t^R = \beta_b^R y_{t-1}^R + \beta_f^R y_{t+1|t}^R + \beta_\gamma^R y_t + \beta^* y_t^* + \beta_V^R z_t^V + \eta_r^R r_t + \eta_q^R q_t + z_t^{yR}$$

Donde z_t^{yR} es una variable exógena que recoge un conjunto de factores no observados, los cuales contribuyen a explicar la dinámica de la brecha del producto del resto de la economía. Estos factores no observados se conocen como choques de demanda por bienes finales del resto de la economía y están representados por la siguiente expresión:

$$z_t^{yR} = \rho^{yR} z_{t-1}^{yR} + \varepsilon_t^{yR}$$

3 Este choque lo estimamos como el residual de una regresión del valor de las exportaciones industriales hacia Venezuela en función del PIB de Venezuela, del índice de tasa de cambio real bilateral Venezuela-Colombia y de los precios del petróleo.

Donde $\varepsilon_t^{yR} \sim N(0, \sigma_{yR}^2)$ es un residuo independiente de cualquier variable y conjunto de información en el tiempo y cuya función distribución es invariante en el tiempo.

Paridad descubierta de tasas de interés y tasa de cambio real

La depreciación nominal en este modelo es determinada por la condición de no arbitraje entre el endeudamiento externo y el endeudamiento interno.

$$\Delta s_{t+1|t} = i_t - i_t^* - \psi_t$$

Donde $\Delta s_{t+1|t}$ es la depreciación nominal esperada, i_t^* es la tasa de interés nominal externa y ψ_t es la prima de riesgo de Colombia. Estas dos últimas variables son exógenas y están representadas por las siguientes expresiones:

$$i_t^* = \rho^{i^*} i_{t-1}^* + (1 - \rho^{i^*}) \bar{i}^* + \varepsilon_t^{i^*}$$

$$\psi_t = \rho^\psi \psi_{t-1} + (1 - \rho^\psi) \bar{\psi} + \varepsilon_t^\psi$$

Donde $\varepsilon_t^{i^*} \sim N(0, \sigma_{i^*}^2)$ y $\varepsilon_t^\psi \sim N(0, \sigma_\psi^2)$.

La depreciación real está definida como:

$$\Delta q_t = \Delta s_t + \pi_t^* - \pi_t$$

Donde π_t^* es la inflación externa, la cual es exógena en este modelo y está representada por la siguiente expresión:

$$\pi_t^* = \rho^{\pi^*} \pi_{t-1}^* + \varepsilon_t^{\pi^*}$$

Donde $\varepsilon_t^{\pi^*} \sim N(0, \sigma_{\pi^*}^2)$

Mientras que π_t es una variable endógena y está definida como:

$$\pi_t = \theta_f^\pi \pi_t^I + (1 - \theta_f^\pi) \pi_t^R$$

La dinámica de la tasa de cambio real está descrita por la siguiente ecuación:

$$q_t = q_{t-1} + (\Delta q_t - \Delta \bar{q})$$

Donde \bar{q} es un parámetro que representa la depreciación real de largo plazo.

Sector financiero y política monetaria

En este modelo suponemos una transmisión imperfecta de la tasa de interés de política monetaria hacia toda la economía;

generalmente esto se explica por la presencia de fricciones financieras. Dicha transmisión de tasa de interés se describe por la siguiente expresión:

$$i_t = \omega i_{t-1} + (1-\omega) \left[\omega_p i_t^P + (1-\omega_p) i_t^P \right] + z_t^{ip}$$

Donde i_t es la tasa de interés nominal a la cual los consumidores o firmas ahorran (o se endeudan) con el sector financiero, i_t^P es la tasa de interés nominal a la cual el banco central suministra liquidez al sector financiero y z_t^{ip} es una variable exógena que recoge las fricciones financieras de la economía. Esta última está representada por la siguiente expresión:

$$z_t^{ip} = \rho^{ip} z_{t-1}^{ip} + \varepsilon_t^{ip}$$

Donde $\varepsilon_t^{ip} \sim N(0, \sigma_{ip}^2)$.

Finalmente, se tiene la ecuación que determina a qué debe responder la política monetaria, la cual es una regla de Taylor modificada descrita por la siguiente expresión:

$$i_t^P = \rho_p i_{t-1}^P + (1-\rho_p) \bar{i}_t + \phi_\pi \left(\pi_{t+4|t}^4 - \bar{\pi}_{t+4} \right) + \phi_y y_t + \varepsilon_t^P$$

Donde \bar{i}_t es la tasa de interés neutral⁴, $\bar{\pi}_{t+4}$ es la meta de inflación cuatro períodos adelante y $\varepsilon_t^P \sim N(0, \sigma_p^2)$ es una innovación que mide, a la luz del modelo, los choques de política monetaria (esto es, el componente no sistemático de la política monetaria). Tanto \bar{i}_t como $\bar{\pi}_{t+4}$ son variables exógenas en este modelo.

4 La tasa de interés neutral es la tasa consistente con un crecimiento del PIB real igual al de su tendencia y con una inflación estable.

Solución del modelo macroeconómico

La solución del modelo es un conjunto de expresiones algebraicas (también conocidas como funciones de política) que relaciona las variables endógenas del modelo: $\pi_t^I, \varphi_t^I, q_t, p_t^I, \pi_t^R, \varphi_t^R, p_t^R, y_t^I, y_t^R, r_t, y_t, \Delta s_t, \pi_t, i_t, i_t^P$ en función de sus rezagos y de las variables exógenas: $z_t^{\pi^I}, \bar{\pi}_t^I, z_t^{\pi^R}, y_t^*, z_t^V, z_t^{y^I}, z_t^{y^R}, i_t^*, \psi_t, \pi_t^*, \pi_t^I, z_t^{i^P}, \bar{i}_t$. Dado que este sistema de ecuaciones es lineal, las funciones de política son lineales y, por ende, son fáciles de identificar mediante métodos de solución de modelos dinámicos lineales con expectativas racionales. Dentro de estos métodos usamos el de las perturbaciones (ver Collard *et al.*, 2001). Con esta solución es posible realizar estimaciones econométricas de los parámetros de modelo, pronósticos, descomposición histórica de choques, funciones de impulso respuesta, entre otras cosas más.

Estimación del modelo

Usamos métodos bayesianos para estimar este modelo debido a que el método de máxima verosimilitud puede generar funciones de verosimilitud muy planas y, por ende, encontrar un máximo puede llegar a ser dispendioso. En el Cuadro A1.1 se describen los parámetros a estimar, junto con sus correspondientes distribuciones a priori y la moda estimada.

Los siguientes parámetros no fueron estimados debido a que su moda-posterior no es un resultado proveniente de la interacción del modelo con los datos sino de la distribución a priori con la cual se asocia dicho parámetro (Cuadro A1.2).

Cuadro A1.1
Parámetros a estimar

Parámetro	Media <i>a priori</i>	Media <i>a posteriori</i>	Desviación estándar <i>a posteriori</i>	Distribución de probabilidad <i>a priori</i>	Desviación estándar <i>a priori</i>
β_b^l	0,50	0,40	0,07	beta	0,10
β_b^l	0,30	0,20	0,07	beta	0,10
β_y^l	0,30	0,42	0,12	gamma	0,10
β_*^l	0,10	0,07	0,05	gamma	0,07
η_r^l	0,17	γ^l 0,09	0,03	gamma	0,05
β_v^l	0,20	0,01	0,00	gamma	0,07
β_b^R	0,30	0,19	0,07	beta	0,10
β_b^R	0,30	0,21	0,08	beta	0,10
β_y^R	0,30	0,24	0,08	gamma	0,10
β_*^R	0,05	0,05	0,01	gamma	0,01
α_f^l	0,60	0,81	0,07	beta	0,15
γ^l	0,12	0,07	0,02	gamma	0,05
θ_y^l	0,80	0,76	0,09	beta	0,15
α_f^l	0,60	0,87	0,07	beta	0,15
γ^l	0,12	0,04	0,02	gamma	0,05
θ_y^l	0,50	0,87	0,08	beta	0,15
ρ^{ip}	0,50	0,63	0,08	beta	0,10
ω_i	0,50	0,39	0,06	beta	0,10
ω_p	0,50	0,74	0,07	beta	0,10
ρ^ψ	0,50	0,81	0,03	beta	0,10
ρ^{π^*}	0,50	0,34	0,06	beta	0,10
ρ^{yl}	0,50	0,06	0,07	beta	0,25
ρ^{yR}	0,50	0,83	0,11	beta	0,25
$\rho^{\pi l}$	0,50	0,59	0,10	beta	0,25
$\rho^{\pi R}$	0,50	0,45	0,10	beta	0,25
ρ^{y^*}	0,70	0,83	0,04	beta	0,07
ρ^v	0,50	0,52	0,09	beta	0,15

Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro A1.2
Parámetros no estimados

Parámetro	Valor	Fuente
θ_l^π	0,25	Banco de la República (DPI)
θ_l^y	0,11	Banco de la República (DEPE)
η_r^R	0,085	Gómez <i>et al.</i> (2002)
η_q^R	0,015	Gómez <i>et al.</i> (2002)
$\bar{\pi}^l$	0,03	Banco de la República (DMM)
$\bar{\pi}$	0,03	Banco de la República (DMM)
\bar{l}	0,05	Banco de la República (DMM)
$\Delta \bar{q}$	0	Banco de la República (DMM)
\bar{l}^*	0,04	Banco de la República (DMM)
$\bar{\psi}$	0,01	Banco de la República (DMM)
ρp	Confidencial	Banco de la República (DMM)
$\phi \pi$	Confidencial	Banco de la República (DMM)
ϕy	Confidencial	Banco de la República (DMM)

Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro A1.3
Fuente de los datos

Variable	Fuente
PIB	DANE (cuentas nacionales trimestrales)
PIB de la industria sin refinación de petróleo	DANE (cuentas nacionales trimestrales)
PIB de los sectores diferentes a la industria	DANE (cuentas nacionales trimestrales)
Inflación de precios de la industria	DANE
Inflación de precios sectores diferentes a la industria	DANE
PIB principales socios comerciales	DataStream
Exportaciones industriales por destino	DANE
Precio del petróleo	DataStream
Tasa de interés interna de política	Banco de la República
Tasa de interés externa de política	FRED, Bank of St. Louis
Índice de tasa de cambio real bilateral	Banco de la República
Tasa representativa del mercado: dólar/peso	Superintendencia Financiera de Colombia

Fuente: cálculos de los autores.

Anexo 2

Análisis microeconómico

Fundamentos microeconómicos de la inclusión de variables

Hay dos fuerzas que determinan la inclusión de variables en los ejercicios empíricos que se propusieron: disponibilidad y teoría. De la información que reportan las firmas y que determina la disponibilidad, escogemos variables que según la teoría microeconómica afectarían las decisiones de producción de firmas maximizadoras de beneficios. A continuación, describimos las motivaciones microeconómicas tras la elección de variables en las ecuaciones que estimamos.

Determinantes de la producción

En la sección 4.1, suponiendo fija la estructura del mercado, queremos entender el papel que desempeñan las características de las firmas en la dispersión del valor de la producción bruta, Y_{it} . Explícitamente, el valor de la producción bruta corresponde a

$$Y_{it} = p_{it}q_{it} \quad (\text{A2.1})$$

donde p_{it} es el precio (o vector de precios en el caso de firmas multiproducto) al que la firma i en el período t vende su producción q_{it} (que puede ser un escalar si la firma produce un solo producto o un vector si produce varios). Dado que, en general, estas firmas no son tomadoras de precios y tienen poder de mercado, el precio en equilibrio al que vendan su producción será el resultado de añadir un margen, μ_{it} , a los costos unitarios de producción c_{it} :

$$p_{it} = c_{it} + \mu_{it} \quad (\text{A2.2})$$

Los costos de producción c_{it} los modelamos como una función de las tasas impositivas que paga la firma, T_{it} , las tasas de interés, r_{it} , y la tasa de cambio, ρ_{it} :

$$c_{it} = c(T_{it}, r_{it}, \rho_{it}) \quad (\text{A2.3})$$

La idea tras la inclusión de estas variables es que cambios exógenos de ellas causan fluctuaciones en los costos de producción. Por ejemplo, la tasa de cambio afecta el precio de los insumos de las firmas directamente cuando estas compran insumos importados, e indirectamente cuando no lo hacen porque los insumos importados compiten con los nacionales en el mercado local. De tal manera que un aumento de la tasa de cambio reduce los costos de producción tanto de firmas que importan insumos como de firmas que no lo hacen.

Adicionalmente, el otro determinante clave de los precios que las firmas puedan cobrar es el margen sobre el costo marginal. Los márgenes que las firmas puedan cobrar por encima de sus costos van a depender de su poder de mercado, razón por la cual incluimos como controles variables

que aproximan el tamaño del sector en que opera la firma, V_{it} , medidas de concentración como el índice Herfindahl-Hirschman (HHI), H_{it} , y la participación de las ventas de la firma en las ventas del sector, s_{it} :

$$\mu_{it} = \mu(V_{it}, H_{it}, s_{it}) \quad (\text{A2.4})$$

En este caso, incluimos variables que están correlacionadas con la capacidad de la firma de cobrar un *markup* mayor sobre los costos. Por ejemplo, todo lo demás constante, firmas en sectores más concentrados (HHI más alto) deberían cobrar mayores márgenes. De manera similar, dado que la mayoría de productos en los datos son diferenciados, firmas en sectores más grandes tendrán mayor capacidad de incluir un margen mayor en sus precios.

Reemplazando (A2.4) y (A2.3) en (A2.2) obtenemos una expresión de forma reducida, del precio que la firma fija en equilibrio en función de la información que observamos:

$$p_{it} = c(T_{it}, r_{it}, \rho_{it}) + \mu(V_{it}, H_{it}, s_{it}) \quad (\text{A2.5})$$

El nivel de producción, q_{it} , al ser determinado en equilibrio, dependerá tanto de variables que afecten la demanda de los bienes que produce la firma, como de las decisiones que tome con respecto a la oferta. Como variables que afectan la oferta incluimos medidas de productividad de la firma, ω_i , el valor de las importaciones de insumos, M_{it} , el nivel de apalancamiento, A_{it} , y el de liquidez, L_{it} . Además, incluimos las exportaciones de productos finales, D_{it} , como *demand shifter*:

$$q_{it} = q(\omega_i, M_{it}, D_{it}, A_{it}, L_{it}) \quad (\text{A2.6})$$

Finalmente, para obtener la ecuación estimable, incluimos el término E_{it} que recogería otros factores no observados que afectan las ventas de las firmas. Así, reemplazando (A2.6) y (A2.5) en (A2.1) obtenemos una expresión para el valor de la producción bruta en función de las características de la firma:

$$Y_{it} = p_{it}q_{it} = [c(T_{it}, r_{it}, \rho_{it}) + \mu(V_{it}, H_{it}, s_{it})] q(\omega_i, M_{it}, D_{it}, A_{it}, L_{it}) + E_{it} = f(X_{it}, E_{it}) \quad (\text{A2.7})$$

donde $X_{it} = (T_{it}, r_{it}, \rho_{it}, V_{it}, H_{it}, s_{it}, \omega_i, M_{it}, D_{it}, A_{it}, L_{it})'$ ^[1]. Para la estimación, suponemos que $f(\cdot)$ es lineal en los parámetros, de manera que la ecuación que se lleva a los datos es

$$Y_{it} = f(X_{it}, E_{it}) = \beta' X_{it} + E_{it} \quad (\text{A2.8})$$

donde β' es un vector de parámetros a estimar.

1 En el Anexo 8 se describen exhaustivamente todas las variables usadas en las regresiones.

Anexo 3

Entrantes, salientes y supervivientes

En la sección 4.6 queremos entender las decisiones de las firmas de estar o no activas, para lo cual creamos tres categorías: firmas entrantes (firmas que aparecen en la muestra después del primer período), firmas salientes (que salen de la muestra en algún período) y supervivientes (que están activas en cada período).

Para las primeras, suponemos que la decisión de entrar depende de los beneficios esperados, los cuales aproximamos con los beneficios contemporáneos; es decir:

$$\begin{aligned}\Pr(\text{firma } i \text{ sea entrante en } t) &= g(\pi_{it}) \\ &= g(p_{it}q_{it} - c(q_{it}))\end{aligned}\quad (\text{A3.1})$$

Para las firmas salientes suponemos que la decisión de dejar de operar en un período está en función de los beneficios del período anterior al que salen:

$$\begin{aligned}\Pr(\text{firma } i \text{ no opere en } t) &= h(\pi_{it-1}) \\ &= h(p_{it-1}q_{it-1} - c(q_{it-1}))\end{aligned}\quad (\text{A3.2})$$

Ser firma superviviente, de acuerdo con nuestra definición, es una característica invariante en el tiempo: se satisface en todos los períodos de la muestra. Similar a los casos anteriores, suponemos que la probabilidad de que una firma sea superviviente depende de sus beneficios, en este caso, promedio durante los años de la muestra:

$$\begin{aligned}\Pr(\text{firma } i \text{ es superviviente}) &= h(\pi_i) \\ &= h(p_i q_i - c(q_i))\end{aligned}\quad (\text{A3.3})$$

Nótese que en cada caso los argumentos que determinan la probabilidad de que una firma esté activa, salga o sea superviviente son los beneficios de la firma, que a su vez dependen del valor de la producción bruta y los costos de producción; es decir, las variables relevantes al momento de estimar la probabilidad de que las firmas sean entrantes, salientes o supervivientes, serán las mismas que se usaron para entender la dispersión de las ventas. De manera que para estudiar las decisiones de entrada y salida de las firmas, estimamos variaciones de la ecuación (4, p. 21) en el artículo donde la variable dependiente, Y_{it} , corresponde a indicadores que caracterizan las decisiones de operar o no de las firmas.

Anexo 4

Problemas econométricos

La estrategia empírica del análisis microeconómico presentado en la sección 4, donde analizamos, por un lado, la decisión de producir o no hacerlo y por otro, la decisión de cuánto producir, consiste en estimar variaciones de la siguiente ecuación:

$$Y_{it} = f(X_{it}, E_{it}) = \beta' X_{it} + E_{it} \quad (\text{A4.1})$$

donde X_{it} y E_{it} son variables que la firma i tiene en cuenta al momento de decidir si producir y cuánto producir en el año t . La diferencia entre las variables contenidas en X_{it} y E_{it} es que los investigadores observamos las primeras pero no las

segundas. Entre las variables que hay en X_{it} se encuentran las de comercio exterior, como valor de exportaciones, e importaciones y tasas de cambio; financieras, como apalancamiento, liquidez; impuestos y tasa promedio de créditos; las que describen el sector, como HHI y las ventas del sector; y las productividades estimadas. E_{it} , a su vez, incluiría cosas que afectan las decisiones de producción, pero que no aparecen en los datos, como el clima, la habilidad del gerente o ubicación de la firma en una zona franca, entre otras.

Si se cumpliera que $Cov(X_{it}, E_{it})=0$, no habría necesidad de hacer ninguna consideración sobre E_{it} y podríamos proce-

der a estimar la regresión, obteniendo estimados de β que serían insesgados bajo los supuestos más leves del modelo clásico de regresión lineal. Sin embargo, cabe esperar que haya una correlación entre las variables contenidas en X_{it} y E_{it} , lo que causaría problemas de endogeneidad. Por ejemplo, se esperaría que, todo lo demás constante, firmas localizadas en zonas francas produjeran más que firmas similares ubicadas por fuera de ellas. Si las firmas que se ubican en zonas francas tienden a importar más insumos que las ubicadas por fuera, una estimación que no incluya controles por ubicación en zona franca sobrestimaría el papel que las importaciones de insumos tienen sobre las ventas de la firma.

Tener datos de panel nos permite mitigar, hasta cierto punto, los problemas causados por la endogeneidad. Para ver esto, basta con descomponer el término de error en sus componentes idiosincrásico, temporal y aleatorio:

$$E_{it} = E_i + E_t + e_{it} \quad (\text{A4.2})$$

E_i recogería aspectos no observados específicos a la firma que son invariantes en el tiempo (por ejemplo si está ubicada en una zona franca o no), mientras E_t capturaría choques agregados que afectan las ventas de todas las firmas (como una temporada de lluvias o el ciclo económico). Finalmente, e_{it} sería el componente no observado de las ventas que varía entre firmas y en el tiempo y que supondremos aleatorio e independiente de X_{it} ; es decir, $Cov(X_{it}, e_{it}) = 0$. Dada la estructura del componente no observado, la ecuación que llevamos a los datos es

$$Y_{it} = \beta' X_{it} + E_i + E_t + e_{it} \quad (\text{A4.3})$$

donde E_i son efectos fijos por firma y E_t son efectos fijos por período. Los parámetros obtenidos al estimar (A4.3) deberían ser insesgados, a menos que haya choques temporales específicos a las firmas y que, además, dichos choques estén correlacionados con X_{it} .

Anexo 5

Descripción de variables y fuentes de datos

Cuadro A5. 1
Descripción de variables

Nombre	Definición
Producción	Valor de los ingresos operacionales de la firma en pesos constantes de 2008
Productividad	Productividad total de los factores, obtenida de Casas y González (2016)
Importaciones	Valor FOB de las importaciones realizadas por la firma durante el año, en pesos constantes de 2008
Exportaciones	Valor FOB de las exportaciones realizadas por la firma durante el año, en pesos constantes de 2008
Apalancamiento	Razón entre pasivos totales y activos totales
Liquidez	Razón entre la diferencia entre activos y pasivos corrientes, y activos totales
Impuesto de renta y complementarios	Razón entre los impuestos de renta y complementarios y la utilidad neta antes de impuestos
Tasa promedio de los créditos	Promedio de las tasas de interés ponderada por monto de los créditos
Meses promedio (duración del crédito)	Duración promedio de los créditos, en meses, ponderada por monto
Índice de tasa de cambio real: importaciones	Devaluación real bilateral ponderada por el valor FOB de las importaciones de la firma
Índice de tasa de cambio real: exportaciones	Devaluación real bilateral ponderada por el valor FOB de las exportaciones de la firma
Ventas del sector	Total del valor de la producción bruta de todas las firmas en el sector, en pesos constantes de 2008
Participación	Participación de la producción de la firma en el total de la producción del sector
HHI	Índice Herfindahl-Hirschman de concentración de la industria. Se calculó como la suma de los cuadrados de las participaciones de los valores de las producciones de las firmas en el total del valor de la producción del sector, incluyendo bienes importados
Demanda externa	Promedio del PIB de destino de exportaciones por sector.

Fuente: cálculos de los autores.

Fuentes de datos

Para las estimaciones construimos un panel no balanceado en el que observamos, entre 2006 y 2013, las características y el desempeño de más de 4.000 números de identificación tributaria (NIT). Para construir el panel usamos tres fuentes. De la Superintendencia de Sociedades obtenemos información de los balances de las firmas que nos permite conocer, entre otras cosas, el valor de las ventas anuales, el valor de los impuestos pagados y el valor de las compras de insumos. De la Superintendencia Financiera obtenemos una base de créditos que nos permite conocer los montos, duración y las tasas a las que las firmas han negociado créditos. Finalmente, del DANE obtenemos información que la DIAN recolecta sobre las operaciones extranjeras de las firmas. A continuación describimos con más detalle cada una de las fuentes de información.

Supersociedades

Los datos que caracterizan a las firmas corresponden a los que reportan las empresas a la Superintendencia de Sociedades. La base de datos incluye la información del formulario empresarial de estados financieros y anexos reportados por todas las firmas que son vigiladas por la Superintendencia de Sociedades entre 2005 a 2013 y que registra la información contable con corte al diciembre 31 de cada año. Las firmas que son vigiladas por esta entidad corresponden a aquellas que no son vigiladas por otras superintendencias (Decreto 4350 de 2006).

La base de datos inicial tiene 223.000 observaciones. Dado que nuestro interés son las firmas manufactureras usando la información de los anexos, definimos firmas manufactureras como aquellas que todos los años tienen al menos un ingreso operacional proveniente de productos que pertenecen al sector manufacturero (de acuerdo con la clasificación CIIU, revisión 3.1. A.C.). Adicionalmente, clasificamos las firmas manufactureras en el sector cuyos ingresos manufactureros deflactados fueran los mayores durante los nueve años de la muestra. Después de una limpieza como la detallada en Casas y González (2016), donde eliminamos observaciones sin información y datos atípicos en las variables de ingresos, materias primas y capital, quedamos con 26.178 observaciones firma-año que corresponden a aquellas cuyo producto principal es manufacturero y es diferente a petroquímicas y metales básicos.

Las variables que caracterizan a las firmas y que usamos de esta base de datos son:

- Producción: corresponde al total de los ingresos operacionales de las firmas, deflactados con IPC base 2008.
- Productividad: estimación de la productividad total de los factores, siguiendo la metodología de Akerberg *et al.* (2015). Para esta estimación usamos los ingresos operacionales, menos el uso de materias primas de la firma como *proxy* del valor agregado de la firma. El número de empleados y el valor en libros de la propiedad, planta y equipo a final del período son nuestra medida de los insumos utilizados por la firma (para más detalle véase Casas y González, 2016).

- Apalancamiento: *ratio* entre el pasivo total y el activo total de la firma.
- Liquidez: *ratio* entre la diferencia del activo corriente y el pasivo corriente sobre el activo total de la firma.
- Impuestos de renta y complementarios: razón entre los impuestos de renta y complementarios y la utilidad neta antes de impuestos.

Superfinanciera

Esta información proviene del formato 341 (proforma 104), que obliga a todas las entidades que vigila la Superfinanciera a registrar, por deudor, las operaciones activas de crédito. Específicamente, el formato registra información de créditos de consumo, vivienda, microcrédito, *leasing* y comercial. En este documento solo usamos información del formato 341 correspondiente a créditos comerciales; es decir, el endeudamiento que tienen las firmas manufactureras con las entidades financieras (bancos, compañías de financiamiento, corporaciones financieras, etc.)

La base de datos tiene periodicidad trimestral. Cada institución financiera reporta todos los créditos que tenga activos al corte del último día del trimestre y registra en el formato 341 el saldo de la deuda vigente en ese momento, la tasa de interés, la calificación de riesgo, la fecha de inicio del crédito, la fecha de finalización pactada, la duración en meses, entre otras variables. El saldo de crédito se reporta en pesos corrientes, mientras que la tasa de interés se reporta en términos efectivos anuales. La categoría de riesgo va desde la A (menor riesgo) hasta la E (mayor riesgo), y se reporta junto con el valor de sus respectivas provisiones y garantías. Esta información trimestral es agregada para obtener una medida anual del endeudamiento de las firmas en la base de Supersociedades.

Comercio exterior

La información de comercio exterior proviene de las declaraciones de exportaciones e importaciones que recolecta y procesa la DIAN. El DANE recibe la información del movimiento legal de mercancías vendidas o compradas a otros países mensualmente para producir de manera conjunta estadísticas de comercio exterior, validarlas y certificarlas.

La información que utilizamos en este documento tiene periodicidad mensual. Las variables corresponden al valor (FOB o CIF) en dólares de la transacción de bienes y al volumen en kilogramos netos. Está clasificada por subpartida arancelaria (Nandina hasta diez dígitos), CIIU (hasta tres dígitos), Cuode (hasta tres dígitos) y CUCI. Además, en el caso de las exportaciones la información viene desagregada por país de destino y departamento de origen; en el caso de las importaciones tenemos país de origen y departamento de destino. También, se registra la aduana por donde salió o entró la mercancía.

Con la información de comercio exterior construimos:

- Participaciones: teniendo en cuenta que los datos de la Superintendencia de Sociedades no corresponden al

universo de firmas de cada sector, para construir la *participación* tenemos en cuenta tanto las firmas que están en esta base de datos como las firmas importadoras que no lo están, y computamos las participaciones como la *ratio* entre los ingresos operacionales/valor de las importaciones y el total de las ventas más el valor de las importaciones por sector/año.

- HHI: la sumatoria del cuadrado de las participaciones de los ingresos de la firma por año y por sector.
- Ventas del sector: corresponde a la suma de los ingresos de las firmas en la muestra más las importaciones de los insumos de cada sector por año.
- Exportaciones: valor FOB de las exportaciones en pesos (usando TRM promedio anual) deflactados con el IPC base 2008.
- Importaciones: valor FOB de las importaciones en pesos (usando TRM promedio anual) deflactados con el IPC base 2008.

FMI

Finalmente, usamos la información del Fondo Monetario Internacional para identificar la inflación, la devaluación bruta y el PIB de los países de destino/origen del comercio exterior. Adicionando esta información a la anterior, construimos las siguientes variables:

- Demanda externa: es el promedio del producto interno bruto de los países de destino de las exportaciones de las firmas manufactureras ponderado por el valor de sus exportaciones.
- Devaluación real bilateral: para calcular esta variable entre la moneda del país k y el peso colombiano (COP), multiplicamos el cociente de la devaluación (δ) del peso colombiano y la devaluación de la moneda del país k , ambas con respecto al dólar, por el cociente de la inflación (π) del país k y la inflación de Colombia:

$$\delta_{kCOP} = \left(\frac{1 + \delta_{COP}}{1 + \delta_k} \right) \left(\frac{1 + \pi_k}{1 + \pi_{COP}} \right) - 1$$

- Devaluación real de las exportaciones del sector: es el promedio de la devaluación real bilateral ponderado por el valor de las exportaciones a los países de destino de cada sector industrial por año. Para este cálculo solo incluimos las firmas que están en la muestra de Supersociedades porque son las firmas para las cuales conocemos los sectores.
- Devaluación real de las importaciones del sector: es el promedio de la devaluación real bilateral ponderado por el valor de las importaciones de los países de origen de cada sector industrial por año. Para este cálculo solo incluimos las firmas que están en la muestra de la Supersociedades, porque son las firmas para las cuales conocemos los sectores.

Anexo 6

Estadísticas descriptivas

Cuadro A6.1
Por año

Año	Firmas	Importaciones		Exportaciones		Producción		Liquidez		Apalancamiento		Impuestos		Tasa		Participación	
		Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD
2005	2838	5,86	3,45	5,44	3,10	3,02	10,38	0,20	0,31	0,51	0,34	0,39	0,21	1,32	7,73	0,0054	0,0244
2006	3284	6,26	4,40	5,28	3,30	2,96	11,40	0,19	0,32	0,53	0,34	0,40	0,20	1,45	4,91	0,0046	0,0252
2007	2864	6,82	3,30	6,15	3,83	3,42	11,17	0,21	0,26	0,52	0,28	0,34	0,18	1,64	6,60	0,0052	0,0282
2008	2812	7,30	3,54	5,44	2,70	3,34	9,99	0,20	0,28	0,51	0,31	0,34	0,18	1,76	6,88	0,0060	0,0302
2009	3004	5,61	2,61	4,46	2,57	3,04	9,33	0,21	0,28	0,50	0,29	0,34	0,18	1,38	5,86	0,0056	0,0276
2010	2892	6,26	3,08	4,07	2,47	3,22	9,88	0,21	0,26	0,50	0,29	0,34	0,18	1,02	5,26	0,0058	0,0270
2011	2980	6,81	3,42	4,21	2,76	3,33	10,35	0,21	0,24	0,50	0,25	0,35	0,17	1,32	6,40	0,0051	0,0225
2012	2851	7,65	4,56	4,17	2,52	3,50	11,65	0,21	0,26	0,48	0,29	0,36	0,17	1,37	7,14	0,0054	0,0258
2013	2653	8,56	4,55	4,80	3,31	3,86	13,23	0,23	0,24	0,47	0,23	0,36	0,17	1,25	7,26	0,0058	0,0267

Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro A6.2
Por sector

Sector	Firmas	Importaciones		Exportaciones		Producción		Liquidez		Apalancamiento		Impuestos		Tasa		Participación	
		Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD
Alimentos y bebidas	820	7,83	32,53	4,03	21,20	59,77	141,97	0,13	0,33	0,50	0,34	0,35	0,19	12,89	6,31	0,0018	0,0041
Tabaco	4	9,67	12,36	14,41	20,77	121,96	136,23	0,34	0,19	0,38	0,22	0,42	0,16	11,35	11,35	0,3162	0,3217
Textiles	279	3,79	14,58	3,79	15,36	18,63	50,56	0,23	0,30	0,50	0,36	0,37	0,19	13,34	6,71	0,0059	0,0161
Prendas de vestir	466	1,82	7,26	3,48	12,83	14,63	36,50	0,29	0,28	0,57	0,31	0,38	0,18	13,79	6,60	0,0037	0,009
Artículos de cuero	141	1,78	6,79	2,29	7,49	12,93	31,87	0,28	0,26	0,59	0,40	0,38	0,19	13,94	6,30	0,0077	0,0189
Piezas de madera	84	0,51	1,92	0,98	3,96	8,01	23,36	0,17	0,31	0,52	0,33	0,34	0,20	15,05	6,93	0,0223	0,0626
Papel y cartón	97	12,38	30,82	23,72	81,55	68,65	133,32	0,18	0,21	0,46	0,25	0,32	0,20	12,52	6,89	0,0158	0,0307
Edición e impresión	385	1,91	6,64	1,18	4,93	14,93	45,16	0,18	0,25	0,49	0,32	0,34	0,21	14,73	6,17	0,0038	0,0115
Refinación de petróleo	543	16,46	59,30	10,04	45,78	55,81	141,27	0,25	0,23	0,49	0,24	0,36	0,17	14,16	7,38	0,0025	0,0062
Sustancias químicas	497	3,75	13,60	2,64	12,78	17,16	42,03	0,20	0,23	0,49	0,24	0,36	0,18	13,64	6,54	0,0028	0,0068
Plástico	217	2,73	8,41	3,31	13,65	33,46	110,26	0,09	0,25	0,45	0,25	0,35	0,19	14,39	6,89	0,0073	0,0237
Minerales no metálicos	401	7,30	36,42	3,96	20,95	20,01	62,10	0,21	0,24	0,49	0,25	0,35	0,18	14,31	6,59	0,0042	0,0127
Fundición de metales	154	5,64	21,38	4,15	20,75	21,73	69,65	0,22	0,33	0,55	0,42	0,37	0,17	14,49	7,64	0,0082	0,0262
Productos de metal	6	0,15	0,27	0,01	0,03	2,64	2,48	0,16	0,27	0,52	0,26	0,35	0,22	15,57	3,93	0,3333	0,2742
Maquinaria y equipo	91	9,21	26,51	6,88	25,59	36,63	106,09	0,30	0,27	0,51	0,26	0,36	0,15	13,90	7,07	0,0165	0,0471
Equipo de oficina	5	0,12	0,15	0,42	0,51	1,72	1,22	0,30	0,12	0,59	0,09	0,27	0,21	15,59	3,93	0,0013	0,0014
Aparatos electrónicos	26	2,13	3,79	2,66	5,70	8,18	11,57	0,22	0,25	0,48	0,25	0,36	0,23	15,08	7,07	0,0096	0,0147
Equipos telecomunicaciones	161	19,21	118,18	10,77	71,02	56,59	273,31	0,26	0,22	0,46	0,21	0,37	0,17	13,78	5,96	0,0073	0,0314
Equipo médico y de precisión	22	55,40	97,40	6,06	14,15	137,53	313,29	0,31	0,28	0,43	0,24	0,32	0,19	15,31	7,24	0,0703	0,1169
Vehículos	464	2,21	9,02	3,86	33,89	15,44	45,10	0,24	0,26	0,50	0,25	0,36	0,19	14,70	6,99	0,0031	0,0088

Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro A6.3
Salida y entrada

Tipo	Firmas	Importaciones		Exportaciones		Producción		Liquidez		Apalancamiento		Impuestos		Tasa		Participación	
		Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD	Media	SD
Entrante	1931	2,40	2,16	1,70	1,89	1,44	7,01	0,21	0,28	0,54	0,28	0,36	0,18	14,45	6,13	0,0028	0,0241
Saliente	1151	3,29	1,45	3,51	2,41	1,99	6,66	0,17	0,37	0,58	0,42	0,35	0,21	14,58	7,12	0,0049	0,0322
Superviviente	1035	12,98	4,61	9,24	4,11	5,97	13,70	0,22	0,21	0,43	0,20	0,36	0,17	13,06	7,04	0,0083	0,0245

Fuente: cálculos de los autores.

Anexo 7

Regresiones completas y coeficientes estandarizados

Para no saturarlo, en el artículo reportamos las regresiones parcialmente; es decir, en los cuadros correspondientes a cada tema solo reportamos los coeficientes estimados que discutimos, y omitimos los demás. A continuación se presentan las regresiones en su totalidad.

Vale la pena aclarar que los coeficientes estimados se presentan estandarizados, con el fin de que las tablas reflejen la importancia relativa de los coeficientes. El coeficiente estandarizado, β_k^{std} , es calculado de acuerdo con la siguiente expresión:

$$\beta_k^{std} = \beta_k \frac{s_k}{s_y}$$

Donde β_k es el coeficiente estimado asociado con la variable x_k ; y s_k y s_y son las desviaciones estándar de x_k y la variable dependiente, respectivamente.

La ventaja de presentar coeficientes estandarizados es que su interpretación no depende de las unidades en que se mida la variable de interés. β_k^{std} mide el cambio que experimenta la variable dependiente, cuando x_k aumenta en una desviación estándar.

A continuación se presentan las regresiones en su totalidad:

Cuadro A7.1
Regresiones completas: ventas reales en función de las características observadas

		Producción	
Productividad	0,047*** (0,0045)	0,047*** (0,0045)	0,033*** (0,0028)
Índice de tasa de cambio real (exportaciones)	0,063*** (0,0056)	0,064*** (0,0056)	-0,002 (0,0030)
Índice de tasa de cambio real (importaciones)	0,113*** (0,0065)	0,113*** (0,0065)	-0,001 (0,0054)
Exportaciones	0,162*** (0,0056)	0,162*** (0,0056)	0,244*** (0,0036)
Importaciones	0,609*** (0,0054)	0,609*** (0,0054)	0,395*** (0,0051)
Apalancamiento	-0,084*** (0,0064)	-0,084*** (0,0064)	0,018*** (0,0052)
Liquidez	-0,095*** (0,0061)	-0,095*** (0,0061)	-0,003 (0,0038)
Tasa promedio de los créditos	-0,031*** (0,0045)	-0,034*** (0,0047)	-0,004** (0,0020)
Meses promedio (duración crédito)	0,039*** (0,0044)	0,040*** (0,0044)	0,001 (0,0019)
Impuestos de renta y complementarios	-0,020*** (0,0043)	-0,021*** (0,0043)	-0,002 (0,0019)
HHI	-0,028*** (0,0057)	-0,027*** (0,0058)	-0,017*** (0,0053)
Participación	0,238*** (0,0053)	0,238*** (0,0053)	0,201*** (0,0060)
Ventas del sector	0,125*** (0,0054)	0,125*** (0,0056)	0,084*** (0,0082)
Demanda externa (PIB*ponderado)	0,003 (0,0053)	0,002 (0,0057)	-0,005 (0,0045)
Arancel pagados por los exportadores	-0,001 (0,0050)	0,006 (0,0075)	0,002 (0,0028)
Arancel competencia	0,006 (0,0085)	0,006 (0,0092)	-0,008 (0,0067)
Arancel insumos	0,011 (0,0072)	0,015* (0,0089)	-0,021** (0,0084)
Efectos fijos de año		x	x
Efectos fijos de firma			x
Observaciones	18.979	18.979	18.979

Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro A7.2
Probabilidad de supervivencia en el corte transversal como función de algunas variables observadas, sección 4.6

	Superviviente	
	(1)	(2)
Producción	2,650 *** (0,6360)	4,169*** (0,9430)
Productividad	0,398 *** (0,0720)	0,437 *** (0,0750)
Importaciones	0,000 (0,0000)	0,000 (0,0000)
Exportaciones	0,000 (0,0000)	0,000 (0,0000)
Apalancamiento	0,802 *** (0,0880)	0,801 *** (0,0900)
Liquidez	-0,351 (0,2430)	-0,387 (0,2560)
Impuesto de renta y complementarios	-1,245*** (0,2860)	-1,195*** (0,2910)
Tasa promedio de los créditos	-0,008 (0,0090)	-0,008 (0,0090)
Meses promedio (duración del crédito)	0,002 ** (0,0010)	0,002** (0,0010)
Índice de tasa de cambio real de las exportaciones (sector)	2,771 (3,0980)	9,143 ** (3,7930)
Índice de tasa de cambio real de las importaciones (sector)	-3,887 * (2,3220)	-7,642 *** (2,8230)
Ventas del sector	-3,231 *** (0,6340)	-3,713 *** (0,7390)
Participación	-3,322 *** (0,6400)	-4,862 *** (0,9460)
HHI	0,145 * (0,0820)	-2,239 *** (0,4460)
Utilidad bruta	0,000 *** (0,0000)	0,000 *** (0,0000)
Constante	9,811 (1,2270)	-26,195 (15,9340)
Efectos fijos de sector		X
Observaciones	4.150	4.150

Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro A7.3

Probabilidad de ser entrante como función de algunas variables observadas, sección 4.6

	Entrante		
	(1)	(2)	(3)
Producción	8,351*** (0,3690)	-3,086*** (0,8430)	-1,219*** (1,0470)
Productividad	0,357*** (0,0470)	0,381*** (0,0470)	0,396*** (0,0480)
Importaciones	0,490*** (0,0790)	0,041 (0,1320)	0,191 (0,1430)
Exportaciones	-0,262*** (0,0570)	-0,180* (0,1030)	-0,126 (0,1090)
Apalancamiento	0,492*** (0,0700)	0,538*** (0,0720)	0,546*** (0,0730)
Liquidez	-0,183 (0,1460)	-0,190 (0,1490)	-0,141 (0,0220)
Impuesto de renta y complementarios	-0,279* (0,1550)	-0,398** (0,1570)	-0,381** (0,1580)
Tasa promedio de los créditos	-0,009* (0,0050)	0,003 (0,0060)	0,002 (0,0060)
Meses promedio (duración del crédito)	-0,001 (0,0010)	-0,001 (0,0010)	-0,001 (0,0010)
Índice de tasa de cambio real de las importaciones (sector)	5,737*** (0,9910)	1,204 (0,1320)	1,825 (2,0160)
Índice de tasa de cambio real de las exportaciones (sector)	-2,301*** (0,702)	-1,025 (1,322)	0,391 (1,7660)
Ventas del sector	-8,729*** (0,3700)	-9,397*** (0,8480)	-9,942*** (1,0500)
Participación	-8,744*** (0,3690)		
HHI	0,019 (0,0540)	0,096 (0,0590)	-0,231 (0,1630)
Utilidad bruta	0,530*** (0,0720)		
Constante	2,679*** (0,8950)		
Efectos fijos de firma		X	X
Efectos fijos de año			X
Observaciones	17.179	17.179	17.179

Fuente: cálculos de los autores.

Cuadro A7.4
Probabilidad de ser saliente como función de algunas variables observadas, sección 4.6

	Saliente		
	(1)	(2)	(3)
Producción	4,256*** (0,3600)	3,530*** (0,4320)	4,428*** (0,7800)
Productividad	-0,163*** (0,0500)	-0,174*** (0,0500)	-0,178*** (0,0500)
Importaciones	0,000 (0,0000)	0,000 (0,0000)	0,000 (0,0000)
Exportaciones	0,000 (0,0000)	0,000 (0,0000)	0,000 (0,0000)
Apalancamiento	-0,241*** (0,0670)	-0,201*** (0,0670)	-0,213*** (0,0680)
Liquidez	0,108 (0,1510)	0,193 (0,1550)	0,189 (0,0680)
Impuesto de renta y complementarios	0,348 ** (0,1660)	0,356** (0,1660)	0,446*** (0,1670)
Tasa promedio de los créditos	0,003 (0,0050)	0,003 (0,0050)	0,006 (0,0060)
Meses promedio (duración del crédito)	-0,002*** (0,0010)	-0,002*** (0,0010)	-0,002*** (0,0010)
Índice de tasa de cambio real de las importaciones (sector)	-4,716*** (1,0300)	-3,312*** (1,1220)	-3,087 (1,9980)
Índice de tasa de cambio real de las exportaciones (sector)	-0,082 (0,7100)	-0,002 (0,7290)	-1,439 (1,6260)
Ventas del sector	-3,850*** (0,3570)	-3,990*** (0,3590)	-4,484*** (0,6200)
Participación	-3,843*** (0,3590)	-3,112*** (0,4320)	-4,013*** (0,7790)
HHI	0,011 0,0590	-0,425*** 0,1840	-0,243 0,1860
Utilidad bruta	0,000 (0,0000)	0,000 (0,0000)	0,000 (0,0000)
Constante	3,166*** (0,9300)		
Efectos fijos de sector		x	x
Efectos fijos de año			x
Observaciones	17011	17011	17011

Fuente: cálculos de los autores.

Anexo 8

Información complementaria sobre los gráficos

Gráfico 9

Para construir el Gráfico 9 utilizamos los índices de producción real de la *Encuesta mensual manufacturera* (EMM) y la producción bruta de la *Encuesta anual manufacturera* (EAM, en millones de pesos corrientes).

Con los índices de producción real de la EMM obtenemos promedios anuales por cada uno de los 33 sectores (CIU). Adicionalmente, con la información de la producción bruta de la EAM calculamos la participación de cada sector en el total de la producción bruta de la industria, excluyendo los sectores de refinación y metales preciosos.

Para construir el escalafón de los sectores, calculamos la tasa de variación de la producción bruta (EAM) entre 2001 y 2016. Utilizamos las participaciones calculadas en 2001 para escoger aproximadamente el 20% de los sectores que más crecieron y el 20% de los sectores que menos crecieron entre 2001 y 2016. Es decir, con los sectores ordenados por tasa de

crecimiento de la producción bruta entre 2001 y 2016, sumamos las participaciones de los sectores con el mejor desempeño en el período, hasta tener aproximadamente el 20% de la producción bruta total de la industria. Asimismo, sumamos la participación de los sectores con peor desempeño hasta obtener aproximadamente el 20% del total de la producción bruta.

Con los índices y las participaciones para cada grupo de sectores y cada año calculamos promedios ponderados de los índices de producción real; por tanto, obtenemos un dato anual para el grupo de sectores con mejor desempeño entre 2001 y 2016 que representa el 20% de la producción, y lo mismo ocurre para el grupo de sectores con el peor desempeño. En el primer grupo hay siete sectores, mientras que en el segundo hay once. Finalmente, se calcula un índice de producción real para toda la industria como un promedio de todos los índices sectoriales (EMM) ponderados por su participación en el total de la producción bruta de la industria (EAM).

Cuadro A8.1

Sectores manufactureros: producción

Código	Sector EMM	Participación del sector en el total de la producción bruta de la industria	Tasa de variación producción bruta EAM	Participación del sector en el total de la producción bruta de la industria, reponderadas para el grupo de sectores con mayor y menor crecimiento
		2016	2001-2016	2016
1061	Trilla de café	4,59	515,13	21,47
3000	Fabricación de otros tipos de equipo de transporte	1,23	468,89	5,76
2920	Fabricación de carrocerías para vehículos automotores; remolques	0,41	447,39	1,91
3100	Fabricación de muebles, colchones, y somieres	1,51	425,40	7,07
2500	Fabricación de productos elaborados de metal	2,98	367,15	13,94
2010	Fabricación de sustancias y productos químicos básicos	5,50	363,15	25,74
1010	Procesamiento y conservación de carne, pescado, y sus productos	5,15	339,94	24,11
1081	Elaboración de productos de panadería, macarrones, fideos, y sus productos	2,45	324,03	

Cuadro A8.1
Sectores manufactureros: producción (continuación)

Código	Sector EMM	Participación del sector en el total de la producción bruta de la industria	Tasa de variación producción bruta EAM	Participación del sector en el total de la producción bruta de la industria, reponderadas para el grupo de sectores con mayor y menor crecimiento
		2016	2001-2016	2016
2800	Fabricación de maquinaria y equipo	1,48	308,48	
2410	Industrias básicas de hierro y de acero	3,67	306,12	
1800	Actividades de impresión	1,31	292,19	
1070	Elaboración de azúcar y panela	3,33	283,68	
2220	Fabricación de productos de plástico	4,94	265,36	
1089	Resto de alimentos	7,01	262,83	
1050	Elaboración de productos de molinería	7,12	253,06	
2390	Fabricación de productos minerales no metálicos	5,02	247,81	
2020	Fabricación de otros productos químicos	11,95	247,10	
2700	Fabricación de aparatos y equipo eléctrico	2,45	238,06	
1100	Elaboración de bebidas	6,85	219,10	
1600	Transformación de la madera y sus productos	0,43	216,01	
2310	Fabricación de vidrio y productos de vidrio	0,95	214,95	4,62
1040	Elaboración de productos lácteos	4,25	190,05	20,60
1520	Fabricación de calzado	0,53	159,94	2,59
1700	Fabricación de papel, cartón, y sus productos	4,38	151,29	21,24
2930	Fabricación de partes, piezas (autopartes) y accesorios (lujos)	0,35	141,75	1,71
1512	Fabricación de artículos de viaje, bolsos de mano y artículos similares	0,16	133,19	0,80
2910	Fabricación de vehículos automotores y sus motores	2,20	123,16	10,64
1400	Confección de prendas de vestir	6,15	113,46	29,78
3200	Resto de industrias	1,23	65,16	5,96
2210	Fabricación de productos de caucho	0,30	38,46	1,46
1511	Curtido y recurtido de cueros; recurtido y teñido de pieles	0,12	29,63	0,60

Fuente: cálculos de los autores.

Gráfico 10

Para construir el Gráfico 10 utilizamos como insumo los microdatos de la *Encuesta anual manufacturera* (EAM). Específicamente, la información de producción de las firmas deflactada por IPP (oferta interna, base 2005 = 100).

Con la producción real de los establecimientos calculamos la tasa de crecimiento entre 2000 y 2016. Esto implica que la muestra está limitada a los establecimientos que se encuentran en 2000 y 2016, sin importar si están el resto de los años. Nos quedamos con 3.538 establecimientos para los cuales podemos calcular la tasa de variación. Hacemos una depuración adicional, quitando el 2% con mayor tasa de crecimiento y el 2% que más cayeron. De esta manera, la submuestra se reduce a 3.001 establecimientos.

Para esta submuestra calculamos la participación de cada firma en el total de la producción industrial de 2016. La tasa de variación porcentual de la producción deflactada entre 2000 y 2016 nos permite organizar las firmas de acuerdo con su desempeño. Posteriormente, seleccionamos el grupo de firmas con mayor crecimiento entre 2000-2016 que en conjunto representan el 20% de la producción, y el grupo de firmas con menor crecimiento (o caída) que suman el otro 20% de la producción.

Con los grupos definidos, calculamos para cada año la suma de la producción deflactada de las firmas que pertenecen a cada conjunto y el total de la producción deflactada para todas las firmas que están en la submuestra. De esta manera, obtenemos un dato de producción por año para el 20% de las firmas que más crecieron, el 20% con peor desempeño y el total de las firmas. Finalmente, con esta información construimos índices de crecimiento de la producción real.

Gráfico 14

Para construir el Gráfico 14 utilizamos como insumos los índices de producción real sectorial (CIUU) de la *Encuesta mensual manufacturera* (EMM) entre 2001 y 2017, la producción bruta (millones de pesos corrientes) de la *Encuesta anual manufacturera* (EAM) y las exportaciones totales y por país de destino en dólares.

Los sectores se ordenaron a partir del grado de exposición a Venezuela en 2008. Calculamos la exposición con la participación de las exportaciones del sector a Venezuela en el total de exportaciones industriales a Venezuela. De esta manera, el sector confección de prendas de vestir (cód. 1400) representó el 22,6% del total de exportaciones a Venezuela en 2008, seguido de los sectores procesamiento y conservación de carne y pescado (cód. 1010) con una participación del 13,7% y el sector fabricación de otros productos químicos (cód. 2020) que participó con el 7,2%. El sector con menor participación fue fabricación de carrocerías para vehículos automotores (cód. 2920), con solo 0,03%. Estos sectores no necesariamente coinciden con los que más exportan a todos los destinos, y tampoco con los sectores más grandes frente al total de la producción industrial colombiana.

Con la información de la producción bruta (pesos corrientes) de la EAM construimos la participación de cada sector en el total de la industria. Los sectores son ordenados con respecto a su exposición a Venezuela (de mayor a menor exposición) y usando las participaciones construimos cuatro grupos de sectores que representen cada uno aproximadamente el 25% de la producción. Estos grupos se mantienen todos los años. Finalmente, los índices por cuartiles están contruados como un promedio de los índices sectoriales de producción real de la EMM, ponderados por su participación en el total de la producción bruta de la EAM.

Cuadro A8.2

Participación de los sectores manufactureros: exportaciones hacia Venezuela y EAM

Código	Sector CIUU	Participación sectorial en el total de exportaciones a Venezuela en 2008	Participación sectorial en el total de exportaciones en 2008	Cuartil	Participación sectorial en el total de la producción bruta EAM 2008	Participación sectorial en el total de la producción bruta EAM 2008, sin Refinación	Participación sectorial en el total de la producción bruta EAM 2008, reponderadas por cuartiles
1400	Confección de prendas de vestir	22,58	10,03	1	6,39	7,38	29,31
1010	Procesamiento y conservación de carne, pescado, y sus productos	13,68	4,83	1	3,95	4,56	18,10
2020	Fabricación de otros productos químicos	7,16	6,89	1	8,49	9,81	38,96
2700	Fabricación de aparatos y equipo eléctrico	6,59	3,36	1	2,69	3,11	12,35

Cuadro A8.2

Participación de los sectores manufactureros: exportaciones hacia Venezuela y EAM (continuación)

Código	Sector CIUU	Participación sectorial en el total de exportaciones a Venezuela en 2008	Participación sectorial en el total de exportaciones en 2008	Cuartil	Participación sectorial en el total de la producción bruta EAM 2008	Participación sectorial en el total de la producción bruta EAM 2008, sin Refinación	Participación sectorial en el total de la producción bruta EAM 2008, reponderadas por cuartiles
1511	Curtido y recurtido de cueros; recurtido y teñido de pieles	4,99	1,79	1	0,28	0,33	1,29
1700	Fabricación de papel, cartón, y sus productos	4,64	3,03	2	3,82	4,41	15,78
2010	Fabricación de sustancias y productos químicos básicos	4,08	5,72	2	4,62	5,33	19,08
2910	Fabricación de vehículos automotores y sus motores	3,72	1,80	2	2,37	2,74	9,81
2500	Fabricación de productos elaborados de metal	3,71	2,29	2	2,47	2,86	10,22
1520	Fabricación de calzado	3,40	1,07	2	0,50	0,58	2,08
2220	Fabricación de productos de plástico	3,12	2,78	2	4,24	4,89	17,51
2800	Fabricación de maquinaria y equipo	2,93	1,85	2	1,40	1,62	5,81
2390	Fabricación de productos minerales no metálicos	2,71	2,09	2	4,77	5,51	19,71
1081	Elaboración de productos de panadería, macarrones, fideos, y sus productos	2,45	1,95	3	1,68	1,94	7,79
3200	Resto de industrias	2,25	2,52	3	1,55	1,79	7,19
1040	Elaboración de productos lácteos	1,96	2,28	3	3,37	3,90	15,65
2930	Fabricación de partes, piezas (autopartes) y accesorios (lujos)	1,59	0,81	3	0,52	0,60	2,42
1089	Resto de alimentos	1,56	1,11	3	6,12	7,07	28,40
3100	Fabricación de muebles, colchones, y somieres	1,13	0,63	3	1,13	1,31	5,26
1600	Transformación de la madera y sus productos	0,96	0,36	3	0,43	0,50	2,00
2410	Industrias básicas de hierro y de acero	0,95	5,60	3	4,03	4,65	18,68
2310	Fabricación de vidrio y productos de vidrio	0,64	0,71	3	0,81	0,93	3,74
2210	Fabricación de productos de caucho	0,52	0,95	3	0,54	0,62	2,49
2420	Industrias básicas de metales preciosos, Metales no ferrosos	0,51	7,21	3	1,37	1,59	6,37
1050	Elaboración de productos de molinería	0,47	0,28	4	5,89	6,81	31,04
3000	Fabricación de otros tipos de equipo de transporte	0,44	1,11	4	1,09	1,26	5,76
1900	Refinación de petróleo	0,36	15,39	4	13,46		
1512	Fabricación de artículos de viaje, bolsos de mano y artículos similares	0,34	0,40	4	0,17	0,20	0,91
1100	Elaboración de bebidas	0,18	0,28	4	6,36	7,35	33,50
1061	Trilla de café	0,17	10,08	4	2,17	2,51	11,42
1070	Elaboración de azúcar y panela	0,08	0,73	4	1,60	1,85	8,44
1800	Actividades de impresión	0,07	0,04	4	1,40	1,62	7,38
2920	Fabricación de carrocerías para vehículos automotores; remolques	0,03	0,03	4	0,29	0,34	1,55

Fuente: cálculos de los autores.