



EconoQuantum

ISSN: 1870-6622

ISSN: 2007-9869

Universidad de Guadalajara

Rangel González, Erick; López Ornelas, Luis Fernando  
Inversión extranjera directa y productividad laboral en la industria manufacturera regional  
EconoQuantum, vol. 19, núm. 1, 2022, Enero-Junio, pp. 20-52  
Universidad de Guadalajara

DOI: <https://doi.org/10.18381/eq.v19i1.7252>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=125071278002>

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

UDEM 

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

## Inversión extranjera directa y productividad laboral en la industria manufacturera regional

Foreign direct investment and labor productivity in the regional manufacturing industry

Erick Rangel González  
Luis Fernando López Ornelas

### Resumen

**Objetivo:** Analizar los efectos de la inversión extranjera directa sobre la productividad laboral en el sector manufacturero en México durante el periodo 2007-2015.

**Metodología:** Se estiman diferentes especificaciones econométricas empleando distintas medidas de productividad laboral por medio del método generalizado de momentos, el cual permite considerar posibles problemas de endogeneidad.

**Resultados:** Se identifica un efecto positivo y estadísticamente significativo de la inversión extranjera directa como proporción del PIB manufacturero sobre la tasa de crecimiento de la productividad laboral estimada a partir del índice de productividad laboral de las manufacturas.

**Limitaciones:** Las estimaciones no consideran la dimensión geográfica espacial entre entidades federativas.

**Originalidad:** Estudios previos en México no utilizan una medida de productividad basada en la producción total ni controlan por posibles sesgos generados por variables omitidas.

**Conclusiones:** La evidencia sugiere que la inversión extranjera directa puede contribuir al desarrollo económico de las entidades federativas al generar aumentos en la productividad laboral.

**Palabras clave:** Productividad laboral, inversión extranjera directa, manufacturas, México.

**Clasificación JEL:** J01, J24, Q29, R11.

### Abstract

**Objective:** To analyze the effects of Foreign Direct Investment (FDI) on labor productivity in the manufacturing sector in Mexico during the period 2007-2015.

**Methodology:** Different econometric specifications are estimated by using different measures of labor productivity through the generalized method of moments, which allows to consider for possible endogeneity problems.

**Results:** A positive and statistically significant effect of Foreign Direct Investment as a proportion of manufacturing GDP is identified on the growth rate of labor productivity calculated from the Manufacturing Labor Productivity Index.

**Limitations:** The estimates do not consider the spatial geographic dimension between states.

**Originality:** Previous studies in Mexico do not use a labor productivity measure based on total production or control for possible biases generated by omitted variables.

**Conclusions:** The evidence suggests that FDI could contribute to economic development of states in Mexico by generating increases in labor productivity.

**Keywords:** Labor productivity, foreign direct investment, manufacturing, México.

**JEL Classification:** J01, J24, Q29, R11.

**Erick Rangel González.** Banco de México, Dirección General de Investigación Económica. México. Correo electrónico: [erick.rangel@banxico.org.mx](mailto:erick.rangel@banxico.org.mx)

**Luis Fernando López Ornelas.** Universidad de Guanajuato. México. Correo electrónico: [flopezornelas@gmail.com](mailto:flopezornelas@gmail.com)

## Introducción

La productividad laboral, en el largo plazo, es uno de los factores más importantes que inciden en el nivel de vida de la población, ya que afecta el poder adquisitivo de los hogares a través de mayores salarios y/o menores precios (Harris, 2002). Adicionalmente, reduce los costos de producción y aumenta la rentabilidad de las inversiones en las empresas (Organización Internacional del Trabajo [OIT], 2008). En efecto, en el modelo neoclásico microeconómico la relación entre la productividad laboral y los salarios es directa, ya que las empresas maximizadoras de beneficios contratan dicho factor hasta el punto en que su producto marginal iguala su costo (salarios). Desde el punto de vista macroeconómico, de acuerdo a Solow (1957), la productividad laboral es el determinante que tiene mayor influencia sobre el nivel de ingresos de un país.

El objetivo de este estudio es analizar el efecto de la inversión extranjera directa (IED) sobre la productividad laboral en el sector manufacturero mexicano durante el periodo 2007-2015 utilizando datos panel y empleando como unidad de análisis a las entidades federativas del país. En específico, se explora la heterogeneidad en la productividad laboral promedio de los estados del país en la industria manufacturera y de otras variables, para identificar el efecto de la IED sobre dicha productividad, considerando posibles problemas de endogeneidad y/o de variable omitida. Las estimaciones principales son realizadas a través del método generalizado de momentos empleando la técnica propuesta por Blundell y Bond (1998). Además, la especificación empírica permite controlar, a través de diversos factores que influyen sobre el crecimiento económico, cambios en el factor de trabajo, la apertura comercial, el desarrollo de los mercados financieros y la inflación.

Las estimaciones econométricas principales se realizan utilizando la tasa de crecimiento del Índice de Productividad Laboral de las Manufac-

turas (IPLM) calculado y publicado por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). Dicho índice es una medida construida a partir de la producción total, a diferencia de las medidas tradicionales que emplean el valor agregado. Adicionalmente, para dimensionar los niveles de productividad por entidad federativa se incluye un análisis descriptivo del producto medio por trabajador (PMT) estimado a través de la Encuesta Mensual de la Industria Manufacturera (EMIM), el cual también se construye a partir de la producción total. Asimismo, se presentan estimaciones utilizando el PMT y el PIB manufacturero por trabajador (PIBMT) a precios constantes de 2013 (que se basan en el concepto de valor agregado). Las estimaciones sugieren que, una vez que se controla por posibles problemas de endogeneidad y/o variable omitida, y por otros elementos que influyen en el crecimiento económico, la IED como proporción del PIB tiene un impacto positivo y estadísticamente significativo sobre la tasa de crecimiento del IPLM, dichos resultados se mantienen empleando diferentes especificaciones econométricas y métodos de estimación. Además, se obtienen resultados similares cuando se emplea el PMT como medida de productividad laboral. Por su parte, si esta se mide por medio del PIBMT, la significancia estadística de la IED es más sensible a la especificación econométrica y método de estimación utilizado, si bien se observa un coeficiente positivo en todas las estimaciones, y las especificaciones no significativas se encuentran, en su mayoría, no muy alejados de los límites estadísticos de significancia.

La mayor parte de los estudios sobre productividad y productividad laboral están basados en estimaciones que emplean medidas de valor agregado. Sin embargo, existe un creciente interés en estimar funciones de producción y analizar la productividad a través de la producción total (Amiti y Konings, 2007; Basu y Fernald, 1995; Gandhi, Navarro y Rivers, 2020; Kasahara y Rodrigue, 2008; Levinsohn y Petrin, 2003). En el

caso específico de la productividad laboral, esta también puede ser medida a través del valor agregado y de la producción agregada. Por un lado, las medidas de productividad laboral basadas en valor agregado tienen la ventaja sobre su contraparte (producción agregada) de ser menos sensibles a la sustitución entre el factor trabajo y los insumos intermedios (Cobbold, 2003). Por otro lado, tienen la desventaja de ser sensibles al tratamiento de los precios y la contabilidad del factor trabajo. En específico, la variable de productividad laboral estimada con base en el producto total empleada en este estudio (IPLM), conlleva un proceso muy cuidadoso de tratamiento en los precios de los productos, mientras que las variables de valor agregado estimadas en base al PIBMT son sensibles al índice de precios que se usa para deflactar. Cabe señalar que los temas relacionados con los precios no son menores, sobre todo si se considera que el crecimiento anual de los precios es mayor al de la productividad laboral en el periodo analizado. Otra ventaja que tiene el IPLM sobre el PIBMT es que realiza una contabilidad más precisa del factor trabajo.<sup>1</sup>

Si bien se ha argumentado que la IED podría estimular la productividad laboral por medio de cadenas de producción mejor integradas a los procesos productivos globales, imitación de procesos productivos, creación de nuevos productos y procesos, así como captación en el empleo, la evidencia empírica no refleja un consenso a favor de dicho argumento. Así, el presente documento de investigación pretende contribuir al entendimiento de los efectos de la IED sobre la productividad laboral, y en específico sobre su tasa de crecimiento. Dicho tema es de gran importancia pues la productividad laboral influye directamente sobre el nivel de vida de la población. Asimismo, el estudio desde el punto de vista regional de los flujos de IED es relevante pues aporta información sobre la pertinencia de diseñar políticas pú-

blicas de atracción de IED en el nivel regional que ayuden a incrementar la productividad laboral y con ello el nivel de vida de sus habitantes. Cabe señalar que es escasa la literatura para México que utiliza el enfoque datos de panel por entidad federativa para analizar los efectos de la IED sobre la productividad laboral. Además, ninguno de ellos utiliza una medida de productividad basada en la producción total en lugar de valor agregado, ni controla por medio la posibilidad de causalidad inversa y/o sesgos generados por variables omitidas en el modelo (al menos en nuestro conocimiento).

El documento de investigación está organizado de la siguiente forma: la sección dos muestra una revisión de la literatura; la sección tres contiene un análisis de la evolución de la productividad laboral y de los niveles de esta por entidad federativa; la descripción de los datos y del modelo econométrico se presentan en las secciones cuatro y cinco. Finalmente, la sección seis contiene las conclusiones y consideraciones finales de la presente investigación.

## Revisión de la literatura

Existen diversas teorías que relacionan los flujos de IED con la productividad laboral y el crecimiento económico. El modelo de variedad de productos de Romer (1990) argumenta que el crecimiento en productividad es derivado de una expansión en la variedad de productos intermedios especializados. Así, la IED podría permitir aumentos en la productividad si incrementa la variedad de productos intermedios en la economía. Por su parte, Mitze y Özyurt (2014) mencionan que la IED es una fuente de empleo y acumulación de capital físico, lo que a su vez eleva la productividad laboral. Asimismo, la IED podría estimular la productividad en economías en desarrollo, ya que genera la llegada de empresas transnacionales las cuales pueden contar con sistemas de producción más eficientes e integrados a las cadenas de valor global en relación con las empresas domésticas.

<sup>1</sup> En la sección de resultados se amplía la discusión sobre las diferencias entre el IPLM y el PIBMT.

Zhao y Zhang (2010) señalan que, por un lado, la IED puede promover la productividad a través de cadenas de producción, imitación de procesos productivos, creación de nuevos productos y procesos, así como capacitación en el empleo. No obstante, también comentan que mucha de la inversión es hecha por compañías transnacionales que algunas veces restringen la difusión de nuevas tecnologías y conocimiento especializado en sus subsidiarias, y en tal caso no habría un impacto sobre la productividad laboral. Más aún, se menciona que la IED podría generar un impacto negativo sobre la productividad al inhibir el desarrollo tecnológico en los países receptores si las compañías multinacionales desean limitar la innovación y uso de la tecnología en los países receptores de IED (Ram y Zhang, 2002). Asimismo, Fillat y Woerz (2011) mencionan que la IED puede generar un efecto de desplazamiento sobre la inversión doméstica privada generando una menor productividad y crecimiento económico. Por su parte, Alfaro, Chanda, Kalemli-Ozcan y Sayek (2004) argumentan que la falta de un sistema financiero bien desarrollado puede limitar los impactos positivos de la IED sobre el crecimiento económico.

En la literatura se pueden identificar diversas formas de analizar la productividad laboral: algunos estudios lo hacen empleando el producto medio por trabajador y su tasa de crecimiento (Belorgey, Lecat y Maury, 2006; Bourlès y Cette, 2007; Choudhry, Marelli y Signorelli, 2016), mientras que otros utilizan la tasa de crecimiento del producto menos la tasa de crecimiento del factor trabajo como unidad de análisis (Gust y Marquez, 2004); un tercer enfoque consiste en emplear los salarios promedio como medida de la productividad laboral y a través de estos analizar algunos de los determinantes más importantes (Carlino y Voith, 1992; Decker, Thompson y Wohar, 2009).

La literatura empírica muestra evidencia mixta sobre los efectos de la IED sobre la productividad laboral. Entre los estudios que encuentran

una relación positiva se encuentra el trabajo de Mitze y Özyurt (2014) para las provincias en China. Sus resultados indican que en el largo plazo la productividad laboral regional es afectada por los efectos espaciales directos e indirectos de la IED y el comercio internacional, además de otros factores como la infraestructura regional y la dotación de capital físico. Similarmente, Zhao y Zhang (2010) encuentran que la IED afecta tanto de manera directa, como a través de efectos de derrama, a la productividad industrial en China tanto en niveles como en su tasa de crecimiento. Hejazi y Safarian (1999) encontraron evidencia de que la IED es un canal efectivo para la difusión de investigación y desarrollo para los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) y que su relevancia es aún mayor que la del comercio de bienes y servicios. Por su parte, Yazdan y Hossein (2013) analizan los impactos de la IED y de la inversión en tecnologías de comunicación para países de medio oriente durante el periodo 1990-2010, y encuentran efectos positivos de ambas variables sobre la productividad.

En referencia a estudios menos concluyentes sobre los efectos de la IED, Carkovic y Levine (2005) emplean técnicas de panel dinámico para 72 países y no encuentran evidencia robusta de los efectos de la IED sobre el crecimiento económico. Similarmente, Borensztein, Gregorio y Lee (1998) emplean datos de panel para 69 países para las décadas de 1970 y 1980 encontrando una relación positiva de la IED sobre la productividad laboral solamente para los países que rebasaban un nivel mínimo de capital humano. Por su parte, Hsu y Chen (2000) encuentran para el sector manufacturero en Taiwán que los incrementos en el tamaño del sector exportador y en la IED aumentan la productividad laboral en empresas de tamaño pequeño, pero la reducen en las grandes. Dimelis y Papaioannou (2010) empleando un panel para 43 países en el periodo 1993-2001 encuentran una relación positiva entre la IED y la

productividad laboral. Sin embargo, cuando dividen la muestra entre países desarrollados y en vías de desarrollo no encuentran evidencia a favor de tal relación para los últimos. Similarmente, Fillat y Woerz (2011) usando una muestra de 35 países (avanzados y en niveles de desarrollo medio) durante el periodo 1987-2002 encuentran que los efectos de la IED sobre la productividad dependen del grado de desarrollo de las economías, si bien en su caso los efectos más modestos se observan en las economías más avanzadas. Analizando por sectores, Alfaro (2003) encuentra un efecto negativo de la IED sobre el sector primario, positivo sobre el sector manufacturero y ambiguo sobre el sector servicios y la economía en general.

En el caso específico de la economía mexicana, algunos estudios sobre la IED analizan los determinantes de esta o su distribución espacial en el tiempo. Por ejemplo, Torres, Polanco y Tinoco (2016) analizan la distribución espacial y temporal de la IED en las entidades federativas de México mediante el uso de cadenas de Markov espaciales para el periodo 2006-2013. Sus resultados sugieren un proceso de divergencia en la atracción de IED entre entidades. Por su parte, Garriga (2017) realiza un análisis descriptivo entre las diferencias en las características de la IED procedente de Estados Unidos y las de otros países. Este análisis, que se realiza tanto en el nivel nacional como por entidad federativa para el periodo 1999-2015, también presenta un modelo para analizar algunos determinantes de la IED. Sin embargo, dichos estudios no analizan la relación de dicha variable con la productividad o el crecimiento.

Kim (1997) analiza los efectos de la IED sobre la productividad total de empresas manufactureras por medio de métodos paramétricos y no paramétricos. El análisis diferencia por país de origen a la IED y considera efectos de derrama sobre los sectores de actividad económica, además de que encuentra efectos positivos de la IED sobre la productividad. Otros estudios que también anali-

zan los efectos de la IED sobre la productividad total de los factores en México y encuentran una relación positiva entre ambas variables son Khawar (2003) y Andreas (2010). En el caso específico de la productividad laboral, Olechko (2004) estudia la relación existente entre la productividad laboral de un grupo de empresas manufactureras de México y la IED en la década de los noventa, encontrando evidencia de que la presencia de inversión extranjera en el sistema económico mexicano tiene un impacto sobre la productividad; sin embargo, este efecto no se observa para las empresas domésticas, lo que sugiere una falta de mecanismos para que los negocios locales captaran los efectos de derrama de la inversión extranjera. Jordaan (2008) analiza los efectos de externalidades en la IED sobre la productividad de las empresas manufactureras (productividad media por trabajador estimada con base en el valor agregado). Sus resultados sugieren externalidades negativas al interior de las industrias y positivas en otras industrias por medio de enlaces en las cadenas productivas de suministros. Por su parte, Casanueva y Rodríguez (2009) encuentran evidencia que indica que la IED tiene impactos positivos sobre la productividad laboral en la industria manufacturera mexicana, y que sus efectos se incrementan en la medida en que existe un ambiente de trabajo de calidad. Similarmente, Mendoza y Cabrera (2014) plantean que los flujos de IED tienen un impacto positivo sobre la productividad laboral en la frontera norte de México, mientras que Rivas y Puebla (2016) usan datos panel por sector para analizar la relación entre la IED y la productividad laboral. Sin embargo, ninguno de estos estudios controla por posibles efectos de endogeneidad o variable omitida.

Otros estudios para la economía mexicana emplean un enfoque de series de tiempo y analizan la relación en el nivel nacional entre los flujos de IED y la productividad laboral, como Ramírez (2000), quien encuentra una relación positiva entre ambas variables para el periodo 1960-1995.

Similarmente, Romero (2012) utiliza modelos de cointegración y estima modelos de corrección de errores para analizar el efecto de tres tipos de capital (nacional, extranjero y público) sobre el crecimiento de la productividad, donde el capital extranjero se mide por medio de la acumulación de IED. Sus resultados indican un efecto positivo de la IED acumulada sobre el crecimiento en la productividad, si bien de menor importancia que el del capital nacional privado y el público.

Cabe señalar que ninguno de los estudios mencionados para México emplea datos de panel por entidad federativa, ni utiliza una medida de productividad basada en la producción total en lugar de valor agregado, ni controla por la posibilidad de causalidad inversa y/o sesgos generados por variables omitidas en el modelo.

El presente artículo tiene un enfoque empírico y emplea datos de panel por entidad federativa para estudiar el impacto de la IED sobre la productividad laboral. Dicho enfoque es similar al de Baiaashvili y Gattini (2020) y al que han usado en otros estudios en el nivel estatal o por país para estudiar algunos determinantes de la productividad, entre los que se encuentran Belorgey et al. (2006), Bourlès y Cette (2005, 2007), Choudhry et al. (2016), Gust y Marquez (2004), Heshmati (2011) y Vergeer y Kleinknecht (2014). La ventaja de emplear datos de panel radica en que si bien, como se observará en el documento, la productividad y su tasa de crecimiento en el nivel nacional muestran poca variación, es posible encontrar una mayor heterogeneidad al comparar los datos por entidad federativa, y dicha variación es explotada para estimar los impactos de la tasa de crecimiento en la IED sobre la productividad laboral manufacturera. No existen estudios similares previos, al menos que sean de nuestro conocimiento.

## Productividad laboral manufacturera

En esta sección se presentan dos diferentes medidas de productividad. La primera corresponde al IPLM estimado y publicado por el INEGI (2015),

el cual se define como la razón entre el índice de volumen físico de la producción total y el índice de horas trabajadas en el sector manufacturero. Cabe mencionar que ambos índices se elaboran con información de la EMIM. La EMIM contiene información de 240 clases industriales, por lo que resulta un instrumento estadístico de gran relevancia para medir el cambio en la productividad laboral, ya que es representativo para toda la industria manufacturera, y presenta periodicidad mensual a partir de enero de 2007 (los IPLM se publican de manera trimestral). Asimismo, su construcción conlleva un tratamiento cuidadoso que considera los precios de los productos y la diversidad de estos dentro de cada clase industrial. No obstante, vale la pena señalar que el IPLM no permite comparar los niveles de productividad entre entidades porque es un índice.

La segunda medida es el PMT que también tiene como base la EMIM, y que se calculó para fines de este documento para contar con información sobre las diferencias en los niveles de productividad entre entidades federativas. Dicha medida, explota los datos abiertos de la EMIM disponibles en el nivel entidad y sector de actividad económica en el portal del INEGI.<sup>2</sup> Se hace uso del valor de producción de los productos elaborados, así como del personal ocupado total. El valor de la producción se deflactó utilizando el Índice Nacional de Precios al Productor (INPP) específico para las actividades secundarias sin petróleo.

Resulta relevante reconocer que existen diferencias sustanciales entre la medida de productividad que se genera a partir de los índices y la que es construida a partir de la información en niveles, a pesar de que ambas provienen de la mis-

---

<sup>2</sup> Este es el máximo nivel de desagregación que se ofrece en el portal público del INEGI. Sin embargo, se debe considerar que en una función de producción técnicamente la mínima unidad de medida son los productos, los cuales posteriormente se agregan para conformar una clase de actividad, subrama, rama, subsector y sector.

ma encuesta. Como se mencionó anteriormente, uno de los insumos utilizados en el cálculo de los IPLM, es el Índice de Volumen Físico de la Producción Total, el cual conlleva un algoritmo complejo que implica tratar las observaciones desde el nivel producto, estimar el precio de cada producto por medio del valor de la producción y el valor de ventas, así como obtener un índice de valor de la producción de los productos medidos en volumen y valor para las diversas clases de actividad. Es decir, el cálculo del índice de volumen físico de la producción, a diferencia de la medida de productividad estimada en niveles, toma en cuenta la diversidad de los productos dentro de cada clase de actividad industrial, así como el volumen de producción complementado con información de la Encuesta Industrial Anual, además de los ingresos por maquila, submaquila y remanufactura de materias primas y bienes semiprocesados propiedad de terceros, tanto nacionales como extranjeros.<sup>3</sup> Por otro lado, la medida de productividad en niveles se estima por medio de un cálculo simplificado que involucra el valor de la producción de los productos elaborados y las horas trabajadas por el personal ocupado. Vale la pena mencionar que la información en el nivel producto, que es la requerida para realizar el cálculo de los IPLM (y consecuentemente los valores a partir de los que se construyen dichos índices), se encuentra disponible dentro del INEGI únicamente en el nivel nacional, no se encuentra con esta escala de desagregación por entidad federativa. Así, únicamente se encuentra información en el nivel subsector y no es posible encontrarla para todas las entidades federativas. Es por esto que ambas medidas están definitivamente reflejando ciertos aspectos de la productividad laboral de la industria manufacturera, pero es necesario considerar que existen diferencias entre ellas.

Durante el periodo 2007-2015 la productividad laboral medida por el IPLM creció 6.3% en

promedio en México (**Figura 1**), con una tasa de crecimiento compuesta promedio anual de 0.68%. Por su parte, el PMT, estimado con datos en niveles de la EMIM, registró un crecimiento total durante el periodo de 8.06%, con una tasa de crecimiento compuesta promedio anual de 0.86%.

La **Figura 2** muestra el cambio en la productividad laboral de las manufacturas en las entidades del país, utilizando las dos medidas de productividad estimadas, durante el periodo antes mencionado. Dicho cambio está evaluado por medio de la tasa de crecimiento compuesta promedio anual por entidad.

Se puede observar que para las dos medidas utilizadas existe cierta variabilidad en la evolución de la productividad laboral en el nivel entidad federativa para el periodo 2007-2015, pero en general el cambio en la productividad entre ambas series se dio en el mismo sentido. Para la productividad laboral estimada con el IPLM la tasa compuesta media anual de crecimiento oscila en un rango entre -5.69 y 6.87%. Por un lado, existen entidades que registraron una disminución importante en sus niveles de productividad laboral, tales como Zacatecas (-5.69%), Guerrero (-3.17%), Colima (-2.42%) y Durango (-1.90%), mientras que por otro lado observamos estados como Michoacán (6.87%), Oaxaca (3.26%), Yucatán (2.98%), Puebla (2.92%) y Jalisco (2.92%), en los cuales se observó un incremento relativamente elevado en la productividad laboral.

Las tasas de crecimiento compuestas del PMT presentan un ordenamiento distinto de las entidades. De acuerdo con esta medida los estados que presentaron un menor crecimiento fueron Tabasco (-6.94%), Chiapas (-4.70%), Zacatecas (-4.43%), Hidalgo (-2.15%) y Michoacán (-1.64%), mientras las entidades que más crecieron a tasa anual fueron Campeche (4.80%), Baja California Sur (4.65%), Morelos (3.93%), Yucatán (3.81%) y Chihuahua (3.51%).

<sup>3</sup> Para más detalles de este cálculo véase INEGI (2015).

### Productividad laboral relativa

Como hemos observado hasta ahora, el comportamiento de la productividad laboral de la industria de las manufacturas entre las entidades es sumamente heterogéneo; sin embargo, resulta de utilidad conocer cómo dicho comportamiento se compara con el mostrado en el nivel nacional. Para dicho fin se consideró relevante el análisis de la productividad laboral relativa de las manufacturas que presentan las distintas entidades, respecto del nivel nacional al inicio y al final del periodo de estudio. Para el PMT la productividad relativa se estima con el cociente del nivel que presenta cada entidad entre el respectivo valor nacional. Valores mayores a la unidad indican que la entidad analizada cuenta con una productividad superior al valor nacional, en contraste con posiciones inferiores a 1 que muestran un nivel menor al nacional.<sup>4</sup>

La productividad laboral relativa se presenta en la **Figura 3**, la cual muestra la distribución geográfica de las brechas de productividad de las entidades respecto del nivel nacional para los años 2007 y 2015. Las entidades con colores más intensos en el rango son aquellas que poseen una productividad relativa más grande respecto del nivel nacional y viceversa.

De acuerdo con el PMT, en el periodo comprendido entre el año 2007 y 2015, la distribución geográfica y los niveles de la productividad laboral relativa se mantuvieron prácticamente iguales, como es posible observar en los mapas correspondientes de la **Figura 3**.<sup>5</sup> Las entidades con mayor productividad respecto de la nacional

en 2007 fueron Oaxaca (6.38), Tabasco (6.25), Chiapas (3.47) y Veracruz (2.85). La mayoría de estos estados se mantuvieron con una alta productividad relativa para el año 2015 (Oaxaca con un nivel de 5.76, Tabasco con 3.02, Veracruz con 2.37 y Chiapas con 2.08). Por otro lado, las entidades federativas con los más bajos coeficientes de productividad laboral relativa nacional en el inicio del periodo fueron Chihuahua (0.11), Campeche (0.12) y Baja California (0.20), mientras en 2015 dichos estados vuelven a aparecer como los que presentan una menor productividad relativa (Chihuahua con 0.14, Campeche con 0.17 y Baja California con 0.22). Esta distribución geográfica presenta una fuerte concentración de entidades con productividad laboral relativa alta en la región Sur. Dada la especialización de la región – mencionada en el sector económico de extracción de petróleo– parecen existir indicios de que los subsectores de las manufacturas asociados a la fabricación de derivados del petróleo y del carbón han mantenido una alta productividad respecto de otros subsectores dentro de la industria manufacturera en varias de estas entidades durante el periodo analizado.

Para finalizar esta sección, resulta relevante recordar que el uso del IPLM como medida de productividad ofrece bondades importantes cuando se está estudiando el cambio de la productividad a través del tiempo, ya que como se comentó al inicio de esta sección, la construcción de dicho índice se realiza de manera más fina respecto de una variable autoconstruida, pues toma en cuenta detalles relevantes de los precios de los productos que componen el índice y reconoce la diversidad de las clases de actividad industrial entre entidades. Por otro lado, la construcción de la PMT nos permite analizar y dimensionar los niveles de productividad, así como realizar comparaciones entre entidades en un mismo periodo temporal, con la salvedad de que realiza una contabilidad menos precisa de la productividad laboral en el tiempo toda vez que

<sup>4</sup> No es posible estimar la productividad laboral relativa para los IPLM, ya que esta medida se expresa en índices, y no es comparable entre series.

<sup>5</sup> El coeficiente de correlación entre el ranking de PMT en 2007 y en 2015 es de 0.95, lo que confirma que, si bien se ha registrado una especie de efecto *catch up*, este no ha sido tan grande como para alterar el ordenamiento en los niveles de productividad.

el ajuste de la variación en precios se realiza por medio del INPP sin petróleo.

### Modelo econométrico

Para identificar el efecto de la IED sobre la productividad laboral en la industria manufacturera de las entidades del país se emplea como punto de partida el modelo utilizado por Baiashvili y Gattini (2020) y Gust y Marquez (2004):<sup>6</sup>

$$(1) \Delta y_{it} = \rho \Delta_{it-1} + \theta X_{it-1} + \gamma IED_{it-1} + \delta_t + \varepsilon_i + \mu_{it}$$

Donde el término  $\Delta y_{it}$  es la tasa de crecimiento de la productividad laboral del sector manufacturero en la entidad  $i$  durante el tiempo  $t$ ,<sup>7</sup>  $IED_{it-1}$  es la IED manufacturera como porcentaje del PIB de dicho sector en la entidad  $i$  rezagada un periodo;  $X_{it-1}$  es un vector de variables de control (con un rezago) que influyen sobre el crecimiento económico, donde las variables se rezagan un periodo con la finalidad de atenuar posible problemas de causalidad inversa (Baiashvili y Gattini 2020; Gust y Marquez, 2004). Por su parte,  $\delta_t$  y  $\varepsilon_i$  representan efectos fijos de tiempo y entidad federativa respectivamente, mientras que  $\mu_{it}$  corresponde al término de error. Siguiendo la práctica común en la literatura se agrega la variable dependiente rezagada (Belorgey et al. 2006; Bourlès y Cette, 2005, 2007; Dimelis y Papaioannau 2010; Vergeer y Kleinknecht, 2014). La variable rezagada de la tasa de crecimiento se incorpora debido a la persistencia temporal de la estructura productiva en las entidades federativas, en la IED

y en la infraestructura física disponible que, de no incorporarse en el modelo, arrojaría estimadores sesgados e ineficientes en los determinantes de la tasa de crecimiento de la productividad laboral. Bourlès y Cette (2005, 2007) argumentan que la incorporación de dicho término permite la posibilidad de capturar un impacto continuo de las variables explicativas en la productividad laboral, lo cual es relevante ya que el impacto de variables como la infraestructura y la IED pueden reflejarse durante varios años y no solo en un punto en el tiempo. Un coeficiente positivo en la variable dependiente rezagada indica que el impacto de largo plazo generado por las otras variables explicativas es mayor al impacto de corto plazo; lo contrario sucede cuando el citado coeficiente es negativo. En principio, el coeficiente puede tomar cualquier signo con la única restricción de ser menor a 1 (en términos absolutos).

La IED fue modelada como un determinante endógeno de la productividad debido a que la causalidad entre esta variable y la productividad podría darse en ambos sentidos. En efecto, un incremento en la productividad podría ser generado por la IED a través de cadenas de producción, imitación de procesos productivos, creación de nuevos productos y procesos, así como capacitación en el empleo (Zhao y Zhang, 2010), o incluso porque permite la creación de empleo y acumulación de capital físico (Mitze y Özyurt, 2014). No obstante, también podría ocurrir que aquellas entidades manufactureras que presentan un elevado nivel de productividad laboral tiendan a atraer mayores flujos de IED. Adicionalmente, existe la posibilidad de que existan variables no observadas u omitidas en el modelo que estén correlacionadas en forma positiva o negativa con la IED, y que generen una sobreestimación o subestimación de su impacto, como podrían ser los niveles de desplazamiento de inversión privada doméstica (Fillat y Woerz, 2011) o el hecho de que algunas de las empresas transaccionales restrinjan la difusión de tecnologías y la innovación (Zhao y Zhang, 2010).

<sup>6</sup> Belorgey et al. (2006), Bourlès y Cette (2005, 2007) han empleado especificaciones similares para analizar los efectos de la inversión como porcentaje del PIB y la inversión en el sector telecomunicaciones, si bien en dichos estudios se utilizan los valores contemporáneos de las variables explicativas.

<sup>7</sup> Dado que muchas de las variables empleadas en el análisis están disponibles con frecuencia anual se decidió calcular el promedio por año de dicha variable.

El vector de variables de control contiene diversos factores que usualmente se emplean en la literatura y que influyen sobre el crecimiento económico. En específico, se utilizan controles de capital humano, cambios en el uso del factor trabajo, capital físico o infraestructura, grado de apertura comercial y de desarrollo financiero e inflación. El capital humano se mide a través del porcentaje de la población ocupada en las manufacturas con 13 o más años de escolaridad, y se introduce ya que dicho factor mejora las capacidades laborales del individuo. De acuerdo con la teoría del capital humano los niveles de escolaridad influyen directamente sobre la productividad y los salarios de los individuos (Shultz, 1975). En específico, la escolaridad mejora las capacidades laborales del individuo y potencializa su adaptación a las nuevas tecnologías, lo que a su vez permite un mayor crecimiento de la productividad. Similarmente, Harris (2002) asevera que el capital humano juega un papel preponderante en el crecimiento de una economía y consecuentemente en su productividad, principalmente por medio de dos canales: el primero se basa en la idea de que mayor capital humano facilita los efectos de derrama del conocimiento y esto incrementa todos los factores de la producción, y el segundo es por medio del efecto generado sobre la producción y la adopción de nuevas tecnologías al adquirir mayores habilidades. Adicionalmente, Kremer y Thomson (1993) sugieren la existencia de complementariedades intergeneracionales en capital humano que incentivan la productividad, como cuando un trabajador calificado sin experiencia se beneficia de otros trabajadores con el mismo nivel educativo pero de mayor experiencia.

La acumulación de capital físico ha sido identificada como una fuente de crecimiento económico en los modelos tradicionales de crecimiento económico (Solow, 1957), toda vez que incrementa la productividad del factor trabajo y aumenta la capacidad productiva de las empresas. Siguiendo a Mitra, Varoudakis y Vezanzones-Varoudakis

(2002), se incluye como variable de capital físico un índice que aproxima la dotación de infraestructura por entidad federativa. Dicho índice fue calculado por medio de la técnica de componentes principales y toma en cuenta variables de infraestructura carretera, férrea, de transporte, de telecomunicaciones, social, financiera, eléctrica, turística y financiera.<sup>8</sup> Dado que los índices formados mediante componentes principales pueden tomar valores negativos, se decidió normalizar esta variable en un rango de 0 a 1. La construcción de este índice permite considerar nueve variables de infraestructura en un solo índice, por lo que evita problemas de multicolinealidad entre dichas variables y ahorra grados de libertad que son muy importantes en la implementación de modelos dinámicos de panel estimados por medio del método generalizado de momentos, debido a la gran cantidad de instrumentos que estos emplean. En este sentido, el citado índice podría representar una mejora respecto de estudios que solamente emplean una o dos variables de infraestructura en su modelo (tradicionalmente kilómetros de carretera o de vías férreas, y densidad telefónica).

Los cambios en el uso del factor trabajo son capturados por medio de la tasa de crecimiento del empleo, la cual fue estimada empleando datos de la EMIM. Esta variable ha sido utilizada en diversos documentos como factor de control (Beltorgey et al. 2006; Bourslès y Cetté, 2005, 2007).<sup>9</sup> Como medida del grado de apertura comercial se emplean las exportaciones manufactureras como proporción del PIB de ese sector, dicha variable se introduce en el modelo ya que una mayor apertura comercial incentiva la especialización, el uso

<sup>8</sup> Para conocer detalles de la construcción del índice véase Anexo A.

<sup>9</sup> Otros estudios que buscan medir el impacto sobre la productividad laboral total utilizan la tasa de crecimiento poblacional. Véase por ejemplo Alfaro et al. (2004).

de las ventajas comparativas y la mayor eficiencia (Dimelis y Papaioannau, 2010). Asimismo, se argumenta que el comercio internacional es un canal importante en el uso y adaptación de la tecnología (Feenstra, Markusen y Zeile, 1992; Markusen y Venables, 1999) y eventualmente, en incrementos en la productividad laboral (Sjoholm, 1997). Además, y de acuerdo con Feder (1983), el sector exportador mejora la productividad laboral ya que genera externalidades positivas al resto de la economía por medio de la innovación tecnológica, está asociado con el aprovechamiento de las economías a escala, y enfrenta mayores niveles de competencia.

Por su parte, el grado de desarrollo financiero es medido por la proporción de la cartera de crédito total como porcentaje del PIB. Acorde con Alfaro et al. (2004) el desarrollo financiero puede afectar el crecimiento económico e incluso podría influir sobre los efectos de IED en el crecimiento económico. En específico, se señala que la falta de un sistema financiero bien desarrollado puede limitar los impactos positivos de la IED sobre el crecimiento económico. Adicionalmente, ha sido documentado que los mercados financieros pueden ayudar a reducir los costos de transacción y estimular una mejor asignación del capital en los proyectos que producen mayores rendimientos y, por lo tanto, mejorar las tasas de crecimiento en la economía (McKinnon, 1973). Finalmente, siguiendo estudios como los de Alfaro et al. (2004), Baiashvili y Gattini (2020) y Carkovic y Levine (2005), se incluyó la inflación por entidad federativa como variable de control, esto con la finalidad de controlar debido a la incertidumbre o inestabilidad macroeconómica durante el periodo de estudio. La inflación por entidad federativa es estimada por medio del Índice de Precios al Consumidor (IPC) por ciudad estimado por el INEGI y su ponderador correspondiente.<sup>10</sup> En la

<sup>10</sup> El menor nivel geográfico de los índices de precios de genéricos en el Índice Nacional de Precios al Consu-

**Tabla 1** se presenta una descripción de cada una de las variables utilizadas en el modelo, así como sus unidades de medida en las que se incorporan en las regresiones y las fuentes de información.

Para estimar la ecuación (1) se utiliza el método general de momentos (MGM) empleando tanto la propuesta de Arellano y Bond (1991), MGM-AB, como la de Blundell y Bond (1998), MGM-BB. Sin embargo, se eligen como estimaciones principales las calculadas por el MGM-BB, ya que generan estimadores más robustos que los obtenidos por medio del estimador MGM-AB, cuando la varianza de los efectos del panel en relación a  $\mu_{it}$  es relativamente grande o cuando el proceso autorregresivo es persistente en el tiempo.<sup>11</sup> Esta estimación permite controlar por la endogeneidad de la IED empleando variables rezagadas como instrumentos, así como por la dependencia intertemporal

midor (INPC), así como de ponderadores geográficos, son ciudades. Entonces, dado el índice de precios de las ciudades al interior de cierta entidad y los ponderadores de las mismas ciudades, el índice de precios de la entidad se obtiene como el promedio ponderado de los índices de precios de las ciudades. En estados donde solamente se levanta la información en una ciudad como el área metropolitana de Monterrey o Aguascalientes, la inflación de la entidad corresponde a ese dato pues es la única ciudad que compone a la entidad. El índice de precios de una entidad con más de una ciudad, por ejemplo, Michoacán, se obtiene como el promedio ponderado de los precios de las ciudades que le componen. En el ejemplo de Jaconá y de Morelia, la suma de ponderadores regionales de las dos ciudades señaladas corresponden al ponderador de Michoacán.

<sup>11</sup> El método de Blundell y Bond (1998) impone condiciones adicionales de momentos en las cuales las diferencias rezagadas son usadas como instrumentos en la ecuación en niveles, además de las condiciones de momento en donde se usan las variables rezagadas en niveles como instrumentos de la ecuación en diferencias.

de la variable explicada al incluir un rezago de la misma. Además, permite incorporar efectos fijos por entidad federativa para así controlar por variables no observables que no cambian en el tiempo (Baltagi y Rich, 2005).

Los modelos se estiman asumiendo a la  $IED_{t-1}$  como variable endógena (es decir, se permite que esta variable este correlacionada con el error en  $t$  y en periodos previos) y al resto de las variables de control se asume que son estrictamente exógenas. El MGM-AB aplica diferencias a la ecuación (1) y utiliza las siguientes condiciones de momentos:

$$E[\Delta y_{i,t-s} \cdot (\mu_{i,t} - \mu_{i,t-1})] = 0 \text{ para } s > 1, t = 3, \dots, T.$$

$$E[IED_{i,(t-1)-s} \cdot (\mu_{i,t} - \mu_{i,t-1})] = 0 \text{ para } s > 1, t = 3, \dots, T.$$

$$E[X_{i,(t-1)-s} \cdot (\mu_{i,t} - \mu_{i,t-1})] = 0 \text{ para todo } s \text{ y } t.$$

Las condiciones adicionales de momento impuestas por el MGM-BB sobre la ecuación en niveles (ecuación (1) sin tomar diferencias) son:

$$E[(\Delta y_{i,t-s} - \Delta y_{i,t-s-1}) \cdot (\epsilon_i + \mu_{i,t})] = 0 \text{ para } s = 1.$$

$$E[(IED_{i,(t-1)-s} - IED_{i,(t-1)-s-1}) \cdot (\epsilon_i + \mu_{i,t})] = 0 \\ \text{para } s = 1.$$

$$E[(X_{i,(t-1)-s} - X_{i,(t-1)-s-1}) \cdot (\epsilon_i + \mu_{i,t})] = 0 \text{ para } s = 1.$$

Cabe señalar que la calidad de los estimadores obtenidos a través de la técnica generalizada de momentos depende de dos factores (Arellano y Bond, 1991): a) que el término de error de la ecuación en primera diferencia no esté serialmente correlacionado; b) la validez de la matriz de instrumentos. Por esta razón se realizan las pruebas de correlación serial de Arellano y Bond, así como la prueba de sobre identificación de instrumentos de Sargan. Las estimaciones son realizadas empleando el estimador de dos pasos aplicando errores estándar robustos. Dichos esti-

madores tienen mayor precisión que los estimadores GMM de un solo paso, si bien es necesario aplicar una corrección en los errores estándar ya que estos tienden a estar subestimados (Arellano y Bond, 1991).<sup>12</sup>

## Estadísticas descriptivas

En la **Tabla 2** se puede observar la estadística descriptiva de las variables económicas que son empleadas como variables explicativas en el modelo econométrico, se presentan los estadísticos correspondientes al promedio, fecha inicial y final del periodo bajo análisis.<sup>13</sup> Es posible observar que las tasas anuales de crecimiento del empleo registraron en el agregado variaciones muy pequeñas en el periodo de análisis. Por su parte, los flujos de IED como proporción del PIB son mayores en el año 2015 que en 2008; si bien dicha variable cambia constantemente en el tiempo y entre entidades, el valor promedio durante todo el periodo fue de 8.8%. Asimismo, se observa que la variable de infraestructura normalizada registra un valor más alto al finalizar el periodo de análisis, mientras que el porcentaje promedio de la población con 13 o más años de escolaridad se incrementó de 10.2% a 12.9% de 2008 a 2015. En referencia a la variable de desarrollo financiero se observa que dicha variable registra niveles promedio más elevados en 2015 comparado con 2008. Los datos también indican que las exportaciones promedio como proporción del PIB manufacturero aumentaron. En contraste, se observan niveles de inflación promedio por entidad federativa más bajos en 2015 en relación con los observados en 2008.

Las estadísticas descriptivas agregadas de las variables recién analizadas muestran, en algunos casos, poca variación durante el periodo temporal estudiado. Sin embargo, es importante

<sup>12</sup> Se aplica la corrección propuesta por Windmeijer (2005) e implementada por el software STATA.

<sup>13</sup> Se presenta 2008 en lugar de 2007, ya que algunas variables están medidas en tasa de crecimiento.

señalar que existe un alto grado de heterogeneidad una vez que se analizan los datos por entidad federativa (**Tabla 3**). Por ejemplo, se encuentran entidades con proporciones elevadas de IED en relación con el PIB manufacturero como Baja California Sur y Zacatecas, mientras que otros como Tabasco, Sinaloa, Durango y Chiapas cuentan con valores muy bajos. Asimismo, es posible observar una gran heterogeneidad en la infraestructura; por un lado, la Ciudad de México y Nuevo León cuentan con niveles muy elevados, por otro lado, entidades como Oaxaca y Chiapas muestran los menores índices de infraestructura. En referencia a las tasas de crecimiento del factor trabajo (empleo) se observa que, si bien los cambios en dicha variable no son tan grandes, sí existe heterogeneidad entre entidades (algunas mostrando tasas positivas y otras tasas negativas). En términos de capital humano también se muestran diferencias significativas: la Ciudad de México, Tamaulipas, Nuevo León y Coahuila cuentan con proporciones más elevadas de la población con 13 o más años de escolaridad, mientras que las proporciones más bajas se presentan en Guerrero, Oaxaca y Chiapas. En relación con las exportaciones como proporción del PIB se observa que los estados del norte del país como Chihuahua, Baja California y Tamaulipas presentan los mayores niveles. Por su parte, la variable indicativa de desarrollo financiero manifiesta sus mayores niveles en Ciudad de México y Nuevo León. En contraste, los niveles más bajos de esta variable se registran en Tlaxcala, Guerrero y Chiapas. Finalmente, también se identifican ciertas diferencias en los niveles de inflación.

## Resultados

La última columna de la **Tabla 4** presenta las estimaciones de la ecuación (1) cuando se emplea IPLM para estimar la tasa de crecimiento de la productividad laboral (variable dependiente) y se utiliza el MGM-BB. Con la finalidad de verificar la robustez de los resultados y/o estabilidad del

modelo se presentan diversas especificaciones en las primeras seis columnas. La primera columna muestra el modelo base en donde además de la IED se incluye la tasa de crecimiento del empleo. En las columnas 2 a la 6 se incluyen por separado los controles relacionados con la infraestructura, escolaridad, apertura comercial, inflación y grado de desarrollo financiero, en ese orden.<sup>14</sup> Las interpretaciones se realizarán tomando el modelo más completo que aparece en la columna 7.<sup>15</sup>

Cabe señalar que todas las especificaciones econométricas satisfacen las pruebas de sobre identificación de Sargan, y de correlación serial de Arellano-Bond mostrando que se rechaza la ausencia de correlación serial de primer orden, pero no se puede rechazar la ausencia de correlación de segundo orden. Lo anterior sugiere la correcta especificación de los modelos estimados. Asimismo, vale la pena recordar que la ecuación bajo análisis no puede ser estimada mediante mínimos cuadrados ordinarios o métodos tradicionales de panel como efectos fijos pues generaría estimadores sesgados, toda vez que la ecuación a estimar contiene un rezago de la variable dependiente. Sin embargo, debe aclararse que los coeficientes de los modelos dinámicos de panel reflejan efectos de corto plazo más que estimaciones de largo plazo.

La evidencia sugiere que la IED como proporción del PIB manufacturero (rezagada un periodo) tiene un impacto positivo y estadísticamente

<sup>14</sup> Para realizar las estimaciones se restringió el número de rezagos a 3, tanto en la variable dependiente como en las variables explicativas, ya que un número muy elevado de instrumentos cuando el número de observaciones en el tiempo es limitado puede generar que las estimaciones de GMM sean sesgadas e ineficientes (Kiviet, 1995).

<sup>15</sup> Los resultados son similares si se reestima el modelo empleando como variable dependiente la productividad por hora de trabajo. Los resultados están disponibles bajo petición en caso de que así se requieran.

significativo sobre la tasa de crecimiento anual de la productividad laboral manufacturera. Dicho resultado se mantiene en todas las especificaciones.<sup>16</sup> En particular, un incremento de un punto porcentual (pp) en la proporción de la IED manufacturera respecto del PIB, se asocia a un aumento de 0.08 puntos porcentuales en la tasa de crecimiento del IPLM (columna 7). Para dimensionar el efecto, podría considerarse como ejemplo la distancia promedio en el periodo 2007-2015 entre Chiapas y Chihuahua en los niveles de IED como proporción del PIB manufacturero, la cual es un poco más de 10 pp. Así, el modelo sugiere que si Chiapas lograra un incremento de 10 pp en la IED como proporción de su PIB de las manufacturas en un año dado, la tasa anual de productividad laboral en ese sector se aumentaría en promedio 0.8 pp el siguiente año. Este resultado es consistente con otros estudios, para el caso mexicano, que presentan evidencia de una relación positiva entre la IED y la productividad laboral (Casanueva y Rodríguez, 2009; Mendoza y Cabrera 2014; Olechko 2004). Una posible explicación a esto puede encontrarse en Mitze y Özyurt (2014), quienes argumentan que la IED representa una forma efectiva de crear empleo y acumular capital, lo cual, a su vez, incrementa la productividad del empleo. Otro posible canal de transmisión de la IED a la productividad laboral es a través de la llegada de empresas transnacionales que cuentan con sistemas de producción más eficientes e integrados a las cadenas de valor global en relación con su contraparte doméstica.

En referencia a las variables de control, la única que muestra un coeficiente estadísticamente significativo es la tasa de crecimiento del empleo y cuenta con el signo esperado (negativo). El resto de las variables no cuenta con significancia estadística, si bien todas de ellas cuentan con los

signos esperados –excepto el de la inflación–. No obstante, debe recordarse que la especificación econométrica empleada permite controlar únicamente por la posible endogeneidad de la IED y que los coeficientes reflejan relaciones de corto plazo. Así, los coeficientes correspondientes al resto de las variables deben ser tomados con precaución, pues probablemente todos ellos muestran relaciones endógenas con el crecimiento económico del sector manufacturero.<sup>17</sup>

Como ejercicio adicional se estimaron las mismas especificaciones econométricas presentadas en la **Tabla 4**, pero empleando MGM-AB, también conocido como estimador de diferencias del MGM. Los resultados se presentan en la **Tabla 5**. En general se observa que, en todas las especificaciones, la variable indicativa de la IED muestra efectos positivos y estadísticamente significativos sobre la tasa de crecimiento de la productividad laboral de las manufacturas. Asimismo, destaca que los coeficientes relacionados con dicha variable son mayores (prácticamente el doble) a los registrados en la **Tabla 4**.<sup>18</sup> Además, nuevamente se registra un coeficiente negativo y estadísticamente significativo de la tasa de crecimiento del empleo sobre la tasa de crecimiento de la productividad laboral. Sin embargo, el coeficiente rela-

<sup>16</sup> Estos resultados van en línea con los de Alfaro (2003) que encuentra un efecto positivo de la IED en el sector manufacturero de la economía.

<sup>17</sup> Se replicaron las estimaciones de la **Tabla 4** pero excluyendo a las entidades petroleras (Campeche y Tabasco). Los resultados muestran que la conclusión principal es la misma y que los coeficientes correspondientes a la variable de interés son similares. Esto probablemente se deba a que la presente investigación se enfoca específicamente en la productividad laboral del sector manufacturero en lugar de en la productividad laboral general de las entidades, donde posiblemente sí se obtengan resultados muy distintos dada la importancia de la minería petrolera en dichos estados.

<sup>18</sup> Baiashvili y Gattini (2020) también encuentran coeficientes mayores al emplear el estimador MGM-AB en relación con el MGM-BB.

cionado con la infraestructura muestra un signo contraintuitivo y con significancia estadística, por lo que dicha variable podría no estar capturando toda la infraestructura de las entidades.

Otro ejercicio adicional se presenta en la **Tabla B1** (Anexo B), la cual muestra las estimaciones del modelo de referencia ecuación (1) utilizando los dos métodos empleados: MGM-BB y MGM-AB, pero empleando como variable dependiente el PMT analizado en la tercera sección del presente documento. En este caso se observan efectos positivos y estadísticamente significativos de la variable IED como proporción del PIB del sector manufacturas sobre la tasa de crecimiento de la productividad laboral cuando se emplea el MGM-AB. Sin embargo, el coeficiente carece de significancia estadística cuando se utiliza MGM-BB. No obstante, la tasa de crecimiento del IPLM representa una mejor forma de capturar la evolución de la productividad laboral que el PMT.

Como ejercicio final, las **Tablas 6 y 7** presentan estimaciones similares a las de las **Tablas 4 y 5**, pero empleando como variable dependiente la tasa de crecimiento de la productividad laboral calculada con base en una medida de valor agregado. En específico, se estima la productividad laboral utilizando la razón del PIB por entidad federativa para el total de las industrias manufactureras a precios constantes de 2013 (INEGI), y la población ocupada en el sector de las manufacturas reportada por la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE). Además, en lugar de emplear la tasa de crecimiento del empleo derivada de la EMIM (como variable explicativa) se utiliza una variable análoga construida a partir de la ENOE.<sup>19</sup>

<sup>19</sup> Se decidió emplear la variable contemporánea y la rezagada de la tasa de crecimiento del empleo, dado que al incluir solo la última (como en las especificaciones anteriores) el signo de dicha variable era contraintuitivo y generaba resultados poco estables al cambiar de especificación. Dado que la variable dependiente y

En términos generales, la **Tabla 6** muestra que la variable de IED como proporción del PIB manufacturero cuenta con coeficientes positivos en todas las especificaciones, no obstante dichos estimadores son estadísticamente significativos en las columnas 1 y 4, y en el margen de la significancia en la columna 6, los coeficientes son 0.068, 0.057 y 0.054 respectivamente. En el resto de las especificaciones los coeficientes toman valores positivos entre 0.036 y 0.047 y la probabilidad de significancia se encuentra entre 0.3 y 0.4. Así, la evidencia a favor de efectos positivos de la IED sobre la tasa de crecimiento del PIB de las manufacturas no es del todo contundente como cuando se analiza sobre la tasa de crecimiento del IPLM, ya que en todas las especificaciones los coeficientes son positivos y no se encuentran muy alejados de la significancia estadística. Incluso, si se usan los errores estándar tradicionales del MGM (en lugar de los errores estándar con la corrección propuesta por Windmeijer), los coeficientes son estadísticamente significativos en todas las especificaciones. Cabe señalar que todas las especificaciones presentadas satisfacen las pruebas de Sargan y de Arellano-Bond para garantizar la correcta especificación del modelo.

Por otro lado, es posible identificar que los resultados son uniformes y a favor de la significancia estadística cuando se emplea el MGM-AB como método de estimación, pues en todas las especificaciones de la **Tabla 7** se observa un coeficiente positivo y estadísticamente significativo de la IED (como proporción del PIB manufacturero) sobre la tasa de crecimiento del PIBMT. En este caso los coeficientes de la variable de interés toman

la medición de la tasa de crecimiento del empleo son distintas, se pueden emplear diferentes especificaciones a las mostradas en las Tablas 4 y 5 con la finalidad de presentar modelos que satisfagan las pruebas correspondientes. En este caso, se utilizan tres rezagos de la variable dependiente y dos rezagos de las variables explicativas como instrumentos.

valores entre 0.11 y 0.122 (el cual se observa en la columna 7). Asimismo, es necesario notar que al igual que cuando se emplea el IPLM para medir la productividad laboral, la magnitud de los coeficientes es mayor cuando se utiliza el MGM-AB en comparación con su contraparte estimada vía el MGM-BB. En este caso específico, se puede concluir que la evidencia es robusta independientemente de la especificación y sugiere un efecto positivo y significativo de la IED sobre la tasa de crecimiento del PIBMT. Nuevamente todas las especificaciones presentadas satisfacen las pruebas de correlación serial de Arellano-Bond y de sobre identificación de Sargan.

Dado que existen ciertas diferencias en los resultados (en la magnitud de los coeficientes y el grado de significancia estadística en algunas de las especificaciones) al emplear PIBMT y el IPLM es conveniente analizar las ventajas y desventajas que existen entre ellos. Como se mencionó, el IPLM al ser una medida basada en producto total, es más sensible a cambios en el uso de los insumos intermedios, por lo que existe la posibilidad de que este factor sea lo que esté generando el coeficiente positivo y significativo en dichas estimaciones. Sin embargo, el IPLM hace un mejor trabajo que el PIBMT para evitar que la variación en la productividad laboral sea el resultado de un incorrecto tratamiento de los precios y/o del índice empleado para deflactar. Estos elementos son importantes pues la evolución del PIBMT depende del índice de precios que se utiliza para deflactarlo, sobre todo si se considera que la tasa de crecimiento anual de los precios es superior a la tasa de crecimiento de la productividad laboral en el periodo analizado.

Otra de las ventajas de utilizar el IPLM y no el PIBMT es que el primero realiza una contabilidad más precisa del factor trabajo, mientras la medición de los trabajadores y las horas trabajadas en el IPLM corresponden exactamente a los mismos datos de producción (ambos generados por la EMIM), los del PIBMT son estimados a par-

tir de la ENOE y no corresponden exactamente a las unidades de valor agregado reportadas. Además, de acuerdo con la Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD, 2001), si se usa información de las encuestas aplicadas a hogares para medir el factor trabajo debería aplicarse una corrección por migración de trabajadores entre estados, o porque los trabajadores viven en entidades distintas a donde laboran. Finalmente, la construcción del PIBMT se basa en una simple suma para contabilizar el factor trabajo, mientras el IPLM hace un análisis más cuidadoso que involucra la estimación de un índice que considera promedios mensuales de ocupación y sumas ponderadas.<sup>20</sup>

Por lo tanto, los factores mencionados podrían estar influyendo en las diferencias observadas en la magnitud de los coeficientes y el grado de significancia estadística de la IED como proporción del PIB manufacturero sobre las dos medidas de productividad laboral empleadas. Así, considerando la discusión anterior, y los resultados presentados en las **Tablas 4 a 7**, se sugiere que existe un efecto positivo y estadísticamente significativo de la IED (como proporción del PIB manufacturero) sobre la tasa de crecimiento de la productividad laboral en México durante el periodo de análisis. Sin embargo, este resultado no es estadísticamente significativo en algunas de las especificaciones en donde se utiliza el PIBMT para medir la productividad laboral, por lo que no se puede descartar que los resultados derivados al utilizar el IPLM sean la consecuencia de un uso distinto en los insumos intermedios y no de una mayor productividad laboral.

Cabe señalar que las estimaciones aquí presentadas consideran posibles problemas de endogeneidad y/o variable omitida entre la producti-

<sup>20</sup> De acuerdo con la OECD (2001), el uso de índices del factor trabajo constituye una mejor forma de contabilizar el factor trabajo que una simple suma de horas o trabajadores.

vidad laboral y la IED. No obstante, este problema puede aún persistir en otras variables incluidas en el análisis por lo que los resultados deben tomarse con precaución. Además, las estimaciones en este documento no consideran la dimensión geográfica espacial entre entidades federativas que puede ser importante en variables como la infraestructura y la IED, por lo que su estudio es importante en futuras investigaciones relacionadas con el tema.<sup>21</sup> Adicionalmente, existen otras posibles determinantes de la productividad laboral que pueden ser consideradas en estudios futuros como la criminalidad y la inversión en tecnología y comunicaciones, por mencionar algunos.

## Conclusiones

La productividad laboral es, en el largo plazo, el principal determinante del nivel de vida de un país, por el impacto que esta tiene sobre los salarios, los precios de los productos y los costos de las empresas. Asimismo, la productividad laboral está directamente relacionada con el crecimiento económico, el cual influye sobre los niveles de bienestar de los habitantes de un país o región. No existe un consenso en la literatura sobre los efectos de la IED en la productividad laboral, y la literatura relacionada con el tema es escasa en México.

El presente estudio utiliza la heterogeneidad en la productividad laboral manufacturera entre las entidades federativas del país con la finalidad de identificar el impacto de la IED sobre la productividad laboral manufacturera. Empleando el MGM, y controlando por diversas variables que influyen sobre la productividad, se muestra evidencia que

indica que la IED es un determinante importante de la tasa de crecimiento de la productividad laboral manufacturera medida a través del IPLM, construido y publicado por INEGI a partir de una sola fuente (EMIM). Dichos resultados se mantienen empleando distintas especificaciones econométricas y métodos de estimación. Por su parte, cuando se mide la productividad laboral a través del PIB-MT, se observan coeficientes positivos y estadísticamente significativos en todas las especificaciones estimadas por medio del MGM-AB, mientras que cuando la estimación se realiza por medio del MGM-BB, el coeficiente no resulta estadísticamente significativo en algunas especificaciones; si bien se observa un coeficiente positivo en todas ellas, y las especificaciones no significativas se encuentran, en su mayoría, no muy alejadas de los límites estadísticos de significancia.

La evidencia presentada en este documento sugiere que se deben seguir estimulando políticas de apertura comercial que incentiven la entrada de IED en las distintas regiones del país, a fin de incrementar la productividad laboral en la industria manufacturera. Dichos incrementos en la productividad laboral son de la mayor relevancia pues influyen directamente sobre los salarios, el empleo y el nivel de vida de la población, y sobre la eficiencia productiva de las empresas y el crecimiento económico de las entidades federativas. Asimismo, es deseable impulsar una mayor diversificación de los mercados de origen de la IED dado que la mayoría de esta procede de Estados Unidos y no es conveniente depender de una sola fuente.

Respecto del marco jurídico y los acuerdos internacionales sobre inversiones, son fundamentales a fin de mantener e impulsar los flujos de inversión extranjera, ya que las empresas internacionales requieren de reglas claras y que estas no cambien constantemente para poder realizar inversiones de largo plazo y de tamaño considerable. De lo anterior se deriva que es primordial que los distintos niveles de gobierno en México conozcan el marco jurídico nacional e internacio-

<sup>21</sup> La IED en una entidad federativa puede verse influenciada por la IED de los estados vecinos. Por ejemplo, es más probable que se abra una planta de autopartes en una entidad vecina en donde existe una armadora automotriz, o que las inversiones se realicen en áreas geográficas con mejor infraestructura en sus alrededores.

nal en materia de inversión y fomenten un clima de certeza jurídica, pues ello les brindará mayores oportunidades para atraer inversiones a sus localidades.

El desarrollo de una marca de la región, el estímulo a la competencia, la reducción de trámites y costos de hacer negocios, así como la simplificación de trámites y de tiempos requeridos para abrir negocios, son otros de los elementos que podrían estimular la IED y la inversión nacional. Por lo tanto, se recomienda incentivar este tipo de políticas en las distintas regiones de México.

Adicionalmente, nuestro análisis indica la existencia de una gran heterogeneidad en la productividad laboral en las distintas entidades federativas. Así, con la finalidad de promover la convergencia en productividad, y por lo tanto de los niveles de vida, se vuelve fundamental estimular la IED en las regiones o estados más rezagados. No obstante, la atracción de IED también se ve influi-

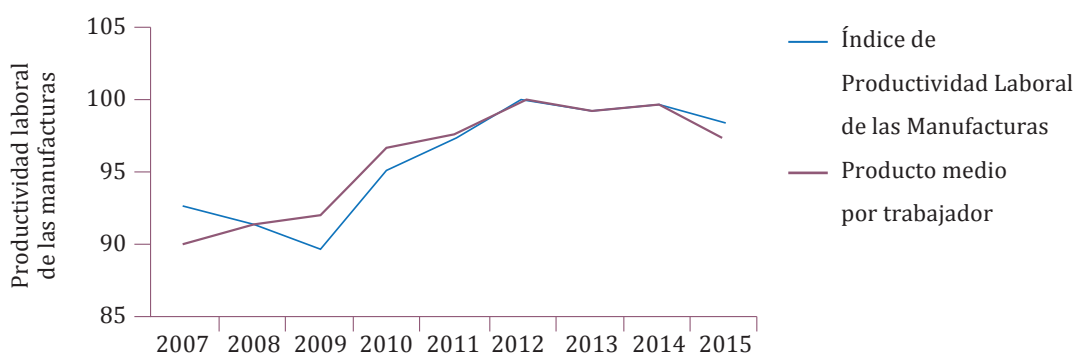
da no solo por las políticas gubernamentales sino por otras variables estructurales como los niveles de infraestructura, capital humano, seguridad y la capacidad innovadora.

En suma, la evidencia presentada en este documento sugiere que uno de los canales a través de los cuales la IED puede contribuir al desarrollo económico de las entidades federativas es el de aumentos en la productividad laboral, la cual a su vez influye sobre los salarios de los trabajadores y la eficiencia productiva de las empresas. Sin embargo, es necesario seguir estudiando los efectos de la IED sobre la productividad laboral y el crecimiento económico en México; en investigaciones futuras podrían considerarse efectos de complementariedad entre la IED y la educación (Borenztein et al., 1998), o la IED y el desarrollo financiero (Alfaro et al., 2004), o la IED y el nivel de ingresos o la fortaleza de las instituciones (Baiaashvili y Gattini, 2020).

**Figura 1**

Evolución de la productividad laboral de las manufacturas en el nivel nacional,  
2007-2015

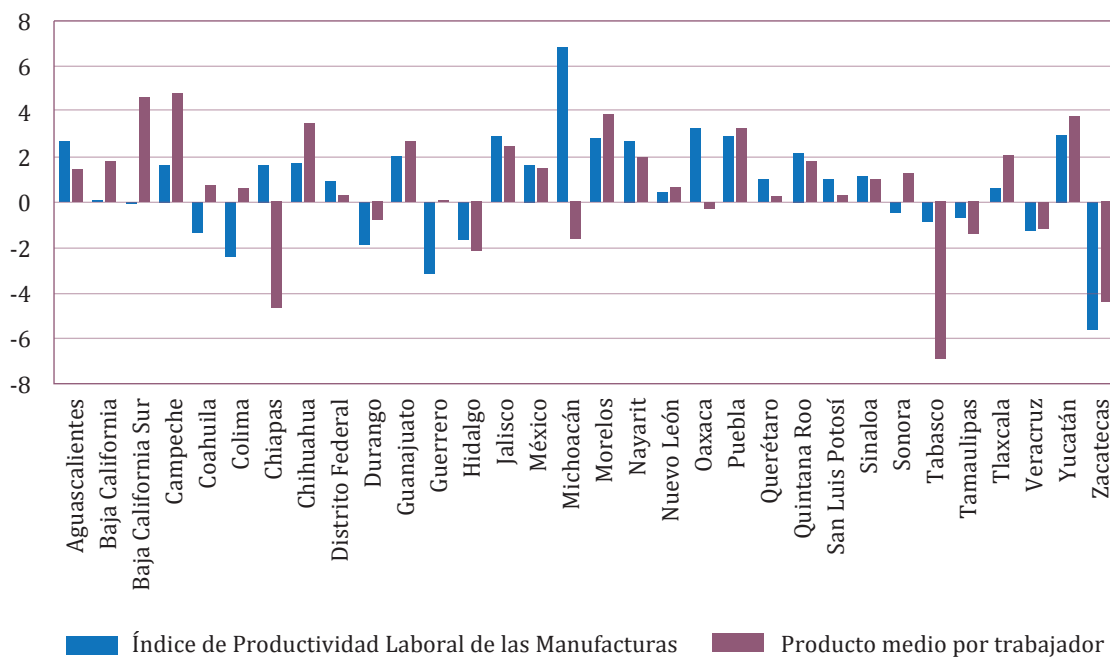
Índice 2012=100, promedio anual



Fuente: Elaboración propia con base en INEGI (2015).

**Figura 2**

Cambio en la productividad laboral, 2007-2015  
Tasa de crecimiento promedio anual compuesta (porcentaje)



Fuente: Elaboración propia con base en INEGI (2015).

**Figura 3****Productividad laboral relativa**

Cociente entre la de productividad laboral manufacturera de la entidad y la del país

**Producto medio por trabajador, 2007****Producto medio por trabajador, 2015**

Fuente: Elaboración propia con base en la EMIM.

**Tabla 1**  
Variables del modelo

Variable	Unidad de medida	Fuente
Índice de Productividad Laboral de las Manufacturas	Tasa de crecimiento	EMIM
PMHT	Tasa de crecimiento	EMIM
Escolaridad (población con 13 o más años)	Proporción (logaritmos)	ENOE
Inversión extranjera directa	Porcentaje del PIB manufacturero	INEGI
Empleo EMIM	Tasa de crecimiento	EMIM
Infraestructura (Índice de Componentes Principales) <sup>1/</sup>	Índice normalizado (logaritmos)	INEGI
Exportaciones	Proporción del PIB manufacturero (logaritmos)	INEGI
Credito total	Porcentaje del PIB (logaritmos)	Banco de México/INEGI
Inflación	Tasa de crecimiento del IPC	INEGI

Notas: Todas las variables explicativas entran rezagadas en un periodo en especificación econométrica.

Las fuentes y unidades de medida de las variables utilizadas para construir el Índice de Infraestructura se pueden consultar en la **Tabla A1**.

**Tabla 2**  
Estadísticos descriptivos, 2008, 2015

	2008		2015		2007-2015	
	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar
Inversión extranjera directa <sup>1/</sup>	0.055	0.053	0.096	0.158	0.088	0.144
Infraestructura	0.264	0.155	0.307	0.159	0.281	0.160
Escolaridad	0.102	0.045	0.129	0.049	0.113	0.045
Exportaciones <sup>1/</sup>	0.968	0.940	1.132	0.964	1.049	1.017
Cartera de créditos <sup>3/</sup>	0.058	0.054	0.082	0.077	0.069	0.061
Inflación	0.050	0.006	0.026	0.005	0.040	0.010
Empleo EMIM <sup>2/</sup>	-0.015	0.062	0.017	0.134	0.007	0.078

Nota: 1/ Proporción del PIB manufacturero, 2/ Índice normalizado, 3/ Proporción, 4/ Proporción del PIB de la entidad, 5/ Tasa de crecimiento.

**Tabla 3**  
Estadísticos descriptivos por entidad, 2007-2015

	Inversión extranjera directa <sup>1/</sup> Promedio	Desviación estándar	Infraestructura <sup>2/</sup>		Escolaridad <sup>3/</sup>		Exportaciones <sup>1/</sup>		Cartera de créditos <sup>4/</sup>		Inflación		Empleo EMIM <sup>5/</sup>	
			Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar
Aguascalientes	0.090	0.038	0.341	0.018	0.144	0.016	1.918	0.090	0.054	0.008	0.035	0.007	0.033	0.052
Baja California	0.095	0.026	0.331	0.030	0.126	0.012	4.035	0.230	0.060	0.009	0.034	0.009	0.003	0.071
Baja California Sur	0.318	0.241	0.426	0.026	0.115	0.025	0.262	0.065	0.059	0.008	0.038	0.014	0.053	0.238
Campeche	0.124	0.125	0.121	0.025	0.065	0.014	1.080	0.087	0.009	0.005	0.043	0.010	-0.031	0.079
Coahuila	0.040	0.021	0.306	0.017	0.171	0.013	1.793	0.242	0.084	0.026	0.036	0.011	0.039	0.094
Colima	0.074	0.052	0.362	0.048	0.111	0.015	0.616	0.244	0.042	0.014	0.040	0.008	0.028	0.104
Chiapas	0.021	0.015	0.033	0.015	0.055	0.012	0.309	0.081	0.024	0.009	0.043	0.007	0.008	0.060
Chihuahua	0.129	0.029	0.317	0.010	0.131	0.022	4.140	0.571	0.070	0.018	0.035	0.010	0.015	0.099
Distrito Federal	0.109	0.069	0.908	0.068	0.226	0.021	0.224	0.015	0.335	0.074	0.042	0.007	-0.046	0.025
Durango	0.023	0.020	0.161	0.012	0.091	0.011	0.526	0.076	0.080	0.016	0.043	0.008	0.010	0.068
Guanajuato	0.067	0.053	0.294	0.029	0.077	0.008	1.039	0.242	0.067	0.007	0.041	0.007	0.038	0.046
Guerrero	0.169	0.345	0.122	0.029	0.037	0.006	0.012	0.006	0.021	0.005	0.040	0.009	-0.035	0.135
Hidalgo	0.028	0.035	0.249	0.018	0.084	0.016	0.399	0.065	0.031	0.006	0.045	0.011	0.010	0.041
Jalisco	0.064	0.035	0.393	0.025	0.142	0.018	1.179	0.148	0.082	0.010	0.040	0.006	0.001	0.031
México	0.070	0.038	0.376	0.036	0.121	0.013	0.741	0.226	0.070	0.004	0.041	0.005	-0.005	0.031
Michoacán	0.145	0.259	0.262	0.032	0.059	0.008	0.339	0.108	0.062	0.014	0.039	0.009	0.008	0.025
Morelos	0.089	0.055	0.317	0.028	0.126	0.015	1.277	0.251	0.043	0.010	0.035	0.008	0.009	0.062
Nayarit	0.112	0.279	0.228	0.032	0.100	0.010	0.195	0.057	0.064	0.019	0.042	0.010	0.017	0.055
Nuevo León	0.076	0.064	0.538	0.045	0.175	0.010	1.271	0.168	0.167	0.013	0.036	0.013	0.010	0.044
Oaxaca	0.077	0.163	0.024	0.016	0.054	0.013	0.403	0.126	0.019	0.007	0.040	0.009	-0.026	0.053
Puebla	0.051	0.041	0.205	0.013	0.107	0.027	1.111	0.091	0.056	0.009	0.042	0.011	-0.013	0.041
Querétaro	0.095	0.044	0.307	0.024	0.158	0.017	1.065	0.276	0.043	0.008	0.043	0.009	0.032	0.064
Quintana Roo	0.130	0.184	0.292	0.034	0.081	0.014	0.160	0.072	0.143	0.019	0.039	0.014	-0.037	0.057
San Luis Potosí	0.078	0.072	0.225	0.024	0.141	0.013	1.144	0.241	0.057	0.008	0.039	0.008	0.031	0.065
Sinaloa	0.027	0.027	0.291	0.029	0.142	0.008	0.224	0.098	0.129	0.016	0.039	0.014	0.000	0.064
Sonora	0.042	0.032	0.308	0.009	0.144	0.025	1.582	0.109	0.065	0.009	0.036	0.012	0.007	0.062
Tabasco	0.017	0.014	0.099	0.023	0.086	0.023	0.203	0.059	0.020	0.004	0.043	0.008	-0.013	0.017
Tamaulipas	0.072	0.029	0.325	0.013	0.177	0.017	2.758	0.296	0.061	0.016	0.035	0.014	0.010	0.077
Tlaxcala	0.044	0.029	0.263	0.026	0.090	0.011	0.664	0.103	0.024	0.010	0.043	0.011	0.008	0.074
Veracruz	0.058	0.037	0.223	0.023	0.135	0.021	0.473	0.033	0.047	0.013	0.044	0.011	0.000	0.025
Yucatán	0.044	0.068	0.190	0.024	0.070	0.009	0.706	0.040	0.060	0.004	0.041	0.011	-0.021	0.044
Zacatecas	0.246	0.403	0.151	0.010	0.091	0.016	1.701	0.432	0.050	0.036	0.038	0.009	0.088	0.107

Nota: 1/ Proporción del PIB manufacturero, 2/ Índice normalizado, 3/ Proporción, 4/ Proporción del PIB de la entidad, 5/ Tasa de crecimiento.

**Tabla 4**  
Efectos de la inversión extranjera directa sobre la tasa de crecimiento del  
Índice de Productividad Laboral de las Manufacturas  
(MGM-BB)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Primer rezago IPML <sup>1/</sup>	0.037 (0.097)	0.038 (0.099)	0.026 (0.079)	0.014 (0.072)	0.063* (0.038)	0.040 (0.081)	0.034 (0.077)
Inversión extranjera directa <sup>2/</sup>	0.083* (0.050)	0.086* (0.045)	0.068** (0.031)	0.069* (0.042)	0.097* (0.052)	0.079* (0.047)	0.078* (0.046)
Empleo EMIM <sup>1/</sup>	-0.162* (0.092)	-0.180** (0.088)	-0.200** (0.090)	-0.187** (0.090)	-0.206* (0.108)	-0.183** (0.085)	-0.252** (0.113)
Infraestructura <sup>3/</sup>		-0.001 (0.020)					0.001 (0.048)
Escolaridad <sup>3/</sup>			0.008 (0.010)				0.027 (0.031)
Exportaciones <sup>3/</sup>				-0.004 (0.007)			0.003 (0.025)
Inflación <sup>3/</sup>					0.018 (0.015)		0.014 (0.012)
Cartera <sup>3/</sup>						-0.003 (0.008)	0.015 (0.032)
Control de endogeneidad	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Sargan	30.141	30.313	28.697	28.112	28.282	28.693	23.463
Sargan [p-value]	0.815	0.808	0.862	0.880	0.875	0.863	0.969
Arellano-Bond (1)	-2.138	-2.347	2.155	-2.322	-2.319	-2.664	-2.438
Arellano-Bond (1) [p-value]	0.033	0.019	0.031	0.020	0.020	0.008	0.015
Arellano-Bond (2)	-0.276	-0.374	-0.280	-0.430	-0.276	-0.173	-0.357
Arellano-Bond (2) [p-value]	0.782	0.709	0.779	0.667	0.783	0.863	0.721
Observaciones	224	224	224	224	224	224	224
Número de entidades	32	32	32	32	32	32	32

Notas: 1/ Se introduce en el modelo como tasa de crecimiento, 2/ La variable está en proporción del PIB manufacturero, 3/ En logaritmos naturales.

\*\*\*, \*\* y \* denotan significancia a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Los números entre paréntesis corresponden a los errores estándar.

Todas las variables explicativas se encuentran rezagadas un periodo.

<b>Tabla 5</b> <b>Efectos de la inversión extranjera directa sobre la tasa de crecimiento del</b> <b>Índice de Productividad Laboral de las Manufacturas</b> <b>(MGM-AB)</b>							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Primer rezago IPML <sup>1/</sup>	0.002	0.006	0.007	0.005	0.012	-0.003	-0.007
	(0.105)	(0.110)	(0.111)	(0.108)	(0.122)	(0.106)	(0.118)
Inversión extranjera directa <sup>2/</sup>	0.153**	0.153**	0.154**	0.152**	0.165***	0.148**	0.167**
	(0.063)	(0.070)	(0.064)	(0.069)	(0.055)	(0.060)	(0.072)
Empleo EMIM <sup>1/</sup>	-0.253***	-0.216**	-0.249***	-0.267***	-0.234***	-0.244**	-0.237**
	(0.092)	(0.105)	(0.092)	(0.095)	(0.086)	(0.101)	(0.108)
Infraestructura <sup>3/</sup>		-0.108**					-0.105**
		(0.054)					(0.051)
Escolaridad <sup>3/</sup>			-0.019				-0.036
			(0.060)				(0.069)
Exportaciones <sup>3/</sup>				-0.006			-0.014
				(0.028)			(0.023)
Inflación <sup>3/</sup>					-0.051		-0.069
					(0.048)		(0.045)
Cartera <sup>3/</sup>						0.008	0.035
						(0.037)	(0.022)
Control de endogeneidad	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Sargan	23.683	26.056	23.835	21.812	21.784	24.309	22.337
Sargan [p-value]	0.538	0.405	0.529	0.647	0.648	0.502	0.616
Arellano-Bond (1)	-1.900	-2.577	-1.884	-1.773	-1.838	-1.905	-1.700
Arellano-Bond (1) [p-value]	0.058	0.010	0.060	0.076	0.066	0.057	0.089
Arellano-Bond (2)	-0.304	-0.380	-0.294	-0.302	-0.317	-0.363	-0.656
Arellano-Bond (2) [p-value]	0.761	0.704	0.769	0.763	0.751	0.717	0.512
Observaciones	192	192	192	192	192	192	192
Número de entidades	32	32	32	32	32	32	32

Notas: 1/ Se introduce en el modelo como tasa de crecimiento, 2/ La variable está en proporción del PIB manufacturero, 3/ En logaritmos naturales.

\*\*\*, \*\* y \* denotan significancia a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Los números entre paréntesis corresponden a los errores estándar.

Todas las variables explicativas se encuentran rezagadas un periodo.

**Tabla 6**  
Efectos de la inversión extranjera directa sobre la tasa de crecimiento del PIB manufacturero por trabajador (MGM-BB)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Primer rezago IPML <sup>1/</sup>	-0.112 (0.075)	-0.106 (0.087)	-0.150* (0.078)	-0.105* (0.055)	-0.136* (0.072)	-0.098 (0.076)	-0.125* (0.068)
Inversión extranjera directa <sup>2/</sup>	0.068** (0.028)	0.036 (0.038)	0.040 (0.045)	0.057* (0.030)	0.036 (0.043)	0.054 (0.036)	0.047 (0.048)
Empleo ENOE <sub>t</sub> <sup>1/</sup>	-0.695*** (0.096)	-0.726*** (0.088)	-0.746*** (0.081)	-0.689*** (0.097)	-0.733*** (0.086)	-0.725*** (0.079)	-0.810*** (0.075)
Empleo ENOE <sub>t-1</sub> <sup>1/</sup>	-0.038 (0.084)	-0.063 (0.095)	-0.109 (0.090)	-0.033 (0.060)	-0.115 (0.085)	-0.055 (0.092)	-0.100 (0.084)
Infraestructura <sup>3/</sup>		-0.021** (0.008)					-0.079 (0.052)
Escolaridad <sup>3/</sup>			0.016*** (0.004)				0.052* (0.027)
Exportaciones <sup>3/</sup>				0.004 (0.010)			0.014 (0.018)
Inflación <sup>3/</sup>					-0.012*** (0.003)		0.012 (0.024)
Cartera <sup>3/</sup>						-0.010*** (0.003)	0.055* (0.032)
Control de endogeneidad	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Sargan	28.943	28.913	30.398	28.907	30.153	27.690	22.329
Sargan [p-value]	0.622	0.624	0.548	0.624	0.560	0.685	0.898
Arellano-Bond (1)	-2.549	-2.345	-2.298	-2.795	-2.465	-2.553	-2.481
Arellano-Bond (1) [p-value]	0.011	0.019	0.022	0.005	0.014	0.011	0.013
Arellano-Bond (2)	0.293	0.196	-0.203	0.341	-0.194	0.396	-0.089
Arellano-Bond (2) [p-value]	0.769	0.845	0.840	0.733	0.846	0.692	0.929
Observaciones	224	224	224	224	224	224	224
Número de entidades	32	32	32	32	32	32	32

Notas: 1/ Se introduce en el modelo como tasa de crecimiento, 2/ La variable está en proporción del PIB manufacturero, 3/ En logaritmos naturales.

\*\*\*, \*\* y \* denotan significancia al 1, 5 y 10%, respectivamente.

Los números entre paréntesis corresponden a los errores estándar.

Todas las variables explicativas se encuentran rezagadas un periodo con excepción de Empleo ENOE<sub>t</sub>.

**Tabla 7**  
**Efectos de la inversión extranjera directa sobre la tasa de crecimiento del**  
**PIB manufacturero por trabajador**  
**(MGM-AB)**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Primer rezago IPML <sup>1/</sup>	-0.137*	-0.127	-0.166**	-0.129	-0.148	-0.152*	-0.179**
	(0.077)	(0.078)	(0.068)	(0.080)	(0.092)	(0.082)	(0.080)
Inversión extranjera directa <sup>2/</sup>	0.115***	0.121***	0.119***	0.140**	0.110***	0.093**	0.122**
	(0.038)	(0.041)	(0.037)	(0.058)	(0.043)	(0.042)	(0.062)
Empleo ENOE <sub>t</sub> <sup>1/</sup>	-0.773***	-0.770***	-0.789***	-0.785***	-0.767***	-0.789***	-0.799***
	(0.080)	(0.084)	(0.085)	(0.079)	(0.080)	(0.069)	(0.078)
Empleo ENOE <sub>t-1</sub> <sup>1/</sup>	-0.071	-0.050	-0.081	-0.038	-0.089	-0.094	-0.077
	(0.059)	(0.060)	(0.059)	(0.076)	(0.076)	(0.076)	(0.082)
Infraestructura <sup>3/</sup>		-0.080*					-0.133**
		(0.048)					(0.062)
Escolaridad <sup>3/</sup>			0.062*				0.045
			(0.036)				(0.043)
Exportaciones <sup>3/</sup>				-0.071*			-0.068
				(0.038)			(0.049)
Inflación <sup>3/</sup>					-0.015		-0.023
					(0.027)		(0.030)
Cartera <sup>3/</sup>						0.041	0.057
						(0.043)	(0.063)
Control de endogeneidad	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Sargan	21.454	22.124	23.048	22.760	21.465	21.580	23.729
Sargan [p-value]	0.312	0.278	0.235	0.248	0.312	0.306	0.207
Arellano-Bond (1)	-2.637	-2.631	-2.539	-2.722	2.495	-2.306	-2.140
Arellano-Bond (1) [p-value]	0.008	0.009	0.011	0.007	0.013	0.021	0.032
Arellano-Bond (2)	0.261	0.342	0.032	0.354	0.012	-0.162	0.619
Arellano-Bond (2) [p-value]	0.794	0.732	0.974	0.723	0.990	0.872	0.536
Observaciones	192	192	192	192	192	192	192
Número de entidades	32	32	32	32	32	32	32

Notas: 1/ Se introduce en el modelo como tasa de crecimiento, 2/ La variable está en proporción del PIB manufacturero, 3/ En logaritmos naturales.

\*\*\*, \*\* y \* denotan significancia al 1, 5 y 10%, respectivamente.

Los números entre paréntesis corresponden a los errores estándar.

Todas las variables explicativas se encuentran rezagadas un periodo con excepción de Empleo ENOE<sub>t</sub>.

# Anexo A. Construcción del Índice de Componentes Principales

Para medir el nivel de infraestructura por entidad en este trabajo se utilizó un índice construido por medio del Análisis de Componentes Principales. El objetivo de este procedimiento es describir la variación de un conjunto de datos por medio de la transformación de estos en un nuevo conjunto de datos con mayor parsimonia. Para lograr esto, se construye un grupo de variables no correlacionadas, donde cada una de estas es una combinación lineal de los datos originales. Es decir, el análisis de componentes principales realiza una transformación de las variables  $y_{1i}...y_{pi}$ , en otro conjunto de variables  $z_{1i}...z_{qi}$ , con  $q < p$ . Entonces tenemos,

$$\begin{aligned} z_{1i} &= a_{11}y_{1i} + a_{12}y_{2i} + \dots + a_{1p}y_{pi} \\ z_{2i} &= a_{21}y_{1i} + a_{22}y_{2i} + \dots + a_{2p}y_{pi} \\ &\vdots \\ &= \vdots + \vdots + \dots + \vdots \\ &\vdots \\ z_{qi} &= a_{q1}y_{1i} + a_{q2}y_{2i} + \dots + a_{qp}y_{pi} \end{aligned}$$

Se deriva a la variable  $z_{1i}$  que explica la mayor parte de la varianza de los datos originales, en seguida se busca una variable  $z_{2i}$  que no esté correlacionada con  $z_{1i}$  y sea la segunda en importancia en términos de contabilizar la varianza de la información, y así se continua el procedimiento hasta obtener la variable  $z_{qi}$ , que es la que explica la menor parte de la varianza. Los coeficientes  $a_{11}, \dots, a_{1p}$  que ponderan a las variables originales en la construcción de los componentes principales, están contruidos de manera que la varianza muestral de cada uno sea máxima. La suma de los cuadrados de estos coeficientes está restringida a 1. Adicionalmente, la correlación muestral entre los coeficientes de las variables originales  $y_{1i}, \dots, y_{pi}$  debe ser igual a 0. Para mayores detalles técnicos se puede consultar la obra de Jolliffe (2002).

Para este trabajo se construyó una base de datos con información promedio de nueve variables que representan distintos tipos de infraestructura para el periodo sobre el que se realizaron las estimaciones.

Tabla A1		
Variables incluidas en la construcción del Índice de Componentes Principales		
Variable	Descripción	Fuente
Longitud de carreteras <sup>1/</sup>	Kilómetros de carreteras pavimentadas	INEGI
Longitud de vías ferreas <sup>1/</sup>	Kilómetros de vías ferreas	INEGI
Gasolineras <sup>2/</sup>	Gasolineras establecidas promedio	INEGI
Parque vehicular <sup>2/</sup>	Número total de vehículos en circulación	INEGI
Densidad telefónica	Número de suscripciones telefónicas por cada 100 habitantes	INEGI
Electricidad	Consumo de energía eléctrica (Gigawatts-hora)	CFE
Cajeros <sup>2/</sup>	Número total de cajeros	INEGI
Cuartos totales	Cuartos totales para hospedaje	INEGI
Bibliotecas <sup>2/</sup>	Bibliotecas en operación	INEGI

Nota: 1/ Variables estandarizadas con la superficie del país, 2/ Variables estandarizadas con la población.

En la Tabla A2 se observan los componentes principales para las siete variables de interés. En la columna 2 se muestra el valor propio de cada componente; es decir, la varianza asociada a cada uno. La columna 3 corresponde a la proporción de la varianza explicada, mientras la columna 4 ilustra los valores correspondientes a la  $R^2$  acumulada. El criterio para elegir el número de componentes principales que se utilizaron para

construir el índice de infraestructura, consistió en tomar el número de componentes necesarios hasta lograr una  $R^2$  acumulada al menos de .90. Bajo este precepto, en el cálculo del índice de infraestructura utilizado en nuestras estimaciones, se tomaron en cuenta los primeros seis componentes del análisis realizado, los cuales explican 93% de la varianza total de los datos.

<p><b>Tabla A2</b> Análisis de componentes principales</p>			
Componentes	Valores propios	Proporción	$R^2$ acumulada
Componente 1	3.14	0.35	0.35
Componente 2	1.94	0.22	0.56
Componente 3	1.04	0.12	0.68
Componente 4	0.98	0.11	0.79
Componente 5	0.70	0.08	0.87
Componente 6	0.52	0.06	0.93
Componente 7	0.32	0.04	0.96
Componente 8	0.23	0.03	0.99
Componente 9	0.12	0.01	1.00

Fuente: Elaboración propia con base en INEGI y CFE.

Con los seis componentes seleccionados se formó el índice de infraestructura a través de una combinación lineal de estos, empleando como ponderador la proporción de la varianza normalizada que explica cada uno de ellos respecto de la varianza total. Finalmente, dado que este índice contenía valores positivos y negativos se aplicó un proceso de normalización para que tomara rangos entre 0 y 1.

La Tabla A3 contiene información acerca de los estadísticos descriptivos de las variables utilizadas para construir el índice de componentes principales. Es posible observar que todas las variables excepto la densidad telefónica registraron crecimiento entre el primer y último año del pe-

riodo de análisis. La longitud de vías férreas fue la variable de infraestructura que presentó un crecimiento más modesto, seguida del número de bibliotecas públicas en operación y el número de cuartos totales, mientras la longitud de carreteras creció en más de 8% y el consumo de electricidad aumentó 17%. Por otro lado, el número de gasolineras, así como el parque vehicular total registraron variaciones positivas de 41% y 50%, y el número de cajeros fue la variable que presentó un mayor crecimiento, al incrementar 60% entre el año 2007 y 2015. Finalmente, la densidad telefónica tuvo un decremento de 18%, lo que puede estar reflejando la sustitución de telefonía fija por telefonía celular.

<b>Tabla A3</b> <b>Estadísticos descriptivos de variables de infraestructura</b>				
	2007		2015	
	Promedio	Desviación estándar	Promedio	Desviación estándar
Longitud de carreteras	11 252.3	7 030.1	12 196.9	7 612.8
Longitud de vías ferreas	833.7	659.1	835.3	659.0
Gasolineras	248.1	162.7	350.3	225.9
Parque vehicular	835 849.9	735 551.0	1 256 427.0	1 305 011.0
Densidad telefónica	16.8	7.0	13.8	7.0
Electricidad	5 639.7	4 259.9	6 631.3	4 873.9
Cajeros	866.6	980.3	1 386.6	1 371.8
Cuartos totales	19 951.3	15 783.0	20 584.7	18 136.5
Bibliotecas	225.3	176.0	231.7	174.7

Nota: Las variables se presentan sin estandarizar.

<b>Tabla B1</b>		
Efectos de la inversión extranjera directa sobre la tasa de crecimiento del Producto medio por trabajador, MGM-BB(1) y MGM-AB(2)		
	(1)	(2)
Primer rezago IPML <sup>1/</sup>	-0.071	-0.112
	(0.069)	(0.092)
Inversión extranjera directa <sup>2/</sup>	0.010	0.129*
	(0.078)	(0.076)
Empleo EMIM <sup>1/</sup>	-0.031	0.015
	(0.104)	(0.176)
Infraestructura <sup>3/</sup>	0.064	0.046
	(0.046)	(0.076)
Escolaridad <sup>3/</sup>	-0.067	-0.224***
	(0.072)	(0.069)
Exportaciones <sup>3/</sup>	-0.028	-0.079
	(0.039)	(0.088)
Inflación <sup>3/</sup>	0.041	0.117*
	(0.052)	(0.066)
Cartera <sup>3/</sup>	0.035	0.027
	(0.038)	(0.038)
Control de endogeneidad	Sí	Sí
Sargan	19.927	26.464
Sargan [p-value]	0.993	0.383
Arellano-Bond (1)	-2.530	-1.688
Arellano-Bond (1) [p-value]	0.011	0.091
Arellano-Bond (2)	-0.640	-0.967
Arellano-Bond (2) [p-value]	0.522	0.333
Observaciones	224	192
Número de entidades	32	32

Notas: 1/ Se introduce en el modelo como tasa de crecimiento, 2/ La variable está en proporción del PIB manufacturero, 3/ En logaritmos naturales.

\*\*\*, \*\* y \* denotan significancia a 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Los números entre paréntesis corresponden a los errores estándar.

Todas las variables explicativas se encuentran rezagadas un periodo.

## Referencias

- Alfaro, L. (2003). Foreign Direct Investment and growth: Does the sector matter? Harvard Business School.
- Alfaro, L., Chanda, A., Kalemli-Ozcan, S. y Sayek, S. (2004). FDI and economic growth: The role of local financial markets. *Journal of International Economics*, 64 (1), 89-112.
- Amiti, M. y Konings, J. (2007). Trade liberalization, intermediate inputs, and productivity: Evidence from Indonesia. *American Economic Review*, 97 (5), 1611-1638.
- Andreas W. (2010). The effects of Foreign Direct Investment in Mexico since NAFTA. *The World Economy*, 33 (5), 710-745. Wiley Blackwell.
- Arellano, M. y Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58 (2), 277-297.
- Baiashvili, T. y Gattini, L. (2020). Impact of FDI on economic growth: The role of country income levels and institutional strength. European Investment Bank. Working Paper 2020/02.
- Baltagi, B. H. y Rich, D. P. (2005). Skill-biased technical change in US manufacturing: A general index approach. *Journal of Econometrics*, 126 (2), 549-570.
- Basu, S. y Fernald, J. G. (1995). Are apparent productive spillovers a figment of specification error? *Journal of Monetary Economics*, 36, 165-188.
- Belorgey, N., Lecat, R. y Maury, T. P. (2006). Determinants of productivity per employee: An empirical estimation using panel data. *Economic Letters*, 91, 153-157.
- Blundell, R. y Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Borensztein, E., Gregorio, J. y Lee, J. W. (1998). How does Foreign Direct Investment affect economic growth? *Journal of International Economics*, 45 (1), 115-135.
- Bourlès, R. y Cette, G. (2005). A comparison of structural productivity levels in major industrialized countries. Documento de Trabajo No. 133. Banque de France.
- Bourlès, R. y Cette, G. (2007). Trends in structural productivity levels in the major industrialized countries. *Economic Letters*, 95, 151-156.
- Carkovic, M. y Levine, R. (2005). Does Foreign Direct Investment accelerate economic growth? *Does Foreign Direct Investment promote development* (pp. 195-220). Washington, DC: Institute for International Economics.
- Carlino, G. A. y R. Voith (1992). Accounting for differences in aggregate state productivity. *Regional Science and Urban Economics*, 22, 597-617.
- Casanueva R. C. y Rodríguez, C. A. (2009). La productividad en la industria manufacturera mexicana: calidad del trabajo y capital humano. *Comercio Exterior*, 59 (1), 16-33.
- Choudhry, M. T., Marelli, E. y Signorelli, M. (2016). Age dependency and labour productivity divergence. *Applied Economics*, 48 (50), 4823-4845.
- Cobbold, T. (2003). A comparison of gross output and value-added methods of productivity estimation. Productivity Commission Research Memorandum.
- Decker, C. S., Thompson, E. C. y Wohar, M. E. (2009). Determinants of State labor productivity: The changing role of density. *The Journal of Regional Analysis & Policy*, 1-10.
- Dimelis, S. P. y Papaioannou, S. K. (2010). FDI and ICT effects on productivity growth: A comparative analysis. *European Journal of Development Research*, 79-96.
- Feder, G. (1983). On exports and economic growth. *Journal of Development Economics*, 12 (1-2), 59-73.
- Feenstra, R., Markusen, J. R. y Zeile, W. (1992). Accounting for growth with new inputs: Theory and evidence. *American Economic Review*, 82 (2), 415-421.

- Fillat, C., y Woerz, J. (2011). Good or bad? The influence of FDI on productivity. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 293-328.
- Gandhi, A., Navarro, S. y Rivers, D. A. (2020). On the identification of gross output production functions. *Journal of Political Economy*, 128 (8), 2973-2016.
- Garriga, A. C. (2017). Inversión extranjera directa en México: comparación entre la inversión procedente de los Estados Unidos y del resto del mundo. *Foro Internacional*, 57, (2), 317-355. <https://doi.org/10.24201/fi.v57i2.2429>
- Gust, C. y Marquez, J. (2004). International comparisons of productivity growth: The role of information technology and regulatory practices. *Labour Economics*, 11, 33-58.
- Harris, R. (2002). Determinants of productivity growth: Issues and prospects. En S. Rao y A. Sharpe (Eds.), *Productivity issues in Canada*. Calgary: University of Calgary Press.
- Hejazi, W. y Safarian, A. (1999). Trade, Foreign Direct Investment and R&D spillovers. *Journal of International Business Studies*, 30 (3), 491-511.
- Heshmati, A. (2011). Development and sources of labor productivity in Chinese provinces. IZA Discussion Paper No. 6263.
- Hsu, M. y Chen, B. L. (2000). Labour productivity of small and manufacturing firms: The case of Taiwan. *Contemporary Economic Policy*, 18 (3), 270-283.
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía-INEGI. (2015). Cálculo de los Índices de Productividad Laboral y del Costo Unitario de la Mano de Obra 2015. México: Autor.
- Jolliffe, I. T. (2002). Principal component analysis and factor analysis. *Principal Component Analysis*, 150-166.
- Jordaan, J. (2008). Intra and inter-industry externalities from Foreign Direct Investment in the Mexican manufacturing sector: New evidence from Mexican regions. *World Development*, 36 (12), 2838-2854.
- Kasahara, H., y Rodrigue J. (2008). Does the use of imported intermediates increase productivity? Plant-Level evidence. *Journal of Development Economy*, 87 (1), 106-118.
- Khawar, M. (2003). Productivity and Foreign Direct Investment – Evidence from Mexico. *Journal of Economic Studies*, 30 (1), 66-76.
- Kim, C. S. (1997). Los efectos de la apertura comercial y de la inversión extranjera directa en la productividad del sector manufacturero mexicano. *El Trimestre Económico*, 64 (255/3), 365-390.
- Kiviet, J. F. (1995). On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 68, 53-78.
- Kremer, M. y Thompson, J. (1993). Why isn't convergence instantaneous? Harvard University. Mimeografiado.
- Levinsohn, J. y Petrin, A. (2003). Estimation production functions using inputs to control for unobservable. *Review of Economic Studies*, 70 (2), 317-342.
- Markusen, J. y Venables, A. (1999). Foreign Direct Investment as a catalyst for industrial development. *European Economic Review*, 43, 335-356.
- McKinnon, R. I. (1973). *Money and capital in economic development*. Washington, DC: Brookings Institute.
- Mendoza Cota, J. E. y Cabrera Pereyra, J. A. (2014). Trabajo calificado, especialización y productividad laboral urbana en la frontera norte de México: un análisis de panel de efectos mixtos. *Investigación Económica*, LXXIII (287), 89-119.
- Mitra, A., Varoudakis, A. y Veganzones-Varoudakis, M. A. (2002). Productivity and technical efficiency in Indian states manufacturing: The role of infrastructure. *Economic Development and Cultural Change*, 50 (2), 395-426.
- Mitze, T. y Özyurt, S. (2014). The spatial dimension of trade-and FDI-driven productivity growth in Chinese provinces: A global cointegration approach. *Growth and Change*, 45 (2), 263-291.

- Olechko, D. F. (2004). Inversión extranjera y productividad en México. *Investigación Económica*, 147-173.
- Organisation for Economic Co-operation and Development-OECD. (2001). *Measuring Productivity*. OECD Manual.
- Organización Internacional del Trabajo-OIT. (2008). Informe V. Calificaciones para la mejora de la productividad, el crecimiento del empleo y el desarrollo. Conferencia Internacional del Trabajo 97a Reunión. Disponible en <http://www.ilo.org/>
- Ram, R. y Zhang, K. (2002). Foreign Direct Investment and economic growth: Evidence from cross-country data for the 1990s. *Economic Development and Cultural Change*, 51, 205-215.
- Ramírez, M. (2000). Foreign Direct Investment in Mexico: A cointegration analysis. *The Journal of Development Studies*, 37 (1), 138-162.
- Rivas Aceves, S. y Puebla Ménez, A. D. (2016). Inversión extranjera directa y crecimiento económico. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 11 (2), 51-75.
- Romer, P. M. (1990). Endogenous technical change. *Journal of Political Economy*, 98 (5), S71-S102.
- Romero, J. (2012). Inversión extranjera directa y crecimiento económico en México: 1940-2011. *Investigación Económica*, 71 (282), 109-147.
- Sjoholm, F. (1997). Export, import and productivity results from Indonesia establishment data. Working Paper Series in Economics and Finance (2). Disponible en <http://repec.com>
- Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The Review of Economics and Statistics*, 39 (3), 312-320.
- Shultz, T. (1975). The value of the ability to deal with disequilibria. *Journal of Economic Literature*, 13 (3), 827-846.
- Torres Preciado, V. H., Polanco Gaytán, M. y Tinoco Zermeño, M. A. (2017). Dinámica de la inversión extranjera directa en los estados de México: un análisis de cadenas de Markov espaciales. *Contaduría y Administración*, 62 (1), 141-162.
- Vergeer, R. y Kleinknecht, A. (2002). Do labour market reforms reduce labour productivity growth? A panel data analysis of 20 OECD countries (1960-2004). *International Labour Review*, 153 (3), 365-393.
- Windmeijer, F. (2005). A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics*, 126, 25-51.
- Yazdan, G. F. y Hossein, S. M. (2013). FDI and ICT effects on productivity growth. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 93, 1710-1715.
- Zhao, Z. y Zhang, K. H. (2010). FDI and industrial productivity in China: Evidence from panel data in 2001-06. *Review of Development Economics*, 14 (3), 656-665.