

Globalización, cambio tecnológico y poder de mercado en América Latina: Evidencia para Colombia^{*}

Manuela Cerimelo^{**}

Resumen

Este trabajo tiene como objetivo estudiar la concentración y el poder de mercado en Colombia y el rol que la globalización y la automatización tienen en la evolución de estos dos fenómenos. Primero, documentamos cómo la concentración del mercado y los markups han evolucionado durante las últimas décadas utilizando datos a nivel de firma, así como su vínculo con otras medidas de desempeño a nivel industria y firma. Segundo, definimos episodios particulares dentro de nuestra muestra en los cuales investigamos el rol de la globalización y la tecnología de automatización en la distribución de los markups. Nos centramos en la competencia de importaciones generada por la entrada de China en la OMC y en los cambios en la disponibilidad de robótica. Nuestros resultados muestran que los markups disminuyen en respuesta a la penetración de importaciones chinas. Con respecto a la adopción de robots, encontramos una relación negativa entre estas dos variables, pero con efectos heterogéneos entre diferentes grupos de firmas. Específicamente, hay una relación positiva para las firmas más grandes, pero no para el resto.

Clasificación JEL: L11, F14, F61, O33

Palabras clave: Mark-ups, Concentración de mercado, Globalización, China Shock, Robotización

^{*} Este trabajo constituye mi tesis de la Maestría en Economía en la Universidad Nacional de La Plata. Me gustaría expresar mi más profundo agradecimiento a mis directores de tesis Irene Brambilla y Guillermo Falcone por su inmenso apoyo durante todo el proceso. También agradezco los valiosos comentarios de Jessica Bracco, Andrés César y Matías Ciaschi. Todos los errores y omisiones son de mi exclusiva responsabilidad.

^{**} CEDLAS-Instituto de Investigaciones Económicas, Facultad de Ciencias Económicas, Universidad Nacional de La Plata, Argentina.

1. Introducción

La evidencia empírica indica un aumento global en la concentración de mercado y el poder de mercado corporativo, especialmente en los Estados Unidos (EE. UU.), donde los markups promedio han aumentado principalmente porque las firmas altamente rentables pudieron captar participaciones de mercado adicionales (IMF, 2019; De Loecker and Eeckhout, 2018; De Loecker et al., 2020). Aunque la mayoría de los estudios se centran en la economía de EE. UU., las importantes implicancias del poder de mercado para el crecimiento económico han generado una creciente preocupación por los efectos negativos de la reducción de la competencia en América Latina y el Caribe (ALC). En los países de ALC, los markups promedio parecen ser más altos que en los países de la OCDE y las rentas económicas tienden a concentrarse entre menos accionistas, lo que lleva a una mayor concentración de la propiedad empresarial en comparación con el resto del mundo (Eslava et al., 2021).

Una pregunta importante es qué factores están detrás de estas tendencias observadas en las medidas de poder de mercado. Es interesante notar que los cambios en los markups pueden surgir de cambios dentro de las firmas y alteraciones en la distribución de firmas. De Loecker et al. (2016) examinan la liberalización comercial de India y encuentran que, si bien las reducciones de aranceles de insumos redujeron los costos, los markups a nivel firma aumentaron. Sus hallazgos subrayan una variación sustancial en los markups a lo largo del tiempo y entre firmas. Autor et al. (2020) argumentan que la globalización y los avances tecnológicos dirigen las participaciones de mercado hacia las firmas más productivas en cada sector, fomentando la aparición de firmas “superestrella” con una mayor concentración del mercado de productos y un aumento en los markups promedio ponderados por ventas.¹ Los datos históricos de EE. UU. analizados por De Loecker et al. (2020) revelan que, si bien los markups medianos se han mantenido estables, los percentiles superiores de la distribución de markups han aumentado, lo que potencialmente lleva a una disminución en la participación laboral (Karabarbounis and Neiman, 2014; Acemoglu and Restrepo, 2019). De Loecker and Eeckhout (2018) y Díez et al. (2021) documentan un aumento global en los markups, atribuido principalmente a una redistribución de participaciones de mercado de firmas con bajos markups a firmas con altos markups. Esta rama de la literatura asume que los markups de las firmas se correlacionan con sus participaciones de mercado, lo que implica que el aumento observado en los markups indica un aumento en la concentración de mercado.

¹Trabajos relacionados de Autor and Salomons (2018) y Autor et al. (2017) vinculan estas tendencias con el debate sobre la participación laboral, sugiriendo que el surgimiento de firmas superestrella intensivas en capital, particularmente en los sectores digitales y de tecnología de la información, ha contribuido a la disminución de la participación laboral en los ingresos (Autor et al., 2020; Bauer and Lashkari, 2018). Si bien las firmas superestrella se observan predominantemente en los sectores digitales y de servicios que se benefician de las economías de plataforma, también se observan tendencias similares, aunque menos pronunciadas, entre los líderes tecnológicos en la manufactura (Andrews et al., 2016; Stiebale, 2016).

En este trabajo, examinamos las tendencias en la concentración de mercado y el poder de mercado en un país de América Latina y evaluamos el rol de dos posibles impulsores del poder de mercado. Nos enfocamos en el sector manufacturero de Colombia para el período 2001-2016 y estudiamos cómo la globalización y la tecnología pueden afectar la distribución de las medidas de poder de mercado. Ambos fenómenos tienen el potencial de beneficiar significativamente a las economías al avanzar en la frontera tecnológica mediante un acceso mejorado a nuevas tecnologías, insumos intermedios y una competencia intensificada.

El objetivo de este trabajo es doble. Primero, buscamos documentar la evolución de la concentración de mercado y los markups en Colombia, así como su vínculo con los beneficios (o rentabilidad), el tamaño de la firma, la participación laboral y los salarios promedio. Para calcular los markups, utilizamos el método de la producción, que se basa en elasticidades de producción estimadas y condiciones de primer orden de minimización de costos como en [De Loecker and Warzynski \(2012\)](#) y [De Loecker et al. \(2020\)](#).

Segundo, definimos episodios particulares dentro de nuestra muestra en los cuales investigamos el rol de la globalización y la tecnología de automatización en la distribución de los markups. Nos enfocamos en dos escenarios: 1) el shock de competencia de importaciones dado por la penetración de importaciones chinas en Colombia y, 2) los cambios en la disponibilidad de robótica. Combinamos datos del universo de plantas manufactureras colombianas en 2001-2016 con datos de flujos comerciales y datos sobre adopción de robots de la Federación Internacional de Robótica (IFR), y aprovechamos el hecho de que en Colombia diferentes industrias han estado expuestas a shocks de comercio y automatización de manera diferencial durante las últimas décadas. Realizamos un análisis a nivel industria y a nivel firma, con el fin de capturar tanto las reacciones dentro de las firmas como también los fenómenos agregados que podrían explicarse por el rol de la reasignación dentro de la industria en respuesta a los shocks.

Durante el período de estudio, China se unió a la Organización Mundial del Comercio (OMC) en diciembre de 2001, impactando significativamente el comercio global. Este notable crecimiento de China en las últimas décadas ofrece una oportunidad única para medir el efecto causal del comercio en los resultados relevantes de poder de mercado. Para la identificación, aprovechamos el hecho de que en 2001-2006, la penetración de importaciones chinas (medida como el valor total de las importaciones desde China en relación con la absorción doméstica) aumentó drásticamente en Colombia, pero esta expansión varió ampliamente entre las industrias manufactureras. Para tener en cuenta la naturaleza endógena del comercio, aplicamos una estrategia de variable instrumental (IV) que también se utiliza en otros trabajos de la literatura ([Autor et al., 2013, 2014](#); [Acemoglu et al., 2016](#); [César and Falcone, 2020](#)).

La automatización y la robotización son fenómenos recientes que pueden ampliar las disparidades entre firmas a través de avances tecnológicos sesgados por escala. Aunque los países de

América Latina están rezagados en comparación con las economías desarrolladas en la adopción de robótica, la automatización y la robotización han aumentado significativamente en las últimas dos décadas. Utilizando datos de la Federación Internacional de Robótica (IFR), analizamos la adopción de robots como un proxy para el impacto de la automatización en el poder de mercado en las industrias colombianas. Dada la baja adopción de robots en Colombia, medir directamente su impacto en el poder de mercado es un desafío. Por lo tanto, este trabajo examina cómo las tendencias de automatización en otros países influyen indirectamente en la dinámica del poder de mercado en las industrias de Colombia a lo largo del tiempo.

Nuestro análisis indica que ambos fenómenos tienen el potencial de afectar la distribución de los markups. Específicamente, encontramos que la competencia de importaciones chinas reduce los markups tanto a nivel firma como industria. Un análisis adicional a nivel industria revela que la penetración de importaciones chinas ha resultado en una reducción de los markups incluso entre las firmas más grandes. En promedio, un aumento de un punto porcentual en la penetración de importaciones chinas lleva a una disminución del 1 % en el markup de una firma. Además, nuestros hallazgos muestran que las industrias con mayor exposición a la automatización tienden a exhibir markups más bajos aunque hay resultados heterogéneos entre firmas de diferente tamaño. Las firmas más grandes se benefician del potencial de automatización. Esto refleja la compleja dinámica del mercado influenciada por el cambio tecnológico.

Contribuimos a la literatura en dos aspectos. Proporcionamos evidencia sobre la evolución de las medidas de poder de mercado en un país latinoamericano, Colombia, y examinamos la relación entre la globalización, el cambio tecnológico y el poder de mercado. Este trabajo tiene como objetivo determinar si los escenarios de comercio y tecnología llevan a una reducción en los markups agregados, ya sea a través de disminuciones dentro de las firmas o mediante la redistribución de ventas entre firmas heterogéneas.

Este trabajo está organizado de la siguiente manera. En la Sección 2 discutimos brevemente los datos de la encuesta de firmas. En la Sección 3 explicamos cómo se obtienen los markups y proporcionamos estimaciones de markups y rentabilidad. En la Sección 4 describimos la evolución del poder de mercado en Colombia. En la Sección 5 damos más detalles sobre la estrategia empírica para estimar el impacto causal de la globalización y la tecnología de automatización en la concentración y el poder de mercado, mientras que en la Sección 6 presentamos los resultados principales. La Sección 7 discute las limitaciones y ejercicios de robustez, y la Sección 8 concluye.

2. Datos

Para nuestro análisis, utilizamos un censo anual de plantas, la Encuesta Anual Manufacturera de Colombia (EAM), que abarca los años 1995 a 2016. Este conjunto de datos cubre todas las

plantas manufactureras con al menos 10 empleados o con ingresos por encima de un umbral dado que se actualiza anualmente, y contiene alrededor de 6000 plantas por año.² El censo contiene información sobre ingresos, inversión, capital³, trabajo, masa salarial, gastos en materiales y energía (electricidad y combustibles), otros gastos, afiliación industrial, entre otras variables que utilizamos para calcular medidas de poder de mercado en Colombia. Es importante destacar que estos datos nos permiten calcular medidas de concentración industrial, tasas de rentabilidad, y basarnos en el enfoque de producción para medir los markups a nivel firma e industria. Utilizamos deflatores de capital, materiales y producción para construir medidas consistentes de insumos y productos a lo largo del tiempo. La Tabla 1 resume la estructura del conjunto de datos. Entre 2000 y 2001 hay un cambio en la clasificación de industrias de la Clasificación Industrial Internacional Uniforme (CIIU) Revisión 2 a la CIIU Revisión 3. Utilizamos todos los años disponibles de datos para estimar parámetros tecnológicos y markups, y un panel más corto de 2001 a 2016 para el análisis de regresión.⁴ Seguimos a las firmas desde 2001 hasta 2016, incluyendo las firmas que entran y salen de la muestra durante este período.

Tabla 1: Resumen de la encuesta de firmas

	Año-firma	Año-industria	Año-industria
		Rev.2	Rev.3
	(1)	(2)	(3)
Panel 1995-2000	38,714	360	0
Panel 2001-2011	72,875	659	1,187
Panel 2012-2016	39,067	300	532

Notas: Número de observaciones a nivel firma y a nivel industria de 4 dígitos. Las industrias se definen según las clasificaciones CIIU Rev. 2 y CIIU Rev. 3.

Los datos a nivel de firma se complementan con información anual a nivel industria de dos fuentes de datos adicionales. Por un lado, utilizamos información sobre flujos comerciales del World Integrated Trade Solution (WITS) compilada por el Banco Mundial a partir de la Base de Datos de Estadísticas de Comercio de Productos Básicos de las Naciones Unidas (US COMTRADE) y el Sistema de Información de Análisis Comercial (TRAINS) durante el período 1995-2016. Contiene información sobre valores en dólares de importación y exportación, cantidades, socios comerciales y códigos de productos (a nivel de 6 dígitos del Sistema Armonizado de nomenclatura

²La unidad de observación es un establecimiento (planta), pero nos referimos a él como una firma.

³El capital es el valor del stock de capital físico (menos la depreciación acumulada) e incluye tierras, edificios, maquinaria, equipos, herramientas y vehículos.

⁴Realizamos el análisis de regresión utilizando los paneles disponibles para la clasificación CIIU Revisión 3 ya que permite un mayor nivel de desagregación.

arancelaria) y puede ser emparejada con el panel de firmas a nivel de desagregación de 4 dígitos de la clasificación CIIU. Así, podemos construir una medida de la penetración de importaciones chinas en Colombia y otros países, que varía a nivel de industria-año (a nivel de 4 dígitos de la CIIU Rev. 3). Por otro lado, utilizamos información sobre la adopción de robots de la IFR. IFR realiza encuestas anuales sobre el número de robots industriales enviados a las firmas en todo el mundo por los fabricantes de robots, cubriendo muchos países, incluidos EE. UU., Colombia, China y países europeos adoptantes durante el período 1995-2016.⁵ Los datos de la IFR se construyen a un nivel más alto de agregación para un total de 15 sectores manufactureros: alimentos y bebidas; textiles y confección; madera y muebles; papel e impresión; productos farmacéuticos y cosméticos; productos químicos; caucho y plásticos; vidrio, piedra y minerales; metales básicos; productos metálicos; electrónica; maquinaria industrial; automotriz; construcción naval y aeroespacial; y manufactura diversa. Complementamos estos datos con las estadísticas de empleo de la industria de la OCDE para obtener información sobre el número de trabajadores en otros países.

3. Marco empírico para la estimación de markups

El markup generalmente se define como el precio del producto dividido por el costo marginal. Estimar markups en la práctica es un desafío porque los datos sobre costos marginales y precios no siempre están disponibles. Se han adoptado dos métodos principales para obtener markups: el enfoque de demanda y el enfoque de producción.⁶ Aplicamos el enfoque de producción desarrollado por [De Loecker and Warzynski \(2012\)](#) y [De Loecker et al. \(2020\)](#), que se basa en las condiciones de primer orden del problema de minimización de costos en insumos flexibles de una firma que enfrenta precios unitarios exógenos y constantes en los mercados de insumos para obtener markups. A diferencia del enfoque de demanda, este método no requiere imponer un modelo específico de cómo compiten las firmas; solo requiere observar los ingresos y gastos para cada insumo disponible a nivel firma y los parámetros de la función de producción estimados. A continuación, presentamos este marco empírico para calcular markups.

3.1. El enfoque de producción

Esta sección sigue de cerca a [De Loecker and Warzynski \(2012\)](#) y [Raval \(2023\)](#). Tenemos una firma i en un momento t que produce un producto con una función de producción $Q_{it} =$

⁵Un robot industrial se define por la IFR según la Organización Internacional de Normalización (ISO 8373:2012) como “un manipulador automáticamente controlado, multipropósito, (re)programable en tres o más ejes, que puede ser fijo o móvil para su uso en aplicaciones de automatización industrial”.

⁶El enfoque de demanda consiste en estimar elasticidades de precios de la demanda que requieren especificar un sistema de demanda y establecer supuestos sobre cómo compiten las firmas. Para una discusión detallada, véase [De Loecker et al. \(2020\)](#)

$F_{it}(K_{it}, X_{it}^1, \dots, X_{it}^V, \omega_{it})$, donde K_{it} es el capital y X_{it} son insumos variables. Nótese que la firma puede depender de V insumos variables, como trabajo, insumos intermedios y electricidad. Un insumo es variable cuando es lo suficientemente flexible como para que la cantidad óptima del insumo sea la solución de un problema de optimización estática. Los insumos intermedios como materiales y energía se consideran típicamente insumos estáticos. El trabajo es un insumo flexible pero no tan flexible como los materiales y la energía debido a los posibles costos de contratación, capacitación y despido. El capital es un factor de producción mucho menos flexible, sujeto a costos de ajuste, tiempo de construcción y depreciación, y generalmente se considera como la solución de un problema de optimización dinámica. En nuestro contexto, consideramos que los insumos flexibles son insumos intermedios, m , definidos como la suma de gastos en materiales y energía, y trabajo, l , definido como el número de trabajadores.

La firma recibe el precio P_{it} por su producto y enfrenta precios de insumos p_{it}^v para el insumo v . Luego, una firma que minimiza costos establece productos marginales iguales a los precios de los insumos. Esto implica, para el insumo variable X_{it}^v , que

$$P_{it} \frac{\partial F_{it}}{\partial X_{it}^v} = \frac{P_{it}}{\lambda_{it}} p_{it}^v, \quad \text{donde } v = m, l. \quad (1)$$

donde λ_{it} es el costo marginal de la firma.⁷ El lado izquierdo es el producto marginal del ingreso al aumentar el insumo X_{it}^v . El lado derecho es el costo marginal de aumentar X_{it}^v – su precio, p_{it}^v – multiplicado por el markup $\frac{P_{it}}{\lambda_{it}}$. A continuación, podemos reorganizar los términos y multiplicar cada lado por $\frac{X_{it}^v}{F_{it}}$ para obtener una expresión que relacione los markups con la proporción de insumos flexibles en los ingresos y la elasticidad del producto de los insumos flexibles. Es decir, la condición de primer orden del insumo variable v de la firma i en el sector de 2 dígitos s y el año t se puede escribir como

$$\mu_{ist} = \frac{\theta_s^v}{S_{ist}^v}, \quad \text{donde } v = m, l. \quad (2)$$

El markup μ , definido como el precio del producto sobre el costo marginal, es el ratio de la elasticidad del producto del insumo variable v , θ^v , y la participación del insumo variable v en los ingresos de la firma, S^v . La participación del insumo v en los ingresos de la firma se calcula a partir de los datos de la encuesta de firmas de manera directa, mientras que la elasticidad del producto θ^v es un parámetro estimable que representa la tecnología en el sector s .

Bajo el supuesto de que la firma puede ajustar libremente las cantidades de insumos flexibles a un precio de insumo dado, y cuando se evalúa en los verdaderos parámetros θ_s^v , la ecuación (2) se cumple para todos los insumos flexibles simultáneamente. Denotemos $\hat{\theta}_s^m$ y $\hat{\theta}_s^l$ como las estimaciones a nivel de sector previamente obtenidas de las elasticidades del producto de los insumos

⁷El multiplicador de Lagrange en la función de producción en el problema de minimización de costos.

intermedios y el trabajo. Un estimador del markup a nivel de firma, $\hat{\mu}_{ist}^A$, se da por la solución de mínima distancia al sistema sobreidentificado (2) como

$$\hat{\mu}_{ist}^A = \arg \min_{\mu} \left(\begin{array}{c} \mu - \hat{\theta}^m / S_{ist}^m \\ \mu - \hat{\theta}^l / S_{ist}^l \end{array} \right) W \left(\mu - \hat{\theta}^m / S_{ist}^m, \mu - \hat{\theta}^l / S_{ist}^l \right) \quad (3)$$

donde W es una matriz de ponderación 2×2 . Alternativamente, los markups se pueden estimar a partir de una sola condición de primer orden, basada únicamente en insumos intermedios m , o únicamente en trabajo l , como

$$\hat{\mu}_{ist}^B = \hat{\theta}^m / S_{ist}^m \quad (4)$$

$$\hat{\mu}_{ist}^C = \hat{\theta}^l / S_{ist}^l. \quad (5)$$

En la implementación empírica, calculamos las estimaciones de los markups basadas en las tres alternativas: $\hat{\mu}_{ist}^A$, $\hat{\mu}_{ist}^B$ y $\hat{\mu}_{ist}^C$. Nos referimos a estas estimaciones como método de mínima distancia, condiciones de primer orden de insumos intermedios y condiciones de primer orden de trabajo, respectivamente.

Exploramos la robustez de las tres estimaciones de markups. Nuestra estimación base se calcula utilizando elasticidades de producto estimadas económicamente en el contexto de una función de producción, siguiendo el enfoque de [Olley and Pakes \(1996\)](#) (control de inversión). Nuestra segunda estimación se basa en elasticidades de producto obtenidas utilizando el enfoque de [Akerberg et al. \(2015\)](#) (control de insumos intermedios). Nuestra tercera estimación se basa en elasticidades de producto calibradas a partir de participaciones en costos. A continuación, se detallan los métodos para la estimación de las elasticidades de producto.

3.2. Estimación de las elasticidades de producto

Como se mencionó anteriormente, la estimación de los markups requiere estimaciones de las elasticidades de producto de los insumos intermedios y del trabajo. Las elasticidades de producto pueden ser calibradas o estimadas económicamente en el contexto de una función de producción. Para fines comparativos, estimamos θ^m y θ^l utilizando tres métodos de estimación que discutimos a continuación. Bajo los tres métodos discutidos, estimamos una elasticidad de producto invariante en el tiempo que varía a nivel sectorial (CIU Rev. 2 de 2 dígitos). Existen 9 sectores y, por lo tanto, 9 parámetros: (1) Alimentos y bebidas; (2) Textiles y confección; (3) Madera y productos de madera; (4) Papel e impresión; (5) Productos químicos; (6) Minerales y productos minerales; (7) Metales básicos y productos metálicos; (8) Maquinaria y equipo; (9) Otras manufacturas. Cabe destacar que, en este contexto, un sector se define a nivel de dos dígitos y no es lo mismo que una

industria, que definimos a nivel de cuatro dígitos. Una industria representa un nivel de desagregación más fino.

3.2.1. El enfoque de participación en costos

Bajo el supuesto de rendimientos constantes a escala, la participación en costos del insumo v en el costo variable total a nivel de firma es igual a la elasticidad de producto. La participación en costos del insumo intermedio y del trabajo se puede expresar como

$$\theta_{ist}^m = \frac{ExpM_{ist}}{ExpM_{ist} + ExpL_{ist} + r_t K_{ist}}, \quad \theta_{ist}^l = \frac{ExpL_{ist}}{ExpM_{ist} + ExpL_{ist} + r_t K_{ist}}, \quad (6)$$

donde $ExpM$ es el gasto en insumos intermedios, $ExpL$ es el gasto en trabajo, y rK es el costo de utilizar el stock de capital instalado. El costo de uso del capital r es el mismo para todas las firmas y se define como la suma de la tasa de interés real y la tasa de depreciación del capital. Las variables a nivel firma $ExpM$, $ExpL$ y K provienen de la encuesta de firmas. La tasa r se calcula a partir de la tasa de interés real para Colombia de los Indicadores del Desarrollo Mundial, y la tasa de depreciación se establece en un 10 por ciento. Trabajamos bajo dos escenarios: una tasa de interés real variable en el tiempo y una tasa de interés real fija calculada como el promedio durante el período 1995-2015. El costo promedio de uso del capital es 0.199. La correlación entre las participaciones en costos a nivel de firma calculadas con una r fija y con una r variable en el tiempo es de 0.9899.

El estimador para las elasticidades de producto a nivel sectorial se define como

$$\hat{\theta}_s^m = \frac{1}{T} \sum_t Med(\theta_{ist}^m), \quad \hat{\theta}_s^l = \frac{1}{T} \sum_t Med(\theta_{ist}^l), \quad (7)$$

donde T es el número de períodos de tiempo. Para cada sector s , primero calculamos la mediana entre firmas, para cada año, y luego calculamos el promedio entre años.

Los resultados se muestran en los Apéndices B, Tablas B1 y B2, columnas (1) a (4). En las columnas (1) y (3), el costo de uso del capital r varía entre años, mientras que en las columnas (2) y (4) el costo de uso del capital es invariable en el tiempo. Las columnas (1) y (2) utilizan todos los años de datos disponibles (1995-2016), mientras que las columnas (3) y (4) restringen la muestra a un período de tiempo más corto con baja deserción en el panel de firmas y la clasificación de industria Revisión 3 (2001-2011). Los paneles horizontales (1) a (9) corresponden a los nueve sectores de manufactura de dos dígitos. Los resultados son muy similares entre las cuatro columnas, con elasticidades de producto para insumos intermedios que varían entre 0.50 y 0.71, y elasticidades de producto para trabajo que varían entre 0.18 y 0.30. La correlación entre columnas se muestra en el panel superior de la Tabla B3. Oscilan entre 0.96 y 0.98, lo que implica que el uso de una tasa de

interés real fija o variable en el tiempo o una muestra más corta no tiene una gran influencia en las estimaciones de la elasticidad de producto. Usamos la columna (1) como nuestra estimación base para el enfoque de participación en costos.

3.2.2. El enfoque de función de control basado en inversión

El enfoque de función de control, también conocido como el enfoque de proxy de inversión, fue desarrollado por [Olley and Pakes \(1996\)](#) y está motivado por preocupaciones sobre la endogeneidad en la estimación econométrica de funciones de regresión de producto en relación con los insumos. La tecnología de la firma i en el sector s está dada por

$$y_{ist} = \theta_s^m m_{ist} + \theta_s^l l_{ist} + \theta_s^k k_{ist} + \omega_{ist} + \varepsilon_{ist}, \quad (8)$$

donde y es el producto en logaritmos, m , l y k son los insumos intermedios, el trabajo y el capital en logaritmos, ω es la productividad no observada que afecta las decisiones de insumos de la firma, y ε es el error de medición en el producto. La estimación de θ^m y θ^l se basa en el supuesto de que las decisiones de inversión son dinámicas y dependen de manera monótonica de ω y del stock de capital predeterminado. Al invertir la función de decisión, la inversión puede usarse para controlar no paramétricamente a ω . La ecuación de regresión es la siguiente

$$y_{ist} = \theta_s^m m_{ist} + \theta_s^l l_{ist} + \phi(k_{ist}, i_{ist}, z_{jt}) + \varepsilon_{ist}, \quad (9)$$

donde i es la inversión y z son los factores que afectan la demanda de inversión a nivel de industria de 4 dígitos. El coeficiente θ^k se recupera en una segunda etapa de estimación que requiere datos de panel. En nuestro caso, sin embargo, solo necesitamos $\hat{\theta}^m$ y $\hat{\theta}^l$, por lo que la segunda etapa no es necesaria. La primera etapa de la regresión (9) puede estimarse con cortes transversales de firmas.

Estimamos la regresión (9) por separado para cada uno de los 9 sectores de manufactura. Los coeficientes varían entre sectores, pero son fijos en el tiempo. Aproximamos la función ϕ con un polinomio de segundo grado en capital e inversión, efectos de industria de 4 dígitos por año, y efectos de industria de 4 dígitos interactuados con inversión.

Los resultados se muestran en el Apéndice B, Tabla [B2](#), columnas (5) y (6), para la muestra completa y la muestra de panel de un período de tiempo más corto. Las estimaciones son generalmente menores que las basadas en participaciones en costos (columnas 1 a 4) en el caso de los insumos intermedios y mayores en el caso del trabajo. La correlación entre las columnas (5) y (6) se muestra en el panel inferior de la Tabla [B3](#). Oscilan entre 0.96 y 0.99. Usamos la columna (5) como nuestra estimación base para el enfoque de control de inversión.

3.2.3. El enfoque de función de control basado en insumos intermedios

El método de Olley y Pakes se basa en la observación de tasas de inversión estrictamente positivas. Sin embargo, en las encuestas de firmas, la inversión reportada a menudo es cero, lo que puede reducir sustancialmente el número de observaciones. [Levinsohn and Petrin \(2003\)](#) y [Akerberg et al. \(2015\)](#) señalan que los insumos intermedios también son función de la productividad no observada ω y suelen reportarse como estrictamente positivos en los datos de firmas. Proponen métodos que utilizan los insumos intermedios como control para la productividad no observada. Estos métodos requieren datos de panel para estimar todos los coeficientes. Los detalles del método de estimación dependen de los supuestos del modelo.

Asumimos que los insumos intermedios son una función de la productividad no observada, del capital predeterminado, del trabajo previamente determinado y de los factores que afectan la demanda de insumos a nivel de industria de 4 dígitos z_{jt} . La función de decisión de insumos se invierte para controlar no paramétricamente a ω en la ecuación de la función de producción. La ecuación de regresión de primera etapa se convierte en

$$y_{ist} = \phi(m_{ist}, l_{ist}, k_{ist}, z_{jt}) + \epsilon_{ist} \quad (10)$$

y proporciona estimaciones del valor de la función no paramétrica ϕ para cada punto de datos $(\hat{\phi}_{ist})$.

La segunda etapa de la estimación se basa en el supuesto de que ω sigue un proceso Markoviano de primer orden dado por $\omega_{ist} = g(\omega_{ist-1}) + \xi_{ist}$, donde g es desconocido. El término de innovación se puede escribir como

$$\xi_{ist} = \left(\phi_{ist} - \theta_s^m m_{ist} - \theta_s^l l_{ist} - \theta_s^k k_{ist} \right) - g \left(\phi_{ist-1} - \theta_s^m m_{ist-1} - \theta_s^l l_{ist-1} - \theta_s^k k_{ist-1} \right) \quad (11)$$

Bajo el supuesto de que el capital es predeterminado y que el trabajo se determina después de la realización de ξ_{ist} , los coeficientes de elasticidad de producto se estiman conjuntamente a partir de las condiciones de momento $E(k_{ist}\xi_{ist}) = 0$, $E(l_{ist-1}\xi_{ist}) = 0$, $E(m_{ist-1}\xi_{ist}) = 0$, con una aproximación polinómica a g .

Estimamos la primera etapa con un polinomio de segundo grado con términos de interacción completa para insumos intermedios, trabajo y capital, efectos de industria de 4 dígitos por año e interacciones de insumos intermedios con efectos de industria de 4 dígitos. En la segunda etapa usamos un polinomio de segundo grado para aproximar la función g .

Los resultados se muestran en el Apéndice B, Tablas [B1](#) y [B2](#), columna (7) para la muestra de panel (análoga a las muestras en columnas 2, 4, 6). En general, los resultados son más similares a los obtenidos utilizando el enfoque de control de inversión (columnas 5 y 6) que al enfoque de

participación en costos (columnas 1 a 4).

3.3. Estimación de markups

Para fines de comparación, calculamos nueve estimaciones alternativas de markups a nivel firma, correspondientes a combinaciones pareadas de los tres enfoques de las condiciones de primer orden de minimización de costos (mínima distancia basado tanto en insumos intermedios como en trabajo, μ^A , basado solo en insumos intermedios, μ^B , basado solo en trabajo, μ^C) y los tres enfoques de estimación de elasticidades de producto (control de inversión, control de insumos intermedios, participación en costos). Aunque hay similitudes entre algunas estimaciones, también existen diferencias importantes.

La Tabla B4 del Apéndice B reporta estadísticas descriptivas de los markups a nivel firma. Los markups calculados utilizando el enfoque de mínima distancia (μ^A) se muestran en las columnas (1) a (3), que corresponden a diferentes estimaciones de la elasticidad de producto (control de inversión, control de insumos intermedios, participación en costos). Los markups promedio son 77, 79 y 54 por ciento, mientras que los markups medianos son inferiores a los promedio, con 67, 65 y 46 por ciento. En general, los markups promedio ponderados por ventas son mayores que los promedios simples, lo que sugiere que las firmas más grandes cobran markups mayores. Cuando estimamos los markups usando solo las condiciones de primer orden basadas en insumos intermedios o en trabajo, los resultados tienden a ser diferentes. Por un lado, los markups estimados usando insumos intermedios (μ^B) son más bajos (columnas 4 a 6): los markups promedio son 39, 31 y 46 por ciento y los medianos son solo 22, 13 y 28 por ciento. Por otro lado, los markups estimados usando trabajo (μ^C) son generalmente más altos (columnas 7 a 9): los markups promedio son 101, 110 y 49 por ciento y los medianos son solo 77, 78 y 32 por ciento.

Además, exploramos las correlaciones entre las estimaciones de markups. La Tabla B5 del Apéndice B reporta estos resultados. Primero, calculamos cómo se correlacionan los markups calculados a partir de las mismas condiciones de primer orden; es decir, obtenemos la correlación entre las estimaciones en las columnas (1,2,3); (4,5,6); (7,8,9) (Tabla B5 Panel A). En este caso, las correlaciones varían de 0.83 a 0.98. En segundo lugar, calculamos cómo se correlacionan los markups calculados a partir de las mismas elasticidades de producto. La correlación entre las estimaciones en las columnas (1,4,7); (2,5,8); (3,6,9) varía de 0.33 a 0.79 (Tabla B5 Panel B). Esto implica que al analizar similitudes entre estimaciones en diferentes columnas, la definición de las condiciones de primer orden de las que se obtiene el markup es más relevante que el método de estimación de la elasticidad de producto.

Además, puede ser útil estudiar las correlaciones entre los markups y las ventas o los benefi-

cios.⁸ La Tabla B6 del Apéndice B reporta estos resultados. La correlación con las ventas (normalizada por año y media de la industria de 4 dígitos) es positiva para las estimaciones de mínima distancia (μ^A) y las estimaciones basadas en condiciones de primer orden de trabajo (μ^C), mientras que es negativa para las estimaciones basadas en condiciones de primer orden de insumos intermedios (μ^B). Se ha encontrado una correlación positiva entre markups y ventas en estudios que utilizan diferentes enfoques para la estimación de markups (Nevo, 2001; Atkin et al., 2015; De Loecker et al., 2016; Autor et al., 2020; De Loecker et al., 2020; Garcia-Marin and Voigtländer, 2019).⁹ La correlación con la tasa de beneficios (ingresos sobre costos) es positiva para todas las estimaciones.

En resumen, nuestras estimaciones base son las obtenidas del enfoque de mínima distancia y el control de inversión (resumidas en la Tabla B4, columna 1). En nuestro análisis empírico, exploramos además la robustez al uso de las estimaciones resumidas en las columnas 2 y 3. Estas estimaciones producen markups promedio y medianos plausibles y se correlacionan positivamente con las ventas. Desde un punto de vista conceptual, las estimaciones de mínima distancia (μ^A) consideran las dos condiciones de primer orden del problema de minimización de costos con insumos flexibles. Las estimaciones basadas únicamente en las condiciones de primer orden de insumos intermedios (columnas 4 a 6) no muestran una correlación positiva clara con las ventas, mientras que las estimaciones basadas únicamente en las condiciones de primer orden de trabajo (columnas 7 a 9) son más altas en magnitud.

4. La evolución del poder de mercado en Colombia

Esta sección se basa exclusivamente en datos de la base de firmas y tiene como objetivo proporcionar una descripción de la evolución de la concentración de mercado y los markups, así como su asociación empírica con otras variables a nivel firma e industria. La Tabla 2 muestra la importancia relativa de cada sector manufacturero de 2 dígitos en términos de participación en los ingresos totales de la manufactura. Los sectores con mayores participaciones en los ingresos son Alimentación y bebidas, Productos químicos, Textiles y confección, y Maquinaria y equipo. La estructura sectorial se mantiene relativamente estable a lo largo del tiempo, con la excepción de la disminución en la participación de Otros productos manufacturados en 2012.

⁸La definición y construcción de la tasa de beneficios se discute en la Sección 4.

⁹Ver [Dhingra and Morrow \(2019\)](#) para una discusión.

Tabla 2: Sectores manufactureros. Participación en los ingresos

	2001	2006	2012	2016
	(1)	(2)	(3)	(4)
Alimentos, bebidas	0.32	0.26	0.28	0.31
Textiles, ropa	0.13	0.12	0.10	0.09
Productos de madera	0.01	0.01	0.02	0.02
Papel, impresión	0.08	0.08	0.05	0.05
Productos químicos	0.18	0.20	0.30	0.25
Productos minerales	0.03	0.04	0.04	0.05
Metales básicos	0.02	0.04	0.04	0.04
Maquinaria, equipo	0.08	0.10	0.09	0.08
Otros manufacturados	0.14	0.14	0.08	0.11

Notas: Participación de los sectores de 2 dígitos (CIIU Rev. 2) en los ingresos totales de la manufactura.

4.1. Concentración de mercado

Un aspecto clave para comprender la dinámica del poder de mercado en Colombia es el estudio de la concentración en el mercado. En la práctica, se utilizan varios indicadores para medir y evaluar la concentración. En esta sección, nos referiremos a dos indicadores comúnmente utilizados: el ratio de concentración (CR) y el índice Herfindahl-Hirschman (HHI).

Los ratios de concentración se definen como la participación en el mercado de ingresos que tienen las firmas más grandes dentro del sector manufacturero. Un alto ratio de concentración indica que unas pocas firmas dominan el mercado, lo que puede sugerir una estructura de mercado oligopólica. Por el contrario, un bajo ratio de concentración implica una mayor competencia entre un número mayor de pequeñas firmas. Formalmente, el ratio de concentración K se define como

$$CR_t^K = \frac{\sum_{i=1}^K \text{Ingresos}_{it}}{\sum_{i=1}^N \text{Ingresos}_{it}} \quad \text{para } K = \{4, 10, 25\} \quad (12)$$

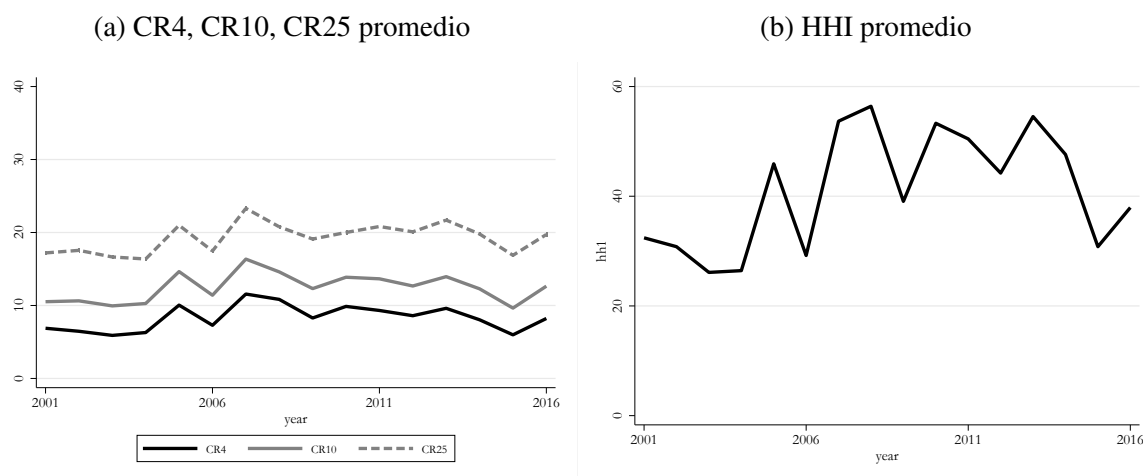
donde i indexa las firmas, N es el número total de firmas, y, al sumar de 1 a K , las firmas se ordenan de mayor a menor ingreso. Calculamos tres medidas diferentes de los ratios de concentración agregados: CR_4 , CR_{10} y CR_{25} .

El HHI es la suma de los cuadrados de las participaciones en el mercado de ingresos de todas las firmas en el sector manufacturero. Cuanto mayor es el HHI, más concentrado está el mercado. Formalmente, el HHI en el año t puede expresarse como

$$HHI_t = \sum_{i=1}^N \left(\frac{\text{Ingresos}_{it}}{\sum_{i=1}^N \text{Ingresos}_{it}} \right)^2 \quad (13)$$

La Figura 1 muestra la evolución de las medidas de concentración agregada. Entre 2001 y 2007, la concentración muestra una ligera tendencia ascendente, mientras que entre 2008 y 2016, la concentración fluctúa.¹⁰ La concentración agregada sugiere que las 25 mayores firmas representan menos del 25 por ciento de todos los ingresos manufactureros durante el período. La afiliación industrial de las 25 mayores firmas es variada. Por ejemplo, en 2005, 10 de las 25 firmas están en Otros productos manufacturados, 8 firmas en industrias relacionadas con alimentos (lácteos, azúcar, cacao, chocolate y confitería de azúcar, bebidas alcohólicas, bebidas no alcohólicas y agua mineral), y las 8 firmas restantes en diferentes categorías industriales de 4 dígitos (ver Tabla A1 en el Apéndice).

Figura 1: Concentración en la manufactura



Notas: La figura muestra las medidas de concentración de mercado en el sector manufacturero. Panel (a): Ratios de concentración promedio (CR4: línea negra sólida, CR10: línea gris sólida, CR25: línea gris punteada). Panel (b): HHI promedio.

4.2. Markups

Otro aspecto importante al analizar la dinámica del poder de mercado en Colombia es el estudio de los markups y la tasa de beneficios. Primero presentamos estadísticas descriptivas de los markups estimados a nivel firma para dos períodos de tiempo, 2001-2008 y 2009-2016 (Tabla 3, panel superior), y luego evaluamos los markups por sectores. Durante 2001-2008, el markup promedio es del 72 por ciento y aumenta al 76 por ciento durante 2009-2016. La tasa de beneficios promedio también aumenta entre los períodos. Los markups medianos son estables y varían entre 56 y 59. El markup promedio ponderado¹¹ es mucho mayor, alcanzando el 124 por ciento durante

¹⁰La Figura A1 en el Apéndice muestra la evolución de las medidas CR4 y CR10 para cada sector manufacturero.

¹¹Calculamos el markup promedio ponderado de la siguiente manera: $\mu_t = \sum_i m_{it} \mu_{it}$ donde m_{it} es la participación de ventas de cada firma en el año t .

2001-2008 y el 139 por ciento durante 2009-2016, lo que sugiere que los markups son más altos en las firmas grandes. La variabilidad de los markups entre firmas es de hecho muy alta, con los percentiles 10 y 90 que varían entre 3 y 172 por ciento. También hay una variación considerable entre sectores. Los markups son más altos en Otros productos manufacturados, Papel e impresión y Productos minerales. Entre los dos períodos, los markups aumentan notablemente en Químicos, de 98 por ciento a 138 por ciento.

Tabla 3: Estimaciones de markups y beneficios

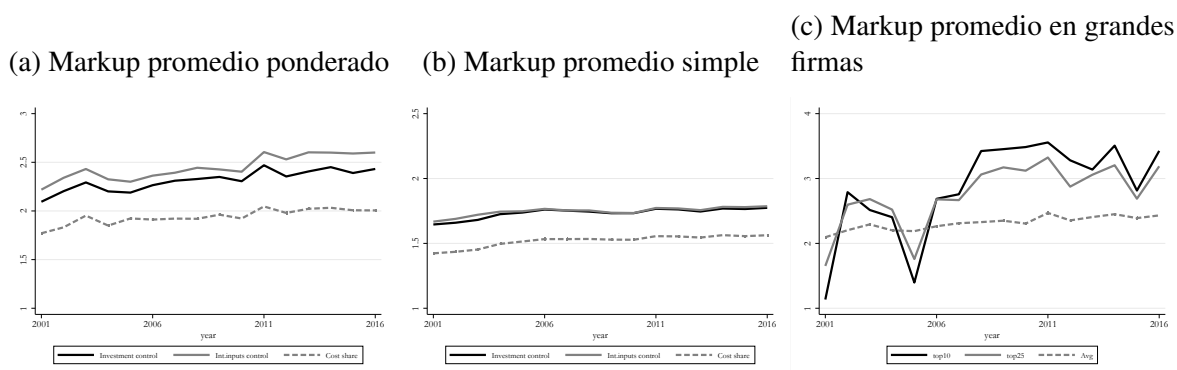
	Markup		Rentabilidad	
	2001- 2008 (1)	2009- 2016 (2)	2001- 2008 (3)	2009- 2016 (4)
Promedio ponderado	2.24	2.39	1.14	1.18
Media	1.72	1.76	1.06	1.09
Mediana	1.56	1.59	1.05	1.07
p10	1.05	1.03	0.72	0.70
p90	2.61	2.72	1.39	1.49
Alimentos, bebidas	2.20	2.24	1.11	1.17
Textiles, ropa	1.97	2.04	1.12	1.18
Productos de madera	1.69	1.69	1.13	1.14
Papel, impresión	2.54	2.60	1.10	1.12
Productos químicos	1.98	2.38	1.11	1.15
Productos minerales	2.38	2.55	1.16	1.27
Metales básicos	2.27	2.74	1.04	1.03
Maquinaria, equipo	2.01	2.01	1.11	1.14
Otros manufacturados	2.90	3.12	1.37	1.36

Notas: La tabla muestra estimaciones de markups y tasas de beneficio a nivel agregado (panel superior) y por sector de dos dígitos de la clasificación CIIU Rev. 2 (panel inferior). El panel inferior muestra promedios ponderados utilizando las ventas de las firmas. La tabla recorta observaciones con markups que están por encima y por debajo del 1er y 99no percentil de la distribución de markups.

La Figura 2 muestra el markup promedio ponderado y el promedio simple (Paneles (a) y (b)). Existe una tendencia creciente en los markups ponderados, mientras que el markup promedio simple es más estable en el tiempo. Este resultado es consistente con el aumento en la concentración: a medida que los ingresos manufacturados se vuelven más concentrados, el markup promedio ponderado aumenta incluso si el markup promedio simple no lo hace, siempre y cuando las firmas más grandes cobren mayores markups.¹² El Panel (c) muestra el markup promedio ponderado de

¹²La Figura A2 en el Apéndice muestra la evolución de los markups para cada sector manufacturero.

Figura 2: Markups en la manufactura



Notas: La figura muestra el markup promedio ponderado por ventas (estimación basada en la función de control de inversión: negro sólido, estimación basada en la función de control de insumos intermedios: gris sólido, estimación basada en participaciones de costo: gris punteado), markup promedio simple, y markup promedio ponderado para las 10 firmas más grandes (negro sólido), para las 25 firmas más grandes (gris sólido) y para todas las firmas (gris punteado) de 2001 a 2016.

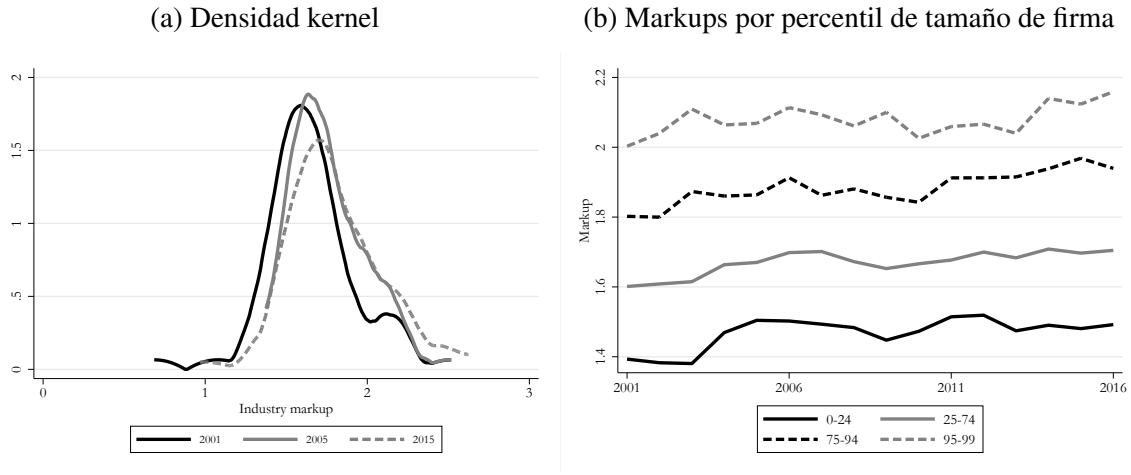
las 10 (negro sólido) y 25 (gris sólido) firmas más grandes en relación con el markup promedio ponderado de todas las firmas (gris punteado). Los markups son efectivamente más altos en las firmas más grandes a lo largo del período, con la excepción de 2005.

Para obtener una visión más profunda sobre la dinámica de los markups de las firmas a lo largo del tiempo, estudiamos cómo ha cambiado la distribución de los markups. La Figura 3 resume nuestros hallazgos. En el Panel (a), representamos la densidad kernel de los markups no ponderados para 2001, 2005 y 2015. Parece haber un cambio en la distribución de los markups, ya que las densidades se han desplazado hacia la derecha con los años, sugiriendo un aumento en los markups a nivel firma. Encontramos un aumento en la varianza, especialmente en 2015. La mayor dispersión de la curva de 2015 sugiere una mayor diferencia entre los markups altos y bajos en 2015 en comparación con años anteriores. Aunque el Panel (a) muestra cómo ha cambiado la distribución promedio de los markups a lo largo de los años, no proporciona información sobre la dinámica de las diferentes firmas. Para eso, el Panel (b) muestra los markups promedio por grupos de tamaño de firma. Los grupos de tamaño de firma se determinan en función de las ventas de cada firma como una proporción del promedio de la industria (4 dígitos de CIIU Rev. 2). Los grupos se actualizan cada año, por lo que las firmas en la cima pueden ser diferentes cada año. Hay una tendencia creciente en los markups para las firmas en los percentiles más altos de la distribución.

4.3. Beneficios

El precio por encima del costo marginal no implica necesariamente beneficios positivos en presencia de costos fijos. En esta sección analizamos la evolución de la tasa de beneficios para obtener una imagen más completa de la evolución del poder de mercado. Definimos a los bene-

Figura 3: Distribución de markups



Notas: La figura ilustra la distribución de los markups en Colombia. Panel (a): Densidad kernel de markups no ponderados (año 2001 negro sólido, año 2005 gris sólido, año 2016 gris punteado). Panel (b): Distribución de percentiles de markups (ponderado por ventas) (percentiles 1 a 24, 25 a 74, 75 a 94, 95 a 99). El tamaño de la firma se calcula en relación con el promedio de la industria de 4 dígitos.

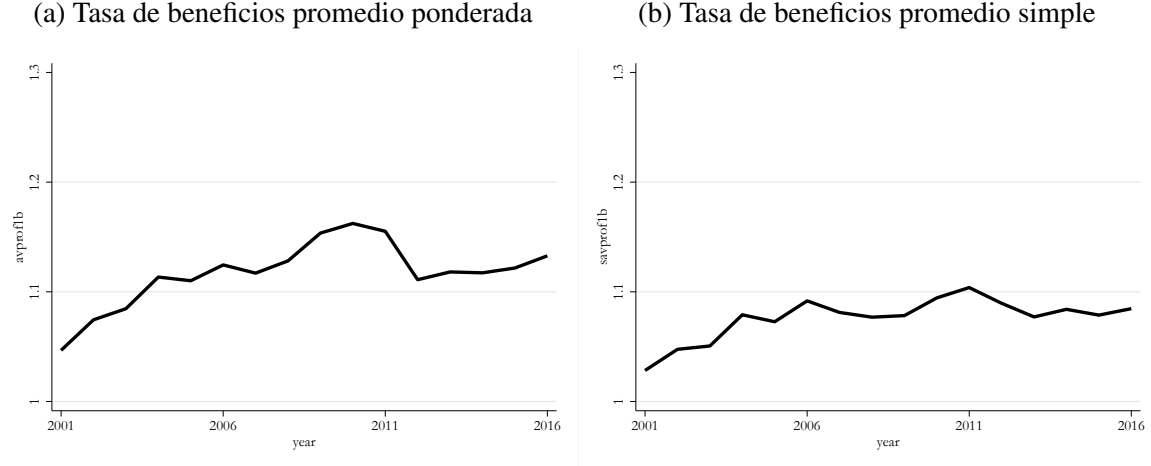
ficios como la diferencia entre los ingresos, el costo de producción (materiales, energía, mano de obra y el costo de uso del capital) y otros gastos. Otros gastos incluyen fletes, primas de seguro, alquileres, comunicaciones, licencias, asesoría legal y técnica, publicidad y promoción, gastos de representación, servicios de almacenamiento y refrigeración, comisiones a distribuidores, mantenimiento y reparaciones, arrendamientos, comisiones pagadas a vendedores y otros servicios. La tasa de beneficios se define como ingresos sobre costos.

La Figura 4 muestra la evolución de la tasa de beneficios promedio ponderada y la tasa de beneficios promedio simple. En ambos casos, se observa una tendencia creciente en la tasa de beneficios. Similar a las figuras de markups, la tendencia es más pronunciada al considerar beneficios ponderados. Este resultado está en línea con lo que se encontró en la sección anterior con respecto a las tendencias de los markups. Aunque la tendencia de rentabilidad es creciente, hay una disminución entre 2011 y 2012, que es más pronunciada en el Panel (a).

5. Estrategia Empírica

En esta sección, discutimos las estrategias empíricas que utilizamos para evaluar el rol de la penetración de importaciones chinas (como fenómeno de globalización) y la automatización en la forma del poder de mercado en Colombia. Para ambos escenarios estimamos regresiones tanto a nivel firma como a nivel industria debido a que el primer tipo de regresiones captura efectos internos a la firma, y el segundo captura una mezcla de efectos internos a la firma y efectos de

Figura 4: Beneficios en la manufactura



Notas: La figura muestra la tasa de beneficios promedio ponderada por ventas (ingresos sobre costos) y la tasa de beneficios promedio simple de 2001 a 2016.

reasignación. Formalmente, las ecuaciones de estimación base son las siguientes:

$$Y_{jt} = \gamma_1 R_{jt} + X'_{jt} \beta_1 + \delta_j + D_{1t} + \varepsilon_{1jt} \quad (14)$$

$$y_{ijt} = \gamma_2 R_{jt} + x'_{ijt} \beta_2 + \psi_i + D_{2t} + \varepsilon_{2ijt} \quad (15)$$

donde j , i y t indexan industrias, firmas y tiempo, respectivamente; δ_j y ψ_i representan efectos fijos a nivel de industria y de firma; D_{1t} y D_{2t} son efectos fijos de tiempo; y ε_{1jt} y ε_{2ijt} son términos de perturbación con media cero. La regresión (14) se realiza a nivel industria, donde Y incluye resultados a nivel industria como las tasas ponderadas de beneficios, los markups ponderados promedio y los markups para grupos de tamaño de firmas (es decir, markups de firmas que están en la parte superior (o inferior) del ranking (en términos de ventas) dentro de una industria). La regresión (15) se realiza a nivel firma, donde la variable y se refiere al markup o la tasa de beneficios. Usamos nuestras definiciones preferidas de markups, estimados mediante distancia mínima, utilizando el enfoque de control de inversión, el enfoque de control de insumos intermedios y las participaciones de costos. La variable R es una variable de tratamiento a nivel industria que toma dos formas diferentes (descritas a continuación). Además, la especificación preferida controla por las tendencias preexistentes en la industria.¹³ Para las estimaciones a nivel firma, controlamos por las diferencias iniciales en las características de la firma. Para estos análisis de regresión, definimos las industrias a nivel de agregación de 4 dígitos de la clasificación CIIU Rev. 3, ya que permite un nivel de

¹³Estas tendencias corresponden a un cambio de 5 años en el logaritmo de los ingresos de la industria, el logaritmo del empleo de la industria y el markup mediano de la industria.

desagregación más alto que Rev. 2.

A continuación, describimos brevemente nuestra estrategia empírica basada en dos shocks que ocurrieron durante nuestro período de muestra: (i) el aumento de la competencia por importaciones impulsado principalmente por la entrada de China en la OMC, y (ii) el aumento de la automatización y la robotización originado en la aparición de una nueva revolución industrial.

5.1. Penetración de Importaciones Chinas

La entrada de China en la OMC en diciembre de 2001 tuvo un impacto significativo en el comercio global. Desde entonces, Colombia ha estado expuesta al aumento de importaciones chinas a bajos precios, creando presión competitiva para los productores locales. Esta presión puede afectar a las firmas de manera diferente según su productividad y tamaño, potencialmente remodelando la concentración del mercado, los markups y la rentabilidad. Las importaciones chinas a Colombia se dispararon de 93 millones de dólares en 1995 a 5,400 millones de dólares en 2016, lo que representa un aumento de aproximadamente el 5,700 por ciento.

Para estimar el impacto causal de este shock comercial, aprovechamos la variabilidad en la exposición de las industrias a las importaciones de origen chino. Definimos el ratio de penetración de importaciones chinas (CIP) como el valor total de las importaciones desde China relativo a la absorción doméstica, dada por

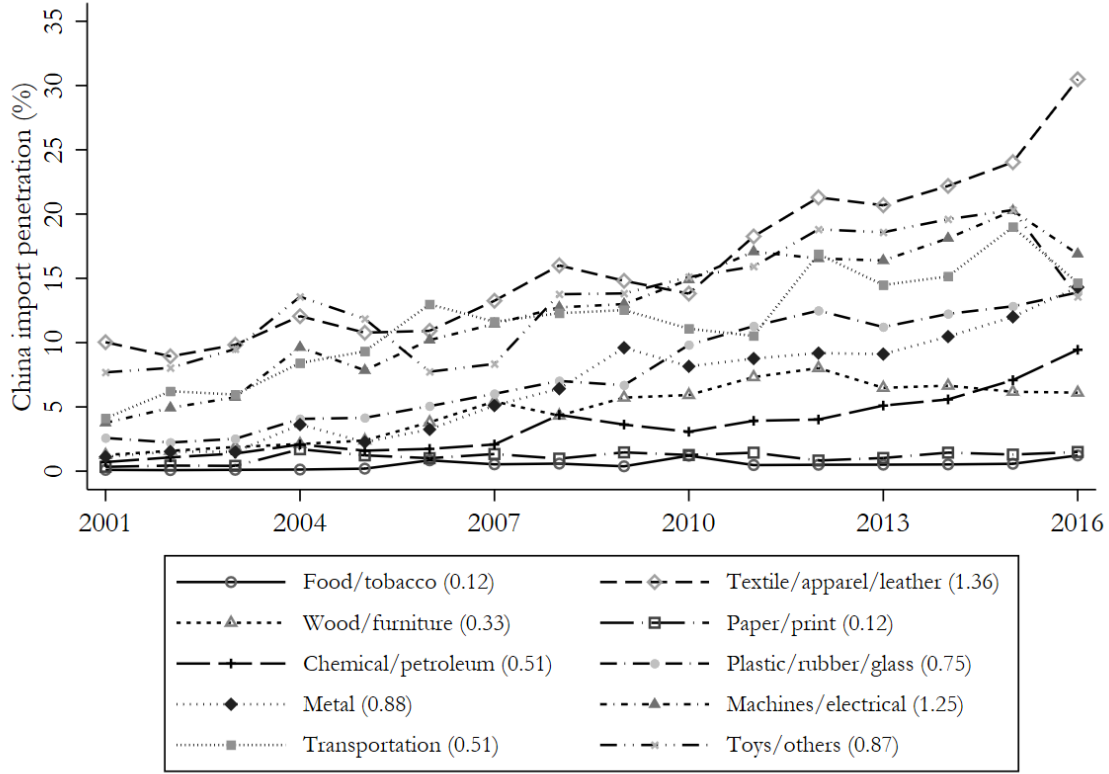
$$CIP_{jt} = \frac{M_{jt}^{China}}{[Q_{jt} + M_{jt} - X_{jt}]} \quad (16)$$

donde Q_{jt} , M_{jt} y X_{jt} son el valor de la producción, las importaciones y las exportaciones de la industria de 4 dígitos j , en el año t , y donde M_{jt}^{China} son las importaciones de la industria desde China. Las importaciones y exportaciones, M_{jt} y X_{jt} , provienen de COMTRADE, mientras que construimos una medida aproximada de la producción doméstica Q_{jt} agregando la información a nivel firma de la encuesta.

La Figura 5 muestra los cambios en la exposición a China en Colombia (2001 a 2016). Sectores como Textiles, confección y cuero y Maquinaria y equipo eléctrico muestran las tasas más altas de exposición a la competencia de importaciones chinas, mientras que sectores como Alimentos, bebidas y tabacos, y Papel e impresión permanecen apenas expuestos. En promedio, la penetración de importaciones chinas aumentó del 3.18 por ciento al 12.21 por ciento. La Figura 6 muestra la distribución de los cambios en la exposición a través de industrias de 4 dígitos.

Los shocks industriales no observados, como cambios en la productividad, precios de insumos o demanda, pueden afectar simultáneamente las variables de resultado así como la demanda de importaciones chinas. Para abordar esta preocupación de endogeneidad, seguimos a [Autor et al. \(2013, 2014\)](#) y [Acemoglu et al. \(2016\)](#) y aplicamos un enfoque de variable instrumental. Es decir,

Figura 5: Evolución de la Penetración de Importaciones Chinas



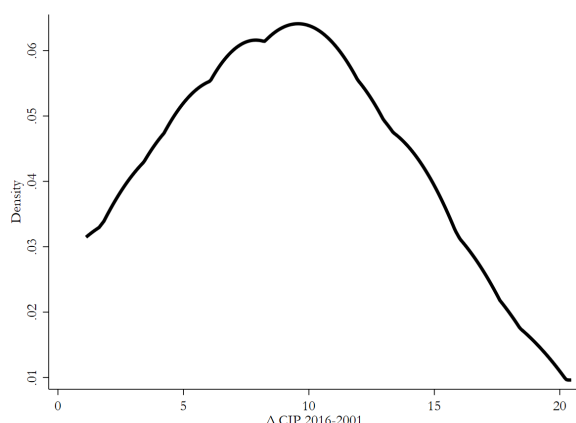
Notas: La figura muestra la evolución de la Penetración de Importaciones Chinas en Colombia. Las industrias manufactureras se definen a nivel de 4 dígitos CIU Rev. 3 y se agrupan en diez sectores amplios que comprenden industrias similares. La penetración de importaciones chinas se mide como el valor total de las importaciones desde China dividido por la absorción doméstica (producción menos exportaciones netas) y varía a nivel de industria-año. El cambio anual promedio sectorial (en puntos porcentuales) en la penetración de importaciones chinas se da entre paréntesis.

instrumentamos la penetración de importaciones chinas con la proporción de importaciones chinas en el total de importaciones en todos los países (como en [César and Falcone \(2020\)](#)). Esta estrategia de identificación tiene como objetivo capturar los shocks impulsados por la oferta a nivel industrial que proporcionan variación exógena a las importaciones chinas a través de las industrias y el tiempo. El instrumento se define como un promedio simple de la participación de las importaciones de China en todas las importaciones de la industria a nivel mundial, dado por

$$CIP_{jt}^Z = \frac{1}{N} \sum_{c=1}^N \frac{M_{cjt}^{China}}{M_{cjt}} \quad (17)$$

donde M_{cjt} son las importaciones totales del país c , industria j , M_{cjt}^{China} son las importaciones chinas

Figura 6: Distribución de la Penetración de Importaciones Chinas



Notas: La figura muestra la distribución del cambio en la penetración de importaciones a través de las industrias en Colombia (2001 a 2016).

del país c , industria j , y N es el número de países.¹⁴ Esta variable busca capturar shocks impulsados por la oferta inherentes a la economía china, que permitieron al país ganar participación en el mercado dentro de industrias específicas a lo largo del tiempo en todo el mundo (o específicamente, en América Latina). Por lo tanto, nos basamos en esta variable para predecir la penetración de importaciones chinas en las industrias manufactureras colombianas. La correlación incondicional (condicional) de primer orden muestra un fuerte poder predictivo del instrumento, con un coeficiente de 0.49 (0.5), un error estándar robusto de 0.11 (0.13) y un R-cuadrado de 0.93 (0.94). Ver el Apéndice Tabla A2. Los supuestos de identificación son que: (i) el crecimiento de las exportaciones de China es exógeno (impulsado por TFP, infraestructura, migración, etc.), y (ii) los shocks de demanda industrial que afectan la demanda de productos no están correlacionados entre Colombia y el resto del mundo (o América Latina). Luego estimamos las ecuaciones (14) y (15) mediante análisis de regresión de dos etapas por mínimos cuadrados (2SLS).

5.2. Potencial de Automatización

Los recientes fenómenos de automatización y robotización son factores que pueden exacerbar las diferencias entre firmas a través del cambio tecnológico sesgado por escala, ya que las firmas más grandes y productivas pueden invertir en robots y tecnologías de la información y comunicación sofisticadas, aumentando aún más su productividad y ventaja de tamaño (Autor et al., 2020; Unger, 2022). Utilizamos datos de robotización del IFR como proxy para la tecnología de automatización y definimos una variable de tratamiento para nuestro segundo conjunto de regresiones que es la penetración de robots en las industrias de otros países.

¹⁴También probamos la robustez de nuestros resultados a grupos alternativos de países (un subconjunto de países de altos ingresos y países latinoamericanos).

El IFR realiza encuestas anuales sobre el número de robots industriales enviados a las firmas de todo el mundo por los fabricantes de robots. El IFR utiliza su propia clasificación industrial, que sigue de cerca la clasificación CIIU Rev. 4, con quince sectores manufactureros. La Figura 7 muestra la evolución del stock de robots para Colombia desde 1994 hasta 2016. El stock de robots creció significativamente entre 2006 y 2016, de valores cercanos a cero a 124. La Figura 8 muestra que el aumento ha sido heterogéneo entre las industrias, y presenta el stock de robots por industria para el año 2016. Cabe destacar que los datos del IFR sugieren que la adopción de robots en Colombia es mínima en comparación con la adopción en EE.UU.¹⁵

Debido a la baja adopción de robots en Colombia, es difícil capturar el efecto directo de este fenómeno en las medidas de poder de mercado. Por esta razón, nos enfocamos en estudiar el efecto indirecto de la automatización en otros países para caracterizar las diferentes tendencias en el poder de mercado para las industrias expuestas a grados variados de posibilidades de automatización a lo largo del tiempo. Como se discute en Kugler et al. (2020), Colombia podría verse afectada indirectamente por los cambios en la tecnología de automatización a través de cambios en los patrones comerciales de países más avanzados.

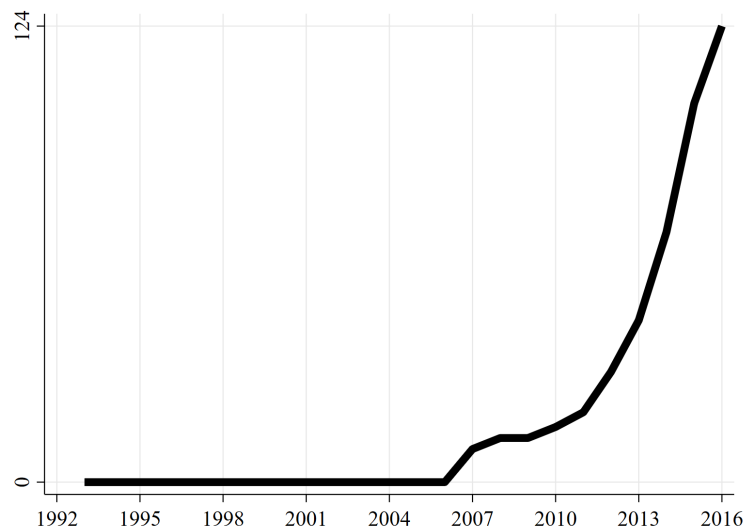
Construimos una medida de potencial de automatización y estudiamos sus efectos en los markups y los beneficios. Primero, definimos la penetración de robots a nivel industria como el número de robots (*Robots*) relativo al número de trabajadores (*Trabajadores*) en una industria y país dado, expresado como

$$RP_{jt} = \frac{Robots_{jt}}{Trabajadores_{jt}}. \quad (18)$$

El número de robots se obtiene de los datos del IFR y el número de trabajadores de las estadísticas de empleo industrial de la OCDE. Definimos el potencial de automatización como el stock promedio de robots por mil trabajadores en 1995 (el promedio en 54 países con datos completos y comparables del IFR). La evolución de esta variable representa una aproximación al potencial de automatización existente en cada industria. Realizamos regresiones en forma reducida como en Acemoglu and Restrepo (2020) utilizando la adopción de robots a nivel industrial en todos los países para obtener correlaciones entre las medidas de poder de mercado y la automatización. Dado que los robots domésticos son escasos en Colombia, es poco probable que tengan efectos económicos amplios en el mercado laboral colombiano, aliviando las preocupaciones sobre la confusión de los efectos del potencial de automatización (Kugler et al., 2020). La principal variable de interés es el Potencial de Automatización (AP_{jt}), que varía a nivel de industria de 2 dígitos por año. La Figura 9 compara la penetración de robots en Colombia (Panel (a)) frente a la penetración de robots en todos los países (Panel (b)).

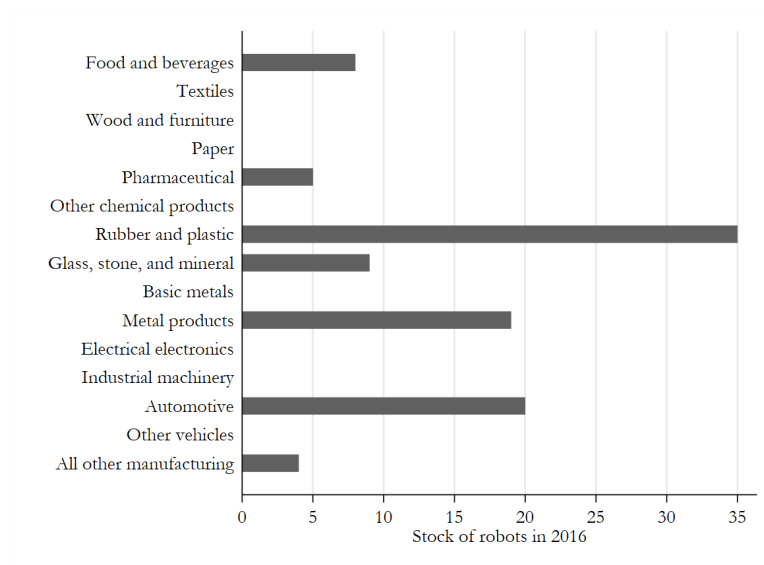
¹⁵El stock de robots en EE.UU. en 2016 era de 250,479 (of Robotics, 2020).

Figura 7: Robots de manufactura



Notas: Número de robots de manufactura. Fuente: Federación Internacional de Robótica.

Figura 8: Robots de manufactura por sector, 2016

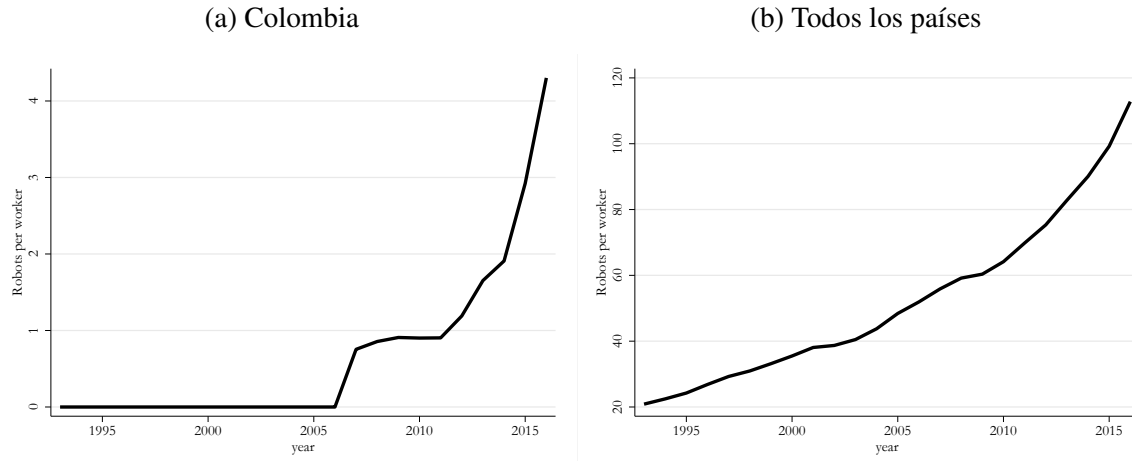


Notas: Robots de manufactura por sector de 2 dígitos de la clasificación CIIU Rev. 4, año 2016. Fuente: Federación Internacional de Robótica.

6. Resultados

En esta sección, presentamos los resultados sobre el rol de la globalización y la tecnología de automatización en las medidas de concentración y poder de mercado.

Figura 9: Robots de manufactura por trabajador



Notas: Número de robots de manufactura por trabajador en Colombia (Panel (a)) y en todos los países (Panel (b)). Fuente: Federación Internacional de Robótica.

6.1. Penetración de importaciones chinas

Como se detalla en la sección 5, comenzamos con la estimación de cómo la penetración de importaciones chinas ha afectado las medidas de poder de mercado a nivel firma. Posteriormente, examinamos los efectos en los resultados a nivel industria. Este enfoque nos permite ofrecer una visión integral del impacto del shock comercial en el poder de mercado.

La Tabla 4 presenta las estimaciones a nivel firma de la ecuación (15) con nuestra especificación preferida. Las variables dependientes son diferentes medidas de markups mediante el enfoque de distancia mínima (control de inversión, control de insumos y participación de costos) y la tasa de beneficios. La penetración de importaciones chinas se instrumenta con el shock de oferta de China calculado para todos los países del mundo. Las columnas (1), (3), (5) y (7) reportan estimaciones OLS y las columnas (2), (4), (6) y (8) presentan las estimaciones 2SLS. Controlamos por las tendencias preexistentes en la industria (cambios en el logaritmo de los ingresos industriales, logaritmo del empleo industrial y mediana de la variable dependiente correspondiente en el período de cinco años anterior al inicio de la muestra (1995-2000) interactuadas con variables dummy de año), y por las características iniciales de la firma interactuadas con variables dummy de año (logaritmo de ingresos, logaritmo de empleo y logaritmo de salario). En todas las especificaciones, los errores estándar robustos están agrupados a nivel de industria (clasificación CIIU Rev. 3 de 4 dígitos).

La penetración de importaciones chinas tiene un impacto significativamente negativo en las medidas de poder de mercado, lo que lleva a disminuciones tanto en los markups como en los beneficios. Este resultado se mantiene en las tres medidas de markup calculadas. Específicamente, nuestros hallazgos indican que un aumento de un punto porcentual en la penetración de importaciones chinas reduce el markup de una firma entre un 0.7 y un 1.3 por ciento, *ceteris paribus*.

Además, la tasa de beneficios disminuye en un 0.6 por ciento. Cabe destacar que las estimaciones OLS producen coeficientes ligeramente inferiores en comparación con las estimaciones 2SLS. Esta discrepancia se alinea con la correlación positiva entre los choques de demanda de importaciones por industria en Colombia y sus choques de demanda de ingresos/laboral/capital, introduciendo un sesgo hacia cero en las estimaciones OLS.

Tabla 4: Efectos de la competencia por importaciones chinas a nivel firma

	Markup INV		Markup INP		Markup CS		Tasa de beneficios	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
China IP	-0.003*** (0.001)	-0.010*** (0.003)	-0.004*** (0.001)	-0.013*** (0.004)	-0.002** (0.001)	-0.007* (0.004)	-0.002*** (0.000)	-0.006*** (0.002)
Estadístico KP F		24.8		22.9		15.4		16.1
Observaciones	109327	109327	109289	109289	109244	109244	107994	107994
Covariables:								
EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF Firma	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Industria x EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Firma x EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notas: La tabla presenta estimaciones de los efectos de la competencia por importaciones chinas en los resultados a nivel firma durante 2001-2016. Las columnas (1), (3), (5) y (7) reportan estimaciones OLS y las columnas (2), (4), (6) y (8) reportan estimaciones 2SLS. La penetración de importaciones chinas se mide como el valor total de las importaciones desde China dividido por la absorción doméstica y varía a nivel de industria-año de 4 dígitos. Esta variable se instrumenta con el promedio de la participación de importaciones de China en todas las industrias a nivel mundial. Las variables dependientes son markups (control de inversión - INV, control de insumos - INP, y participación de costos - CS) y tasa de beneficios. Las tendencias preexistentes en la industria (PT) se definen como el cambio en el logaritmo de los ingresos industriales, el logaritmo del empleo industrial y en la variable dependiente correspondiente en el período de cinco años anterior al inicio de la muestra (1995-2000) interactuadas con variables dummy de año. Las características iniciales de la firma (PT) se definen como el valor en 2001 del logaritmo de ingresos, logaritmo de empleo y logaritmo de salario interactuados con variables dummy de año. El estadístico F del IV débil es el estadístico Kleibergen-Paap para instrumentos débiles. Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por industrias de 4 dígitos CIIU Rev. 3. La significatividad a los niveles del 1, 5 y 10 por ciento se denota con ***, ** y *.

Presentamos las estimaciones a nivel industria de la ecuación (14) en las Tablas 5 y 6. La Tabla 5 muestra los resultados agregados para las tres estimaciones de markup y la tasa de beneficios. Los markups a nivel industria se ponderan por la participación de ingresos de cada firma en el total de ingresos de la industria. Los resultados se mantienen consistentes: los markups y la tasa de beneficios disminuyen con el aumento en la penetración de importaciones chinas. A diferencia de las estimaciones a nivel firma, las estimaciones a nivel industria indican un impacto algo mayor de CIP. Esto se alinea con la reasignación interna de factores productivos dentro de la industria, que atenúa los coeficientes estimados a nivel de firma. Un aumento del uno por ciento en CIP reduce, en promedio, los markups entre un 0.9 y un 1.4 por ciento.

La Tabla 6 explora los efectos heterogéneos de CIP en los markups a nivel industria de las principales firmas del sector. Las principales firmas se definen como aquellas que ocupan los primeros lugares en la participación de ingresos de la industria; es decir, pertenecen al top 1, 2, 3 o 5 de la distribución de participación de ingresos de la industria. Nuestros hallazgos muestran que este shock comercial también ha impactado negativamente los markups de las firmas más grandes, con

efectos que varían entre el 1 y el 2 por ciento. De manera similar, los markups para las firmas que no pertenecen al grupo superior también disminuyen (ver Tabla del Apéndice A3).

Nuestros resultados están en línea con hallazgos previos que discuten la idea de que el Shock de China ha creado presión competitiva sobre las firmas, llevándolas a reducir sus markups (Caselli and Schiavo, 2020), y que el aumento en las importaciones lleva a la disminución de los markups (Feenstra and Weinstein, 2017).

Tabla 5: Efectos de la competencia por importaciones chinas a nivel industria

	Markup INV		Markup INP		Markup CS		Tasa de beneficios	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
China IP	-0.009*** (0.002)	-0.009* (0.005)	-0.009*** (0.002)	-0.014*** (0.004)	-0.007*** (0.002)	-0.007 (0.005)	-0.002** (0.001)	-0.005* (0.003)
Estadístico KP F		87.9		75.9		84.3		68.0
Observaciones	1674	1674	1669	1669	1672	1672	1663	1663
Covariables:								
EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF Industria	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Industria x EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notas: La tabla presenta estimaciones de los efectos de la competencia por importaciones chinas en los resultados a nivel industria durante 2001-2016. Las columnas (1), (3), (5) y (7) reportan estimaciones OLS y las columnas (2), (4), (6) y (8) reportan estimaciones 2SLS. La penetración de importaciones chinas se mide como el valor total de las importaciones desde China dividido por la absorción doméstica y varía a nivel de industria-año de 4 dígitos. Esta variable se instrumenta con el promedio de la participación de importaciones de China en todas las industrias a nivel mundial. Las variables dependientes son markups ponderados (control de inversión - INV, control de insumos - INP, y participación de costos - CS) y tasa de beneficios. Las características iniciales de la industria (PT) se definen como el valor en 2001 del logaritmo de ingresos, logaritmo de empleo y logaritmo de salario interactados con variables dummy de año. El estadístico F del IV débil es el estadístico Kleibergen-Paap para instrumentos débiles. Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por industrias de 4 dígitos CIIU Rev. 3. La significatividad a los niveles del 1, 5 y 10 por ciento se denota con ***, ** y *.

6.2. Potencial de Automatización

La Tabla 7 presenta los resultados a nivel firma de la ecuación (15), que caracteriza la relación entre el potencial de automatización y las medidas de poder de mercado. Estimamos una forma reducida de la ecuación (15). Las variables dependientes son las mismas que se definieron para el escenario comercial estudiado en la sección anterior. Las columnas (1), (3), (5) y (7) incluyen efectos fijos de año y de firma, mientras que las columnas (2), (4), (6) y (8) controlan por tendencias preexistentes en la industria (cambios en los ingresos logarítmicos de la industria, empleo logarítmico de la industria y mediana de la variable dependiente correspondiente en el período de cinco años antes del inicio de la muestra (1995-2000)) interactuadas con variables dummy de año, y por características iniciales de la firma interactuadas con variables dummy de año (ingresos logarítmicos, empleo logarítmico y salario logarítmico). La especificación en estas últimas columnas representa nuestra especificación preferida. Los errores estándar robustos están agrupados a nivel del sector IFR.

Tabla 6: Efectos de la competencia por importaciones chinas a nivel de industria sobre markups de las principales firmas

	Top 1		Top 2		Top 3		Top 5	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Panel A: markup control de inversión (dist. mínima)</i>								
China IP	-0.013*** (0.003)	-0.018** (0.007)	-0.010*** (0.002)	-0.014** (0.006)	-0.010*** (0.002)	-0.012** (0.006)	-0.011*** (0.003)	-0.012** (0.006)
Estadístico KP F		89.0		95.7		85.7		90.7
Observaciones	1591	1591	1638	1638	1659	1659	1673	1673
<i>Panel B: markup control de insumos (dist. mínima)</i>								
China IP	-0.013*** (0.003)	-0.020*** (0.007)	-0.010*** (0.002)	-0.015*** (0.006)	-0.010*** (0.002)	-0.016*** (0.005)	-0.011*** (0.003)	-0.019*** (0.005)
Estadístico KP F		75.9		83.2		78.6		79.0
Observaciones	1575	1575	1624	1624	1645	1645	1660	1660
<i>Panel C: markup participación en el costo (dist. mínima)</i>								
China IP	-0.009*** (0.003)	-0.015** (0.006)	-0.007*** (0.002)	-0.011** (0.005)	-0.007*** (0.002)	-0.010** (0.005)	-0.008*** (0.002)	-0.010** (0.005)
Estadístico KP F		85.8		92.6		90.5		89.1
Observaciones	1597	1597	1651	1651	1654	1654	1669	1669
Covariables:								
EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF Industria	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Industria x EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notas: La tabla presenta estimaciones de los efectos de la competencia por importaciones chinas en los resultados a nivel industria durante 2001-2016. Las columnas (1), (3), (5) y (7) reportan estimaciones OLS y las columnas (2), (4), (6) y (8) reportan estimaciones 2SLS. La penetración de importaciones chinas se mide como el valor total de las importaciones desde China dividido por la absorción doméstica y varía a nivel de industria-año de 4 dígitos. Esta variable se instrumenta con el promedio de la participación de importaciones de China en todas las industrias a nivel mundial. Las variables dependientes son los markups ponderados de las firmas que ocupan las posiciones más altas en la participación de ingresos a nivel de industria en cada año (top 1, top 2, top 3 y top 5). Las características iniciales de la industria (PT) se definen como el valor en 2001 del logaritmo de ingresos, logaritmo de empleo y logaritmo de salario interactados con variables dummy de año. El estadístico F del IV débil es el estadístico Kleibergen-Paap para instrumentos débiles. Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por industrias de 4 dígitos ISIC rev. 3. La significatividad a los niveles del 1, 5 y 10 por ciento se denota con ***, ** y *.

Nuestros resultados sugieren que las firmas en industrias más expuestas al potencial de automatización exhiben menores markups. El coeficiente del potencial de automatización es negativo y estadísticamente significativo en todas las especificaciones e indica una clara tendencia negativa en los markups para las firmas en industrias altamente expuestas a las posibilidades de automatización. Estos resultados también están en línea con hallazgos anteriores de [Kugler et al. \(2020\)](#) y [Haarburger and Stemmler \(2023\)](#), que muestran que un mayor stock de robots reduce los markups de la industria. Aunque nuestras estimaciones no pueden establecer un efecto causal, podemos identificar una relación negativa entre los markups y el potencial de automatización dado las tendencias en automatización en otros países. Sin embargo, no podemos establecer una relación entre ganancias y potencial de automatización a nivel de firma.

A continuación, presentamos las estimaciones a nivel industria de la ecuación (14) en la Tabla 8. Los resultados se alinean consistentemente con los observados a nivel de firma, mostrando una clara relación negativa entre los markups y el potencial de automatización. Sin embargo, la relación no es significativa para las estimaciones de markups utilizando el método de control de insumos.

Al igual que con el análisis del shock comercial (capturado por la penetración de importaciones

Tabla 7: Efectos del potencial de automatización a nivel firma

	Margen INV		Margen INP		Margen CS		Tasa de beneficios	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Pot. de automatización	-0.004** (0.002)	-0.005** (0.002)	-0.005*** (0.002)	-0.005** (0.002)	-0.004*** (0.001)	-0.004** (0.002)	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)
Observaciones	109747	109747	109705	109705	109663	109663	109631	109631
Covariables:								
EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF Firma	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Industria x EF Año		✓		✓		✓		✓
PT Firma x EF Año		✓		✓		✓		✓

Notas: La tabla presenta estimaciones OLS de la correlación entre el potencial de automatización y los resultados a nivel firma durante 2001-2016. El potencial de automatización es el stock promedio de robots por mil trabajadores en 1995 (el promedio en todos los países del mundo con datos comparables del IFR). Las variables dependientes son markups ponderados (control de inversión - INV, control de insumos - INP, y participación de costos - CS) y rentabilidad. Todas las especificaciones controlan por capital logarítmico. Las tendencias preexistentes en la industria (PT) se definen como el cambio en los ingresos logarítmicos de la industria, empleo logarítmico de la industria y en la variable dependiente correspondiente en el período de cinco años antes del inicio de la muestra (1995-2000) interactuadas con variables dummy de año. Las características iniciales de la firma (PT) se definen como el valor en 2001 de ingresos logarítmicos, empleo logarítmico, salario logarítmico y capital logarítmico interactuados con variables dummy de año. Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por industrias de 2 dígitos IFR. La significatividad a los niveles del 1, 5 y 10 por ciento se denota con ***, ** y *.

chinas), es posible estudiar heterogeneidades a nivel industria para diferentes grupos de firmas. En particular, estamos interesados en examinar si los efectos agregados a nivel de industria difieren para las firmas en la cima de la distribución de ventas (es decir, las firmas más grandes). La Tabla 9 calcula los markups ponderados a nivel de industria, anuales, de las firmas en la cima del ranking de participación de ingresos (una proxy para el tamaño de la firma). La tabla muestra que el potencial de automatización está positivamente correlacionado con los markups de las firmas más grandes, que tienen las mayores participaciones de ventas en cada industria. Para las firmas en el top 3 o top 5, aunque el signo es positivo, las correlaciones no son significativas. Los resultados sugieren que las firmas más grandes en Colombia se beneficiarían del potencial de automatización en industrias más expuestas.

Para determinar si este fenómeno es exclusivo de las firmas más grandes, también calculamos, a nivel de industria y por año, los markups ponderados de las firmas que están por debajo de las principales. Similar a los markups de las firmas top, calculamos los markups para las firmas inferiores basándonos en su ranking en la participación de ventas cada año. Así, podemos construir una medida de “markup por debajo del 1” que calcula los markups ponderados a nivel de industria de todas las firmas, excluyendo la firma clasificada en primer lugar en ventas. Hacemos esto para obtener una imagen completa de los efectos distributivos de la automatización. La Tabla 10 reporta los resultados. Encontramos que los markups de las firmas que no están en la cima del ranking de ventas (es decir, no las más grandes) están negativamente asociados con el potencial de automatización. Esto significa que hay una correlación negativa entre los markups y el potencial

de automatización, lo que se alinea con los resultados agregados a nivel de industria.

En general, estos hallazgos son consistentes con [Autor et al. \(2017, 2020\)](#), quienes demuestran que el aumento en los markups es impulsado por firmas “superestrella”. Además, un estudio reciente de [Stiebale et al. \(2024\)](#) utilizando un marco similar encuentra que no hay un efecto promedio de la automatización sobre los markups para las firmas manufactureras, pero observan un aumento para las firmas en el quintil más alto.

Tabla 8: Efectos del potencial de automatización a nivel industria

	Margen INV		Margen INP		Margen CS		Tasa de beneficios	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Pot. de automatización	−0.003 (0.004)	−0.006** (0.003)	−0.002 (0.003)	−0.004 (0.004)	−0.004** (0.002)	−0.005** (0.002)	0.000 (0.002)	−0.001 (0.001)
Observaciones	1694	1689	1691	1686	1694	1689	1708	1692
Covariables:								
EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF Industria	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Industria x EF Año		✓		✓		✓		✓

Notas: La tabla presenta estimaciones OLS de la correlación entre el potencial de automatización y los resultados a nivel de industria para Colombia durante 2001-2016. El potencial de automatización es el stock promedio de robots por mil trabajadores en 1995 (el promedio en todos los países del mundo con datos comparables del IFR). Las variables dependientes son markups ponderados (control de inversión - INV, control de insumos - INP, y participación de costos - CS) y rentabilidad. Todas las especificaciones controlan por capital logarítmico. Las características iniciales de la industria se definen como el valor en 2001 de ingresos logarítmicos, empleo logarítmico y la variable dependiente correspondiente interactuadas con variables dummy de año. Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por clasificación de industrias IFR de 2 dígitos. La significatividad a los niveles del 1, 5 y 10 por ciento se denota con ***, ** y *.

7. Discusión y Robustez

En esta sección, discutimos dos ejercicios de robustez simples para verificar la sensibilidad de nuestros resultados. Primero, probamos nuestros resultados del Shock de China utilizando otros instrumentos. Para capturar el efecto de la penetración de importaciones chinas en varias medidas de poder de mercado, hemos instrumentado esta variable con la participación promedio de importaciones por industria de China para todos los países. Para comprobar nuestros resultados del Shock de China y confirmar que nuestro instrumento está capturando un shock impulsado por la oferta en China que llevó a este país a aumentar su participación en las importaciones de muchos países y regiones a nivel mundial, volvemos a ejecutar todas las regresiones con dos instrumentos adicionales: un subconjunto de países de altos ingresos (utilizados en [Autor et al. \(2013, 2014\)](#))¹⁶; y todos los países latinoamericanos.¹⁷ Las Tablas C1 y C2 presentan los resultados a nivel firma e indus-

¹⁶Australia, Dinamarca, Finlandia, Alemania, Japón, Nueva Zelanda, España y Suiza.

¹⁷Brasil, Argentina, Chile, Uruguay, Paraguay, Ecuador, Perú, Colombia, Bolivia, México, Venezuela, Costa Rica, El Salvador, Guatemala, Haití, Honduras, Nicaragua, Panamá y República Dominicana.

Tabla 9: Efectos del potencial de automatización a nivel industria sobre markups de las principales firmas

	Top 1		Top 2		Top 3		Top 5	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Panel A: markup control de inversión (dist. mínima)</i>								
Pot. de automatización	0.020*** (0.007)	0.019** (0.009)	0.010** (0.005)	0.008 (0.005)	0.006 (0.004)	0.002 (0.005)	0.002 (0.005)	−0.002 (0.005)
Observaciones	1664	1634	1707	1681	1713	1702	1716	1716
<i>Panel B: markup control de insumos (dist. mínima)</i>								
Pot. de automatización	0.015*** (0.005)	0.017** (0.007)	0.009*** (0.003)	0.008** (0.004)	0.006 (0.004)	0.004 (0.004)	0.003 (0.004)	−0.001 (0.004)
Observaciones	1643	1619	1688	1668	1694	1689	1704	1704
<i>Panel C: markup participación en el costo (dist. mínima)</i>								
Pot. de automatización	0.018*** (0.006)	0.019** (0.008)	0.010** (0.004)	0.010** (0.005)	0.006 (0.004)	0.006 (0.004)	0.004 (0.005)	0.003 (0.005)
Observaciones	1666	1640	1700	1694	1703	1697	1712	1712
Covariables:								
EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF Industria	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Industria x EF Año		✓		✓		✓		✓

Notas: La tabla presenta estimaciones OLS de la correlación entre el potencial de automatización y los resultados a nivel de firma para Colombia durante 2001-2016. El potencial de automatización es el stock promedio de robots por mil trabajadores en 1995 (el promedio en todos los países del mundo con datos comparables del IFR). Las variables dependientes son markups ponderados de las firmas que están en el ranking más alto de la participación de ingresos a nivel de industria en cada año (top 1, top 2, top 3 y top 5). Todas las especificaciones controlan por capital logarítmico. Las características iniciales de la industria se definen como el valor en 2001 de ingresos logarítmicos, empleo logarítmico y la variable dependiente correspondiente interactuadas con variables dummy de año. Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por clasificación de industrias IFR de 2 dígitos. La significatividad a los niveles del 1, 5 y 10 por ciento se denota con ***, ** y *.

tria. En todos los casos, las regresiones pasan la prueba de instrumentos débiles, y los coeficientes estimados en la segunda etapa tienen el mismo signo y son estadísticamente significativos.¹⁸

En segundo lugar, una limitación de la base de datos EAM es su identificación incompleta de la entrada y salida de firmas. Por ejemplo, cuando una firma aparece en la muestra en un año determinado, no está claro si ese también es el año en que la firma entró al mercado. Este problema puede afectar la distribución del desempeño de las firmas dentro de las industrias, ya que existen respuestas diferentes de las firmas establecidas en comparación con las que entran o salen del mercado. Para asegurar la robustez de nuestros resultados anteriores, seguimos a [Stiebale et al. \(2024\)](#) y realizamos las regresiones a nivel de firma para ambos escenarios utilizando solo firmas incumbentes que están presentes tanto en el primer como en el último año de la muestra. Las Tablas [C7](#) y [C8](#) muestran que los efectos persisten para ambos choques y, en general, son de magnitud similar.

¹⁸Las Tablas del Apéndice [C3](#) - [C6](#) muestran los resultados a nivel industria para las principales firmas y para las firmas no principales.

Tabla 10: Efectos del potencial de automatización a nivel industria sobre markups para firmas no principales

	No top 1		No top 2		No top 3		No top 5	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Panel A: markup control de inversión (dist. mínima)</i>								
Pot. de automatización	-0.013** (0.006)	-0.016*** (0.003)	-0.007* (0.004)	-0.010*** (0.003)	-0.012** (0.006)	-0.013*** (0.003)	-0.007 (0.005)	-0.011*** (0.003)
Observaciones	1617	1574	1543	1413	1475	1346	1337	1232
<i>Panel B: markup control de insumos (dist. mínima)</i>								
Pot. de automatización	-0.009 (0.006)	-0.015*** (0.004)	-0.006 (0.004)	-0.008*** (0.003)	-0.011** (0.005)	-0.010*** (0.004)	-0.007 (0.005)	-0.009** (0.004)
Observaciones	1615	1572	1541	1410	1475	1346	1337	1232
<i>Panel C: markup participación en el costo (dist. mínima)</i>								
Pot. de automatización	-0.009 (0.005)	-0.010*** (0.003)	-0.005 (0.003)	-0.007*** (0.003)	-0.009* (0.005)	-0.008*** (0.002)	-0.007* (0.004)	-0.008*** (0.002)
Observaciones	1616	1573	1543	1412	1475	1346	1337	1232
Covariables:								
EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF Industria	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Industria x EF Año		✓		✓		✓		✓

Notas: La tabla presenta estimaciones OLS de la correlación entre el potencial de automatización y los resultados a nivel de firma para Colombia durante 2001-2016. El potencial de automatización es el stock promedio de robots por mil trabajadores en 1995 (el promedio en todos los países del mundo con datos comparables del IFR). Las variables dependientes son markups ponderados de las firmas que están por debajo del ranking más alto de la participación de ingresos a nivel de industria en cada año (por debajo del 1, por debajo del 2, por debajo del 3 y por debajo del 5). Todas las especificaciones controlan por capital logarítmico. Las características iniciales de la industria se definen como el valor en 2001 de ingresos logarítmicos, empleo logarítmico y la variable dependiente correspondiente interactadas con variables dummy de año. Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por clasificación de industrias IFR de 2 dígitos. La significatividad a los niveles del 1, 5 y 10 por ciento se denota con ***, ** y *.

8. Conclusiones

Este estudio se ha centrado en documentar las tendencias en concentración de mercado y poder de mercado dentro del sector manufacturero en Colombia. Nuestro objetivo ha sido investigar los impactos de las dinámicas del comercio internacional y los avances tecnológicos en estas tendencias, proporcionando perspectivas empíricas tanto a nivel de firma como de industria.

La liberalización del comercio y el rápido progreso tecnológico son dos fenómenos que prometen beneficios económicos sustanciales a través del avance tecnológico, el acceso mejorado a innovaciones y la intensificación de las presiones competitivas. Sin embargo, también ejercen profundas influencias en la dinámica del mercado, incluyendo la concentración y el poder de mercado dentro de las firmas y las industrias.

En Colombia, nuestro examen de la concentración de mercado y los márgenes de beneficio desde una perspectiva longitudinal subraya la relación entre la globalización, el cambio tecnológico y los resultados económicos. Específicamente, nuestra investigación se adentra en dos escenarios fundamentales: el impacto de la competencia de importaciones chinas y la dinámica de la adopción de tecnología de automatización. Nuestros hallazgos muestran que la penetración de importaciones chinas ha reducido los márgenes de beneficio en las industrias, incluso afectando a las firmas más

grandes. Al mismo tiempo, aunque la tecnología de automatización sigue siendo infrautilizada en América Latina en comparación con las economías desarrolladas, sus efectos potenciales en las medidas de poder de mercado, particularmente entre las firmas más grandes en industrias expuestas a la automatización, indican una correlación positiva con los márgenes de beneficio.

En conclusión, este estudio contribuye a una comprensión más amplia de cómo las dinámicas comerciales y los cambios tecnológicos moldean la concentración de mercado y el poder corporativo en economías emergentes como la de Colombia. Al examinar tanto las respuestas a nivel de firma como las dinámicas a nivel de industria, proporcionamos una visión matizada de los impulsores del rendimiento económico en medio de los cambios globales en la economía.

Referencias

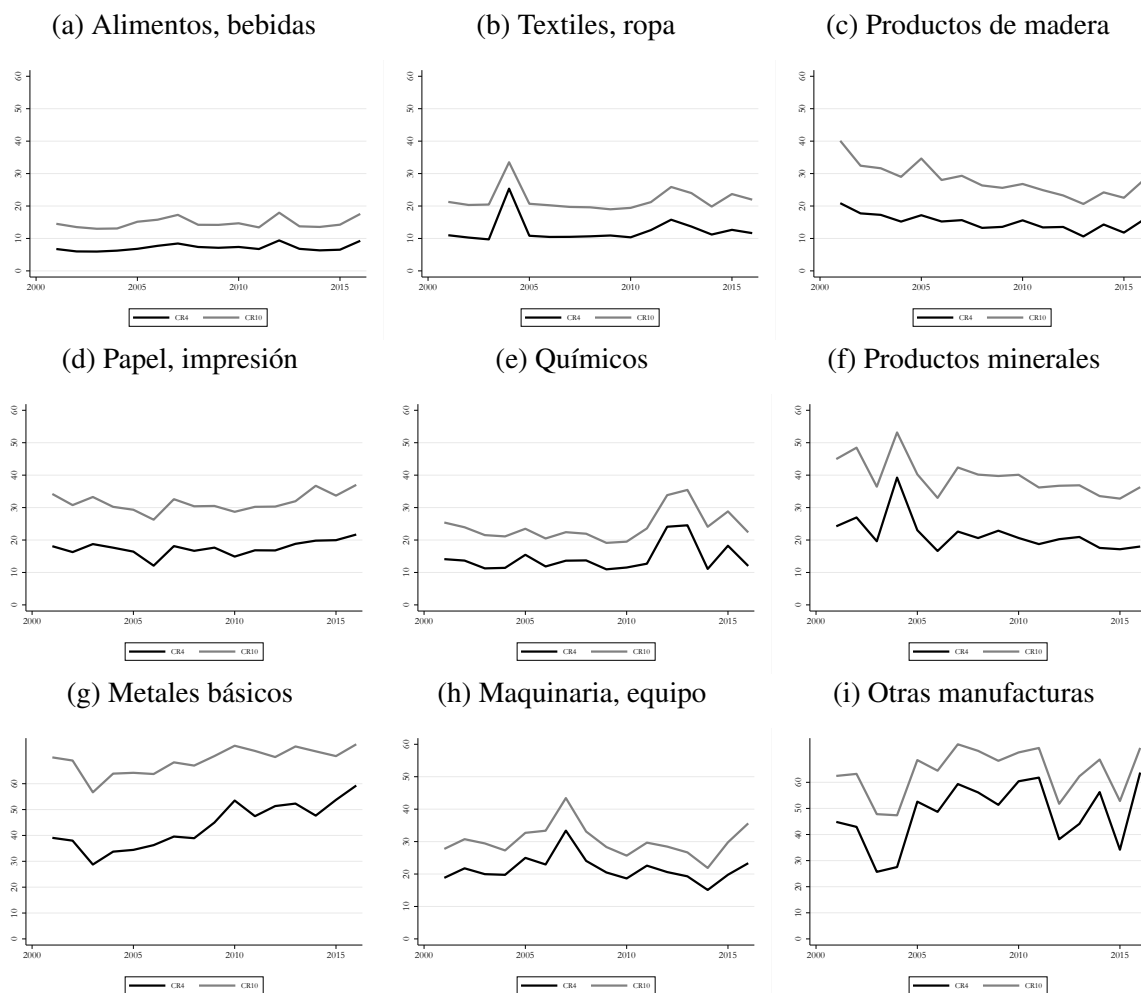
- Acemoglu, D., Autor, D., Dorn, D., Hanson, G. H., and Price, B. (2016). Import competition and the great us employment sag of the 2000s. *Journal of Labor Economics*, 34(S1):S141–S198.
- Acemoglu, D. and Restrepo, P. (2019). Automation and new tasks: How technology displaces and reinstates labor. *Journal of economic perspectives*, 33(2):3–30.
- Acemoglu, D. and Restrepo, P. (2020). Robots and jobs: Evidence from us labor markets. *Journal of political economy*, 128(6):2188–2244.
- Akerberg, D. A., Caves, K., and Frazer, G. (2015). Identification properties of recent production function estimators. *Econometrica*, 83(6):2411–2451.
- Andrews, D., Criscuolo, C., and Gal, P. N. (2016). The best versus the rest: the global productivity slowdown, divergence across firms and the role of public policy.
- Atkin, D., Chaudhry, A., Chaudry, S., Khandelwal, A. K., and Verhoogen, E. (2015). Markup and cost dispersion across firms: Direct evidence from producer surveys in pakistan. *American Economic Review*, 105(5):537–544.
- Autor, D., Dorn, D., Katz, L. F., Patterson, C., and Reenen, J. V. (2017). Concentrating on the fall of the labor share. *American Economic Review*, 107(5):180–185.
- Autor, D., Dorn, D., Katz, L. F., Patterson, C., and Van Reenen, J. (2020). The fall of the labor share and the rise of superstar firms. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(2):645–709.
- Autor, D. and Salomons, A. (2018). Is automation labor-displacing? productivity growth, employment, and the labor share. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- Autor, D. H., Dorn, D., and Hanson, G. H. (2013). The china syndrome: Local labor market effects of import competition in the united states. *American economic review*, 103(6):2121–2168.
- Autor, D. H., Dorn, D., Hanson, G. H., and Song, J. (2014). Trade adjustment: Worker-level evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4):1799–1860.
- Bauer, A. and Lashkari, D. (2018). Information technology and returns to scale. Technical report, Technical Report, Boston College, working paper.
- Caselli, M. and Schiavo, S. (2020). Markups, import competition and exporting. *The World Economy*, 43(5):1309–1326.

- César, A. and Falcone, G. (2020). Heterogeneous effects of chinese import competition on chilean manufacturing plants. *Economía*, 20(2):1–60.
- De Loecker, J. and Eeckhout, J. (2018). Global market power. Technical report, National Bureau of Economic Research.
- De Loecker, J., Eeckhout, J., and Unger, G. (2020). The rise of market power and the macroeconomic implications. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(2):561–644.
- De Loecker, J., Goldberg, P. K., Khandelwal, A. K., and Pavcnik, N. (2016). Prices, markups, and trade reform. *Econometrica*, 84(2):445–510.
- De Loecker, J. and Warzynski, F. (2012). Markups and firm-level export status. *American economic review*, 102(6):2437–2471.
- Dhingra, S. and Morrow, J. (2019). Monopolistic competition and optimum product diversity under firm heterogeneity. *Journal of Political Economy*, 127(1):196–232.
- Díez, F. J., Fan, J., and Villegas-Sánchez, C. (2021). Global declining competition? *Journal of International Economics*, 132:103492.
- Eslava, M., Meléndez, M., and Urdaneta, N. (2021). Market concentration, market fragmentation, and inequality in latin america. Technical report, Working Paper. United Nations Development Programme.
- Feenstra, R. C. and Weinstein, D. E. (2017). Globalization, markups, and us welfare. *Journal of Political Economy*, 125(4):1040–1074.
- Garcia-Marin, A. and Voigtländer, N. (2019). Exporting and plant-level efficiency gains: It’s in the measure. *Journal of Political Economy*, 127(4):1777–1825.
- Haarburger, R. and Stemmler, H. (2023). Taking over the world? automation and market power.
- IMF, I. M. F. (2019). World economic outlook: Growth slowdown, precarious recovery. *Washington, DC, April.: International Monetary Fund*.
- Karabarbounis, L. and Neiman, B. (2014). The global decline of the labor share. *The Quarterly journal of economics*, 129(1):61–103.
- Kugler, A. D., Kugler, M., Ripani, L., and Rodrigo, R. (2020). Us robots and their impacts in the tropics: Evidence from colombian labor markets. Technical report, National Bureau of Economic Research.

- Levinsohn, J. and Petrin, A. (2003). Estimating production functions using inputs to control for unobservables. *The review of economic studies*, 70(2):317–341.
- Nevo, A. (2001). Measuring market power in the ready-to-eat cereal industry. *Econometrica*, 69(2):307–342.
- of Robotics, I. F. (2020). World robotics 2020. Technical report.
- Olley, G. S. and Pakes, A. (1996). The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry. *Econometrica*, 64(6):1263–1297.
- Raval, D. (2023). Testing the production approach to markup estimation. *Review of Economic Studies*, 90(5):2592–2611.
- Stiebale, J. (2016). Cross-border m&as and innovative activity of acquiring and target firms. *Journal of International Economics*, 99:1–15.
- Stiebale, J., Suedekum, J., and Woessner, N. (2024). Robots and the rise of european superstar firms. *International Journal of Industrial Organization*, page 103085.
- Unger, G. (2022). Scale-biased technological change.

Apéndice A: Figuras y tablas adicionales

Figura A1: Concentración por sectores manufactureros



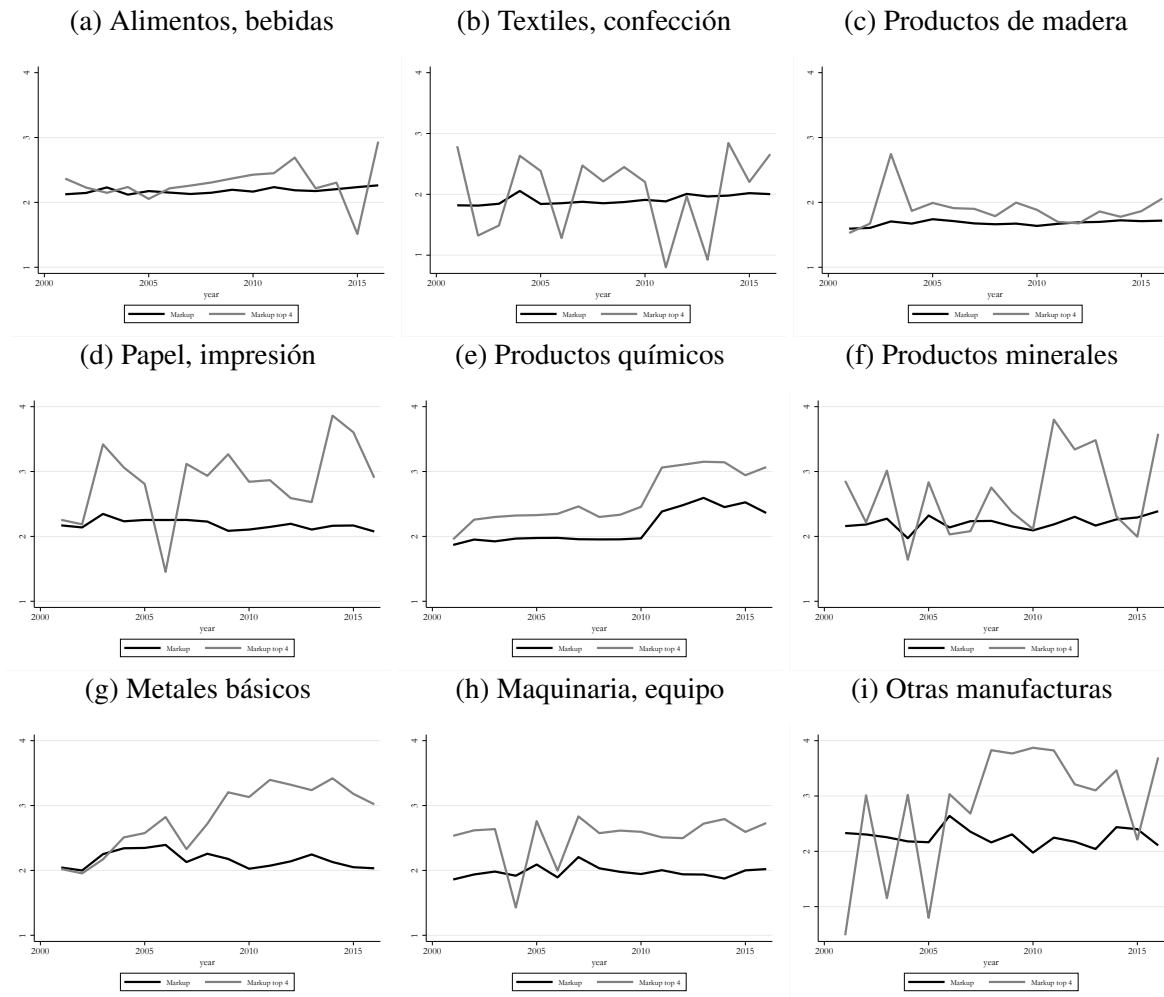
Notas: La figura muestra los ratios de concentración (CR4: negro sólido, CR10: gris sólido) de los sectores manufactureros de 2 dígitos. Los sectores corresponden a los códigos 31 a 39 de la clasificación CIIU Rev. 2 en 2 dígitos de agregación.

Tabla A1: Distribución de las 25 principales firmas

Ranking	2000		2005		2015	
	2 digits	4 digits	2 digits	4 digits	2 digits	4 digits
1	39	3909	39	3909	35	3540
2	39	3909	39	3909	35	3540
3	38	3843	38	3843	37	3720
4	35	3523	35	3513	39	3909
5	35	3513	39	3909	35	3523
6	39	3909	35	3513	35	3523
7	31	3118	39	3909	39	3909
8	38	3843	38	3843	35	3540
9	39	3909	39	3909	35	3540
10	31	3121	35	3523	39	3909
11	35	3513	39	3909	35	3540
12	39	3909	31	3134	35	3540
13	39	3909	39	3909	35	3540
14	35	3523	31	3112	31	3121
15	35	3512	37	3710	35	3540
16	35	3512	39	3909	35	3513
17	35	3523	31	3118	31	3121
18	32	3220	39	3909	38	3839
19	31	3112	39	3909	31	3118
20	31	3121	31	3119	39	3909
21	39	3909	31	3115	31	3112
22	34	3411	32	3220	31	3118
23	35	3523	31	3121	38	3849
24	35	3523	31	3121	31	3118
25	35	3522	31	3112	38	3849

Notas: Afiliación sectorial e industrial de las 25 principales firmas (CIIU Rev. 2).

Figura A2: Markups por sector manufacturero



Notas: La figura muestra los markups promedio ponderados por ventas (todas las firmas: negro sólido, las 4 principales firmas: gris sólido) de industrias de 4 dígitos ponderadas por la participación de la industria en las ventas totales del sector. Los sectores corresponden a los códigos 31 a 39 de la clasificación CIIU Rev. 2 a 2 dígitos de agregación.

Tabla A2: Primera etapa

(a) A nivel firma		(b) A nivel industria	
	CIP		CIP
	(1)		(1)
China IP en todos los países	0.556*** (0.110)	China IP en todos los países	0.951*** (0.097)
Observaciones	114492	Observaciones	736
R cuadrado	0.940	R cuadrado	0.977

Notas: La tabla presenta las estimaciones de primera etapa a nivel de firma (Panel (a)) y a nivel de industria (Panel (b)). La variable dependiente es la penetración de importaciones chinas (medida como el valor total de las importaciones desde China dividido por la absorción doméstica) en Colombia. IP de China en todos los países es la participación de importaciones de la industria china en todos los países del mundo. Ambas variables varían a nivel de industria de 4 dígitos. La especificación en el Panel (a) incluye efectos fijos de firma y año, características iniciales de la empresa interactuadas con dummies de año y tendencias preexistentes a nivel de industria interactuadas con dummies de año (log de ingresos, log de empleo y la mediana del markup). La especificación en el Panel (b) incluye efectos fijos de industria y año, características iniciales de la industria interactuadas con dummies de año (log de ingresos, log de empleo y la mediana del markup). Los errores estándar robustos (entre paréntesis) están agrupados por industrias CIIU Rev. 3 de 4 dígitos. La significatividad en los niveles del 1, 5 y 10 por ciento se denota con ***, ** y *.

Tabla A3: Efectos a nivel industria de la competencia de importaciones chinas sobre markups para firmas no principales

	No top 1		No top 2		No top 3		No top 5	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Panel A: markup control de inversión (dist. mínima)</i>								
China IP	−0.004** (0.002)	−0.005 (0.005)	−0.002 (0.003)	−0.007* (0.004)	−0.003 (0.002)	−0.006* (0.003)	−0.004** (0.002)	−0.008* (0.004)
Estadístico KP F		50.5		64.9		71.9		37.9
Observaciones	1542	1542	1381	1381	1314	1314	1200	1200
<i>Panel B: markup control de insumos (dist. mínima)</i>								
China IP	−0.004* (0.002)	−0.014*** (0.005)	−0.001 (0.003)	−0.013*** (0.004)	−0.002 (0.002)	−0.011*** (0.004)	−0.004 (0.002)	−0.012** (0.005)
Estadístico KP F		55.6		57.5		59.1		36.1
Observaciones	1540	1540	1378	1378	1314	1314	1200	1200
<i>Panel C: markup participación en el costo (dist. mínima)</i>								
China IP	−0.002 (0.001)	−0.005 (0.004)	−0.001 (0.002)	−0.008* (0.004)	−0.003 (0.002)	−0.006* (0.003)	−0.003* (0.002)	−0.009** (0.004)
Estadístico KP F		49.6		61.9		63.8		36.5
Observaciones	1541	1541	1380	1380	1314	1314	1200	1200
Covariables:								
EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF Industria	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Industria x EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notas: La tabla presenta estimaciones de los efectos de la competencia de importaciones chinas sobre los resultados a nivel industria durante el período 2001-2016. Las columnas (1), (3), (5) y (7) presentan estimaciones OLS, y las columnas (2), (4), (6) y (8) presentan estimaciones 2SLS. La penetración de importaciones chinas se mide como el valor total de las importaciones desde China dividido por la absorción doméstica y varía a nivel de industria-año de cuatro dígitos. Esta variable se instrumenta con el promedio de la participación de importaciones de China en todas las industrias a nivel mundial.. Las variables dependientes son los markups ponderados de las empresas que están por debajo del nivel más alto de participación en los ingresos a nivel de industria en cada año (por debajo del 1, por debajo del 2, por debajo del 3 y por debajo del 5). Las características iniciales de la industria se definen como el valor en 2001 del logaritmo de los ingresos, el logaritmo del empleo y el logaritmo del salario, interactuados con variables dummy de año. El estadístico F de IV débil es el estadístico F de instrumento débil de Kleibergen-Paap. Los errores estándar robustos (en paréntesis) se agrupan por industrias CIU Rev. 3 de cuatro dígitos. La significatividad a los niveles del 1, 5 y 10 por ciento se denota con ***, ** y *.

Apéndice B: Estimación de markups

Tabla B1: Elasticidad de producto del los insumos intermedios θ^m

	Participación en costos				Función de control		
	Variable r (1)	Fijo r (2)	Variable r (3)	Fijo r (4)	Control inversión (5)	Control inversión (6)	Control insumos (7)
(1)	0.71*** (0.001) <i>n</i> = 34946	0.70*** (0.001) <i>n</i> = 34946	0.70*** (0.002) <i>n</i> = 13965	0.69*** (0.002) <i>n</i> = 13965	0.69*** (0.012) <i>n</i> = 23626	0.67*** (0.019) <i>n</i> = 9482	0.55*** (0.016) <i>n</i> = 13832
(2)	0.60*** (0.002) <i>n</i> = 36705	0.60*** (0.002) <i>n</i> = 36705	0.60*** (0.002) <i>n</i> = 14896	0.59*** (0.002) <i>n</i> = 14896	0.56*** (0.011) <i>n</i> = 20552	0.55*** (0.013) <i>n</i> = 8737	0.39*** (0.013) <i>n</i> = 14417
(3)	0.61*** (0.002) <i>n</i> = 11312	0.61*** (0.002) <i>n</i> = 11312	0.62*** (0.004) <i>n</i> = 4367	0.61*** (0.004) <i>n</i> = 4367	0.64*** (0.017) <i>n</i> = 6445	0.65*** (0.020) <i>n</i> = 2575	0.26*** (0.023) <i>n</i> = 4365
(4)	0.57*** (0.002) <i>n</i> = 14658	0.57*** (0.002) <i>n</i> = 14658	0.55*** (0.003) <i>n</i> = 6382	0.54*** (0.003) <i>n</i> = 6382	0.37*** (0.032) <i>n</i> = 9759	0.26*** (0.045) <i>n</i> = 4363	0.80*** (0.045) <i>n</i> = 6255
(5)	0.65*** (0.001) <i>n</i> = 31496	0.64*** (0.001) <i>n</i> = 31496	0.64*** (0.002) <i>n</i> = 12554	0.63*** (0.002) <i>n</i> = 12554	0.63*** (0.017) <i>n</i> = 23558	0.61*** (0.020) <i>n</i> = 9671	0.54*** (0.014) <i>n</i> = 12505
(6)	0.53*** (0.004) <i>n</i> = 8575	0.52*** (0.004) <i>n</i> = 8575	0.50*** (0.005) <i>n</i> = 3178	0.50*** (0.005) <i>n</i> = 3178	0.58*** (0.022) <i>n</i> = 6221	0.53*** (0.047) <i>n</i> = 2358	0.59*** (0.025) <i>n</i> = 3165
(7)	0.57*** (0.005) <i>n</i> = 4213	0.56*** (0.005) <i>n</i> = 4213	0.57*** (0.008) <i>n</i> = 1757	0.57*** (0.008) <i>n</i> = 1757	0.64*** (0.027) <i>n</i> = 2524	0.66*** (0.028) <i>n</i> = 1133	0.47*** (0.048) <i>n</i> = 1747
(8)	0.58*** (0.001) <i>n</i> = 30824	0.58*** (0.001) <i>n</i> = 30824	0.59*** (0.002) <i>n</i> = 12075	0.59*** (0.002) <i>n</i> = 12075	0.58*** (0.015) <i>n</i> = 19889	0.60*** (0.012) <i>n</i> = 8046	0.61*** (0.010) <i>n</i> = 12033
(9)	0.59*** (0.002) <i>n</i> = 12412	0.59*** (0.003) <i>n</i> = 12412	0.59*** (0.003) <i>n</i> = 5254	0.59*** (0.003) <i>n</i> = 5254	0.56*** (0.022) <i>n</i> = 8104	0.54*** (0.037) <i>n</i> = 3532	0.60*** (0.032) <i>n</i> = 5226

Notas: Los paneles horizontales corresponden a los sectores: (1) Alimentos y bebidas; (2) Textiles y prendas de vestir; (3) Madera y productos de madera; (4) Papel e impresión; (5) Productos químicos; (6) Minerales y productos minerales; (7) Metales básicos y productos metálicos; (8) Maquinaria y equipo; (9) Otros productos manufacturados. Las columnas (1), (2), (5) muestran estimaciones de los años de muestra 1995-2016. Las columnas (3), (4), (6), (7), (8) muestran estimaciones de los años de muestra 2001-2011. Los errores estándar se calculan con 1000 réplicas bootstrap.

Tabla B2: Elasticidad de producto del trabajo θ^l

	Participación en costos				Función de control		
	Variable r (1)	Fijo r (2)	Variable r (3)	Fijo r (4)	Control inversión (5)	Control inversión (6)	Control insumos (7)
(1)	0.19*** (0.001) <i>n</i> = 34946	0.18*** (0.001) <i>n</i> = 34946	0.19*** (0.002) <i>n</i> = 13965	0.19*** (0.002) <i>n</i> = 13965	0.27*** (0.012) <i>n</i> = 23626	0.27*** (0.020) <i>n</i> = 9482	0.37*** (0.015) <i>n</i> = 13832
(2)	0.29*** (0.001) <i>n</i> = 36705	0.29*** (0.001) <i>n</i> = 36705	0.30*** (0.002) <i>n</i> = 14896	0.30*** (0.002) <i>n</i> = 14896	0.38*** (0.012) <i>n</i> = 20552	0.39*** (0.015) <i>n</i> = 8737	0.45*** (0.012) <i>n</i> = 14417
(3)	0.28*** (0.002) <i>n</i> = 11312	0.27*** (0.002) <i>n</i> = 11312	0.28*** (0.003) <i>n</i> = 4367	0.28*** (0.003) <i>n</i> = 4367	0.32*** (0.017) <i>n</i> = 6445	0.29*** (0.018) <i>n</i> = 2575	0.49*** (0.021) <i>n</i> = 4365
(4)	0.28*** (0.001) <i>n</i> = 14658	0.27*** (0.001) <i>n</i> = 14658	0.29*** (0.002) <i>n</i> = 6382	0.29*** (0.002) <i>n</i> = 6382	0.53*** (0.028) <i>n</i> = 9759	0.60*** (0.038) <i>n</i> = 4363	0.20*** (0.038) <i>n</i> = 6255
(5)	0.23*** (0.001) <i>n</i> = 31496	0.23*** (0.001) <i>n</i> = 31496	0.24*** (0.002) <i>n</i> = 12554	0.24*** (0.002) <i>n</i> = 12554	0.29*** (0.016) <i>n</i> = 23558	0.30*** (0.019) <i>n</i> = 9671	0.35*** (0.014) <i>n</i> = 12505
(6)	0.27*** (0.003) <i>n</i> = 8575	0.26*** (0.003) <i>n</i> = 8575	0.27*** (0.004) <i>n</i> = 3178	0.27*** (0.004) <i>n</i> = 3178	0.37*** (0.022) <i>n</i> = 6221	0.35*** (0.041) <i>n</i> = 2358	0.34*** (0.027) <i>n</i> = 3165
(7)	0.29*** (0.004) <i>n</i> = 4213	0.28*** (0.004) <i>n</i> = 4213	0.29*** (0.006) <i>n</i> = 1757	0.28*** (0.006) <i>n</i> = 1757	0.30*** (0.027) <i>n</i> = 2524	0.30*** (0.035) <i>n</i> = 1133	0.51*** (0.045) <i>n</i> = 1747
(8)	0.30*** (0.001) <i>n</i> = 30824	0.29*** (0.001) <i>n</i> = 30824	0.29*** (0.002) <i>n</i> = 12075	0.28*** (0.002) <i>n</i> = 12075	0.36*** (0.013) <i>n</i> = 19889	0.31*** (0.013) <i>n</i> = 8046	0.32*** (0.011) <i>n</i> = 12033
(9)	0.26*** (0.002) <i>n</i> = 12412	0.26*** (0.002) <i>n</i> = 12412	0.26*** (0.003) <i>n</i> = 5254	0.26*** (0.003) <i>n</i> = 5254	0.38*** (0.018) <i>n</i> = 8104	0.35*** (0.023) <i>n</i> = 3532	0.36*** (0.024) <i>n</i> = 5226

Notas: Los paneles horizontales corresponden a los sectores: (1) Alimentos y bebidas; (2) Textiles y prendas de vestir; (3) Madera y productos de madera; (4) Papel e impresión; (5) Productos químicos; (6) Minerales y productos minerales; (7) Metales básicos y productos metálicos; (8) Maquinaria y equipo; (9) Otros productos manufacturados. Las columnas (1), (2), (5) muestran estimaciones de los años de muestra 1995-2016. Las columnas (3), (4), (6), (7), (8) muestran estimaciones de los años de muestra 2001-2011. Los errores estándar se calculan con 1000 réplicas bootstrap.

Tabla B3: Correlación de estimaciones a nivel de sector de las elasticidades del producto.

Base: Participación en costos, r variable (1)		
Participación en costos, r fijo (2)	1.00	1.00
Participación en costos, r variable, muestra más corta (3)	0.97	0.98
Participación en costos, r fijo, muestra más corta (4)	0.97	0.98
Base: Control de inversión (5)		
Control de inversión, muestra más corta (6)	0.97	0.96

Notas: La tabla muestra las correlaciones entre diferentes estimaciones de elasticidades del producto. El panel superior reporta las correlaciones entre las columnas (1) a (4) en las Tablas B1 y B2. El panel inferior reporta las correlaciones entre las columnas (5) y (6) en esas mismas tablas.

Tabla B4: Markups a nivel firma

	Distancia mín.			CPOs.Ins.Interm.			CPOs. Trabajo		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Promedio	1.77	1.79	1.54	1.39	1.31	1.46	2.01	2.10	1.49
Mediana	1.67	1.65	1.46	1.22	1.13	1.28	1.77	1.78	1.32
PromedioPonderado	2.20	2.25	1.85	1.33	1.20	1.39	2.79	3.05	2.05
p10	1.12	1.10	1.01	0.82	0.71	0.86	0.85	0.82	0.65
p90	2.61	2.74	2.18	2.22	2.19	2.31	3.60	3.99	2.65

Notas: La tabla muestra estadísticas descriptivas de las estimaciones de markups a nivel firma. Columnas (1) a (3): definición de markup basada en la distancia mínima de las CPO. Columnas (4) a (6): definición de markup basada en las CPO sobre insumos intermedios. Columnas (7) a (9): definición de markup basada en las CPO sobre el trabajo. Columnas (1), (4), (7): procedimiento para estimar elasticidades del producto basado en la función de control de inversiones. Columnas (2), (5), (8): procedimiento para estimar elasticidades del producto basado en la función de control de insumos intermedios. Columnas (3), (6), (9): elasticidad del producto estimada a partir de las participaciones en los costos.

Tabla B5: Correlación de estimaciones de markups a nivel firma

Panel A: Estimaciones basadas en diferentes procedimientos para estimar elasticidades de producto				Panel B: Estimaciones basadas en diferentes CPO de min de costos			
Control de inversión	(1)	(2)	(3)	Distancia mín.	(4)	(5)	(6)
Control de Ins. Interm.	0.89	0.86	0.83	Ins. Interm.	0.48	0.33	0.68
Participación en costos	0.95	0.98	0.96	Trabajo	0.72	0.79	0.55

Notas: La tabla muestra las correlaciones en las estimaciones de markups calculadas a nivel firma. El Panel A muestra la correlación entre los markups calculados a partir de diferentes estimaciones de elasticidades del producto (función de control de inversión—la base—, función de control de insumos intermedios, participaciones en los costos). El Panel B muestra la correlación entre los markups calculados a partir de las condiciones de primer orden de minimización de costos, basadas en diferentes insumos flexibles (distancia mínima—la base—, insumos intermedios, trabajo). Columnas (1) a (3): definición de markup basada en la distancia mínima de las CPO, CPO basadas en insumos intermedios, CPO basadas en el trabajo. Columnas (4) a (6): procedimientos para estimar elasticidades del producto basados en la función de control de inversión, función de control de insumos intermedios, participaciones en los costos.

Tabla B6: Correlación de las estimaciones de markups y ventas a nivel firma

	Distancia mín. (1)	Insumos interm. (2)	Trabajo (3)
Log ventas			
Control de inversión	0.22	-0.02	0.24
Control de insumos intermedios	0.21	-0.04	0.21
Participaciones en costos	0.20	-0.02	0.27
Tasa de beneficio			
Control de inversión	0.49	0.35	0.28
Control de insumos intermedios	0.43	0.31	0.25
Participaciones en costos	0.53	0.37	0.29

Notas: La tabla muestra las correlaciones entre diferentes estimaciones de markups, ventas y beneficios de las firmas. La tasa de beneficio se define como los ingresos sobre los costos, donde los costos incluyen el costo de producción (materiales, energía, trabajo y el costo de uso del capital), y otros gastos. Columnas (1) a (3), y (4) a (6): definición de markup basada en la distancia mínima de las CPO, CPO basadas en insumos intermedios, CPO basadas en el trabajo. A lo largo de las filas, los procedimientos para estimar las elasticidades del producto se basan en la función de control de inversiones, la función de control de insumos intermedios y las participaciones en los costos.

Apéndice C: Ejercicios de robustez

Tabla C1: Efectos a nivel firma de la competencia de importaciones chinas

	Markup INV		Markup INP		Markup CS		Tasa de beneficios	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Panel A: Shock de oferta de China (países de altos ingresos)</i>								
China IP	-0.003*** (0.001)	-0.012*** (0.003)	-0.004*** (0.001)	-0.014*** (0.003)	-0.002** (0.001)	-0.010** (0.004)	-0.002*** (0.000)	-0.006*** (0.002)
Estadístico KP F		25.8		22.0		12.5		13.4
Observaciones	109327	109327	109289	109289	109244	109244	107994	107994
<i>Panel B: Shock de oferta de China (países de América Latina)</i>								
China IP	-0.003*** (0.001)	-0.009*** (0.002)	-0.004*** (0.001)	-0.011*** (0.002)	-0.002** (0.001)	-0.006** (0.003)	-0.002*** (0.000)	-0.005*** (0.001)
Estadístico KP F		35.8		35.9		25.4		26.0
Observaciones	109327	109327	109289	109289	109244	109244	107994	107994
Covariables:								
EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF Firma	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Industria x EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Firma x EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notas: La tabla presenta estimaciones de los efectos de la competencia de importaciones chinas en los resultados a nivel firma durante el período 2001-2016. Las columnas (1), (3), (5) y (7) reportan estimaciones OLS y las columnas (2), (4), (6) y (8) reportan estimaciones 2SLS. La penetración de importaciones chinas se mide como el valor total de las importaciones desde China dividido por la absorción doméstica y varía a nivel de industria-año de 4 dígitos. Esta variable se instrumenta con la participación promedio de importaciones chinas por industria en países seleccionados de altos ingresos (utilizados en [Autor et al. \(2013, 2014\)](#)) y países de América Latina. Las variables dependientes son markups (control de inversión - INV, control de insumos - INP y participación en costos - CS) y la tasa de beneficios. Las tendencias preexistentes de la industria (PT) se definen como el cambio en el logaritmo de los ingresos de la industria, el logaritmo del empleo en la industria y en la variable dependiente correspondiente en el período de cinco años antes del inicio de la muestra (1995-2000), interactuados con variables dummy de año. Las características iniciales de las firmas se definen como el valor en 2001 del logaritmo de los ingresos, el logaritmo del empleo y el logaritmo del salario, interactuados con variables dummy de año. El estadístico F de IV débil es el estadístico F de instrumento débil de Kleibergen-Paap. Los errores estándar robustos (en paréntesis) se agrupan por industrias CIIU Rev. 3 de 4 dígitos. La significatividad a los niveles de 1, 5 y 10 por ciento denotados con ***, ** y *.

Tabla C2: Efectos a nivel industria de la competencia de importaciones chinas

	Markup INV		Markup INP		Markup CS		Tasa de beneficios	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Panel A: Shock de oferta de China (países de altos ingresos)</i>								
China IP	-0.009*** (0.002)	-0.017*** (0.005)	-0.009*** (0.002)	-0.019*** (0.006)	-0.007*** (0.002)	-0.017*** (0.005)	-0.002** (0.001)	-0.005* (0.003)
Estadístico KP F		78.5		60.4		71.6		59.0
Observaciones	1674	1674	1669	1669	1672	1672	1663	1663
<i>Panel B: Shock de oferta de China (países de América Latina)</i>								
China IP	-0.009*** (0.002)	-0.008** (0.004)	-0.009*** (0.002)	-0.009** (0.004)	-0.007*** (0.002)	-0.005 (0.004)	-0.002** (0.001)	-0.004* (0.002)
Estadístico KP F		53.5		51.2		54.6		47.8
Observaciones	1674	1674	1669	1669	1672	1672	1663	1663
Covariates:								
EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF Industria	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Industria x EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notas: La tabla presenta estimaciones de los efectos de la competencia de importaciones chinas en los resultados a nivel industria durante el período 2001-2016. Las columnas (1), (3), (5) y (7) reportan estimaciones OLS y las columnas (2), (4), (6) y (8) reportan estimaciones 2SLS. La penetración de importaciones chinas se mide como el valor total de las importaciones desde China dividido por la absorción doméstica y varía a nivel de industria-año de 4 dígitos. Esta variable se instrumenta con la participación promedio de importaciones chinas por industria en países seleccionados de altos ingresos (utilizados en [Autor et al. \(2013, 2014\)](#)) y países de América Latina. Las variables dependientes son markups promedios ponderados (control de inversión - INV, control de insumos - INP y participación en costos - CS) y la tasa de beneficios. Las tendencias preexistentes de la industria (PT) se definen como el cambio en el logaritmo de los ingresos de la industria, el logaritmo del empleo en la industria y en la variable dependiente correspondiente en el período de cinco años antes del inicio de la muestra (1995-2000), interactuados con variables dummy de año. El estadístico F de IV débil es el estadístico F de instrumento débil de Kleibergen-Paap. Los errores estándar robustos (en paréntesis) se agrupan por industrias CIIU Rev. 3 de 4 dígitos. La significatividad a los niveles de 1, 5 y 10 por ciento denotados con ***, ** y *.

Tabla C3: Efectos a nivel industria de la competencia de importaciones chinas sobre markups de las principales firmas

	Top 1		Top 2		Top 3		Top 5	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Panel A: markup control de inversión (dist. mínima)</i>								
China IP	-0.013*** (0.003)	-0.025*** (0.008)	-0.010*** (0.002)	-0.020*** (0.006)	-0.010*** (0.002)	-0.017*** (0.006)	-0.011*** (0.003)	-0.019*** (0.006)
Estadístico KP F		76.1		83.1		75.9		84.0
Observaciones	1591	1591	1638	1638	1659	1659	1673	1673
<i>Panel B: markup control de insumos (dist. mínima)</i>								
China IP	-0.013*** (0.003)	-0.026*** (0.008)	-0.010*** (0.002)	-0.018*** (0.006)	-0.010*** (0.002)	-0.017*** (0.006)	-0.011*** (0.003)	-0.022*** (0.006)
Estadístico KP F		61.7		65.7		60.4		63.9
Observaciones	1575	1575	1624	1624	1645	1645	1660	1660
<i>Panel C: markup participación en el costo (dist. mínima)</i>								
China IP	-0.009*** (0.003)	-0.024*** (0.007)	-0.007*** (0.002)	-0.018*** (0.006)	-0.007*** (0.002)	-0.016*** (0.006)	-0.008*** (0.002)	-0.019*** (0.006)
Estadístico KP F		71.2		74.9		72.1		75.5
Observaciones	1597	1597	1651	1651	1654	1654	1669	1669
Covariables:								
EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF Industria	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Industria x EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notas: La tabla presenta estimaciones de los efectos de la competencia de importaciones chinas sobre los resultados a nivel industria durante el período 2001-2016. Las columnas (1), (3), (5) y (7) reportan estimaciones OLS, y las columnas (2), (4), (6) y (8) presentan estimaciones 2SLS. La penetración de importaciones chinas se mide como el valor total de las importaciones desde China dividido por la absorción doméstica y varía a nivel de industria-año de cuatro dígitos. Esta variable se instrumenta con la participación promedio de importaciones chinas por industria en países de altos ingresos seleccionados (utilizados en Autor et al. (2013, 2014)). Las variables dependientes son los markups ponderados de las empresas que están en el nivel más alto de participación en los ingresos a nivel de industria en cada año (top 1, top 2, top 3 y top 5). Las características iniciales de la industria se definen como el valor en 2001 del logaritmo de los ingresos, el logaritmo del empleo y el logaritmo del salario, interactuados con variables dummy de año. El estadístico F de IV débil es el estadístico F de instrumento débil de Kleibergen-Paap. Los errores estándar robustos (en paréntesis) se agrupan por industrias ISIC rev. 3 de cuatro dígitos. La significatividad a los niveles del 1, 5 y 10 por ciento, denotada con ***, ** y *.

Tabla C4: Efectos a nivel industria de la competencia de importaciones chinas sobre markups para firmas no principales

	No top 1		No top 2		No top 3		No top 5	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Panel A: markup control de inversión (dist. mínima)</i>								
China IP	−0.004** (0.002)	−0.009* (0.005)	−0.002 (0.003)	−0.012** (0.005)	−0.003 (0.002)	−0.009* (0.004)	−0.004** (0.002)	−0.008 (0.005)
Estadístico KP F		51.2		46.2		43.5		21.4
Observaciones	1542	1542	1381	1381	1314	1314	1200	1200
<i>Panel B: markup control de insumos (dist. mínima)</i>								
China IP	−0.004* (0.002)	−0.016** (0.006)	−0.001 (0.003)	−0.018** (0.007)	−0.002 (0.002)	−0.015** (0.006)	−0.004 (0.002)	−0.013** (0.006)
Estadístico KP F		45.8		38.5		35.9		20.3
Observaciones	1540	1540	1378	1378	1314	1314	1200	1200
<i>Panel C: markup participación en el costo (dist. mínima)</i>								
China IP	−0.002 (0.001)	−0.011** (0.005)	−0.001 (0.002)	−0.014** (0.006)	−0.003 (0.002)	−0.010** (0.005)	−0.003* (0.002)	−0.009* (0.005)
Estadístico KP F		47.1		44.3		39.8		20.4
Observaciones	1541	1541	1380	1380	1314	1314	1200	1200
Covariables:								
EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF Industria	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Industria x EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notas: La tabla presenta estimaciones de los efectos de la competencia de importaciones chinas sobre los resultados a nivel industria durante el período 2001-2016. Las columnas (1), (3), (5) y (7) presentan estimaciones OLS, y las columnas (2), (4), (6) y (8) presentan estimaciones 2SLS. La penetración de importaciones chinas se mide como el valor total de las importaciones desde China dividido por la absorción doméstica y varía a nivel de industria-año de cuatro dígitos. Esta variable se instrumenta con la participación promedio de importaciones chinas por industria en países de altos ingresos seleccionados (utilizados en Autor et al. (2013, 2014)). Las variables dependientes son los markups ponderados de las empresas que están por debajo del nivel más alto de participación en los ingresos a nivel de industria en cada año (por debajo del 1, por debajo del 2, por debajo del 3 y por debajo del 5). Las características iniciales de la industria se definen como el valor en 2001 del logaritmo de los ingresos, el logaritmo del empleo y el logaritmo del salario, interactuados con variables dummy de año. El estadístico F de IV débil es el estadístico F de instrumento débil de Kleibergen-Paap. Los errores estándar robustos (en paréntesis) se agrupan por industrias CIIU Rev. 3 de cuatro dígitos. La significatividad a los niveles del 1, 5 y 10 por ciento se denota con ***, ** y *.

Tabla C5: Efectos a nivel industria de la competencia de importaciones chinas sobre markups de las principales firmas

	Top 1		Top 2		Top 3		Top 5	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Panel A: markup control de inversión (dist. mínima)</i>								
China IP	−0.013*** (0.003)	−0.018** (0.007)	−0.010*** (0.002)	−0.014** (0.006)	−0.010*** (0.002)	−0.012** (0.006)	−0.011*** (0.003)	−0.012** (0.006)
Estadístico KP F		89.0		95.7		85.7		90.7
Observaciones	1591	1591	1638	1638	1659	1659	1673	1673
<i>Panel B: markup control de insumos (dist. mínima)</i>								
China IP	−0.013*** (0.003)	−0.020*** (0.007)	−0.010*** (0.002)	−0.015*** (0.006)	−0.010*** (0.002)	−0.016*** (0.005)	−0.011*** (0.003)	−0.019*** (0.005)
Estadístico KP F		75.9		83.2		78.6		79.0
Observaciones	1575	1575	1624	1624	1645	1645	1660	1660
<i>Panel C: markup participación en el costo (dist. mínima)</i>								
China IP	−0.009*** (0.003)	−0.015** (0.006)	−0.007*** (0.002)	−0.011** (0.005)	−0.007*** (0.002)	−0.010** (0.005)	−0.008*** (0.002)	−0.010** (0.005)
KP F-stat		85.8		92.6		90.5		89.1
Observaciones	1597	1597	1651	1651	1654	1654	1669	1669
Covariables:								
EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF Industria	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Industria x EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notas: La tabla presenta estimaciones de los efectos de la competencia de importaciones chinas sobre los resultados a nivel industria durante el período 2001-2016. Las columnas (1), (3), (5) y (7) reportan estimaciones OLS, y las columnas (2), (4), (6) y (8) presentan estimaciones 2SLS. La penetración de importaciones chinas se mide como el valor total de las importaciones desde China dividido por la absorción doméstica y varía a nivel de industria-año de cuatro dígitos. Esta variable se instrumenta con la participación promedio de importaciones chinas por industria en países de América Latina. Las variables dependientes son los markups ponderados de las empresas que están en el nivel más alto de participación en los ingresos a nivel de industria en cada año (top 1, top 2, top 3 y top 5). Las características iniciales de la industria se definen como el valor en 2001 del logaritmo de los ingresos, el logaritmo del empleo y el logaritmo del salario, interactuados con variables dummy de año. El estadístico F de IV débil es el estadístico F de instrumento débil de Kleibergen-Paap. Los errores estándar robustos (en paréntesis) se agrupan por industrias ISIC rev. 3 de cuatro dígitos. La significatividad a los niveles del 1, 5 y 10 por ciento, denotada con ***, ** y *.

Tabla C6: Efectos a nivel industria de la competencia de importaciones chinas sobre markups para firmas no principales

	No top 1		No top 2		No top 3		No top 5	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Panel A: markup control de inversión (dist. mínima)</i>								
China IP	−0.004** (0.002)	−0.005 (0.004)	−0.002 (0.003)	−0.007* (0.004)	−0.003 (0.002)	−0.007** (0.003)	−0.004** (0.002)	−0.009** (0.004)
Estadístico KP F		36.6		80.1		91.2		58.4
Observaciones	1542	1542	1381	1381	1314	1314	1200	1200
<i>Panel B: markup control de insumos (dist. mínima)</i>								
China IP	−0.004* (0.002)	−0.010** (0.004)	−0.001 (0.003)	−0.010** (0.004)	−0.002 (0.002)	−0.009*** (0.004)	−0.004 (0.002)	−0.010** (0.005)
Estadístico KP F		42.8		80.3		87.5		58.5
Observaciones	1540	1540	1378	1378	1314	1314	1200	1200
<i>Panel C: markup participación en el costo (dist. mínima)</i>								
China IP	−0.002 (0.001)	−0.003 (0.004)	−0.001 (0.002)	−0.006 (0.004)	−0.003 (0.002)	−0.006** (0.003)	−0.003* (0.002)	−0.008** (0.004)
Estadístico KP F		36.0		80.9		88.7		58.6
Observaciones	1541	1541	1380	1380	1314	1314	1200	1200
Covariables:								
EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF Industria	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Industria x EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notas: La tabla presenta estimaciones de los efectos de la competencia de importaciones chinas sobre los resultados a nivel industria durante el período 2001-2016. Las columnas (1), (3), (5) y (7) presentan estimaciones OLS, y las columnas (2), (4), (6) y (8) presentan estimaciones 2SLS. La penetración de importaciones chinas se mide como el valor total de las importaciones desde China dividido por la absorción doméstica y varía a nivel de industria-año de cuatro dígitos. Esta variable se instrumenta con la participación promedio de importaciones chinas por industria en países de América Latina. Las variables dependientes son los markups ponderados de las empresas que están por debajo del nivel más alto de participación en los ingresos a nivel de industria en cada año (por debajo del 1, por debajo del 2, por debajo del 3 y por debajo del 5). Las características iniciales de la industria se definen como el valor en 2001 del logaritmo de los ingresos, el logaritmo del empleo y el logaritmo del salario, interactuados con variables dummy de año. El estadístico F de IV débil es el estadístico F de instrumento débil de Kleibergen-Paap. Los errores estándar robustos (en paréntesis) se agrupan por industrias CIIU Rev. 3 de cuatro dígitos. La significatividad a los niveles del 1, 5 y 10 por ciento se denota con ***, ** y *.

Tabla C7: Efectos a nivel firma de la competencia de importaciones chinas

	Markup INV		Markup INP		Markup CS		Tasa de beneficios	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
China IP	-0.003*** (0.001)	-0.009** (0.004)	-0.004*** (0.001)	-0.011** (0.004)	-0.002* (0.001)	-0.004 (0.004)	-0.002*** (0.001)	-0.004*** (0.002)
Estadístico KP F		27.3		26.4		16.9		18.0
Observaciones	35916	35916	35975	35975	35936	35936	35557	35557
Covariables:								
EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF Firma	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Industria x EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Firma x EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

Notas: La tabla presenta estimaciones de los efectos de la competencia por importaciones chinas en los resultados a nivel firma durante 2001-2016. Panel balanceado de firmas. Las columnas (1), (3), (5) y (7) reportan estimaciones OLS y las columnas (2), (4), (6) y (8) reportan estimaciones 2SLS. La penetración de importaciones chinas se mide como el valor total de las importaciones desde China dividido por la absorción doméstica y varía a nivel de industria-año de 4 dígitos. Esta variable se instrumenta con el promedio de la participación de importaciones de China en todas las industrias a nivel mundial. Las variables dependientes son markups (control de inversión - INV, control de insumos - INP, y participación de costos - CS) y tasa de beneficios. Las tendencias preexistentes en la industria (PT) se definen como el cambio en el logaritmo de los ingresos industriales, el logaritmo del empleo industrial y en la variable dependiente correspondiente en el período de cinco años anterior al inicio de la muestra (1995-2000) interactuadas con variables dummy de año. Las características iniciales de la firma (PT) se definen como el valor en 2001 del logaritmo de ingresos, logaritmo de empleo y logaritmo de salario interactuados con variables dummy de año. El estadístico F del IV débil es el estadístico Kleibergen-Paap para instrumentos débiles. Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por industrias de 4 dígitos CIU Rev. 3. La significatividad a los niveles del 1, 5 y 10 por ciento se denota con ***, ** y *.

Tabla C8: Efectos del potencial de automatización a nivel firma

	Margen INV		Margen INP		Margen CS		Tasa de beneficios	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Pot. de automatización	-0.003* (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.005** (0.002)	-0.004*** (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.001** (0.000)	-0.001 (0.001)
Observaciones	36102	36102	36162	36162	36122	36122	36067	36067
Covariables:								
EF Año	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
EF Firma	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
PT Industria x EF Año		✓		✓		✓		✓
PT Firma x EF Año		✓		✓		✓		✓

Notas: La tabla presenta estimaciones OLS de la correlación entre el potencial de automatización y los resultados a nivel firma durante 2001-2016. Panel balanceado de firmas. El potencial de automatización es el stock promedio de robots por mil trabajadores en 1995 (el promedio en todos los países del mundo con datos comparables del IFR). Las variables dependientes son markups ponderados (control de inversión - INV, control de insumos - INP, y participación de costos - CS) y rentabilidad. Todas las especificaciones controlan por capital logarítmico. Las tendencias preexistentes en la industria (PT) se definen como el cambio en los ingresos logarítmicos de la industria, empleo logarítmico de la industria y en la variable dependiente correspondiente en el período de cinco años antes del inicio de la muestra (1995-2000) interactuadas con variables dummy de año. Las características iniciales de la firma (PT) se definen como el valor en 2001 de ingresos logarítmicos, empleo logarítmico, salario logarítmico y capital logarítmico interactuados con variables dummy de año. Los errores estándar robustos (en paréntesis) están agrupados por industrias de 2 dígitos IFR. La significatividad a los niveles del 1, 5 y 10 por ciento se denota con ***, ** y *.