Banco de México
Documentos de Investigación

Banco de México
Working Papers

N° 2018-07

**Determinantes de atracción de la IED en el sector
manufacturero en México, 1999-2015.**

Felipe J. Fonseca
Banco de México

Irving Llamosas-Rosas
Banco de México

Junio 2018

La serie de Documentos de Investigación del Banco de México divulga resultados preliminares de trabajos de investigación económica realizados en el Banco de México con la finalidad de propiciar el intercambio y debate de ideas. El contenido de los Documentos de Investigación, así como las conclusiones que de ellos se derivan, son responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan necesariamente las del Banco de México.

The Working Papers series of Banco de México disseminates preliminary results of economic research conducted at Banco de México in order to promote the exchange and debate of ideas. The views and conclusions presented in the Working Papers are exclusively the responsibility of the authors and do not necessarily reflect those of Banco de México.

Determinants of FDI Attraction in the Manufacturing Sector in Mexico, 1999-2015.

Felipe J. Fonseca[†]
Banco de México

Irving Llamosas-Rosas[‡]
Banco de México

Abstract: Using an up-to-date database that improves the identification of the destination of the Foreign Direct Investment (FDI) among Mexican states and spatial panel econometric models that quantify the potential interactions and spillover effects, we analyze the main characteristics that help understand the regional distribution of manufacturing FDI in Mexico. Our main findings indicate the presence of a positive spatial relationship among states' FDI; for example, a higher investment creates a positive spillover effect on neighboring states' FDI and positive direct and indirect effects of human capital, agglomeration and states' fiscal margin. Based on the results of this research, key implications for public policy oriented to strengthen the FDI reside in increasing the average education level and improving tax revenue of Mexican states.

Keywords: FDI, spatial panel econometric models, spillover effects

JEL Classification: C21, C23, R12

Resumen: Utilizando una base de datos actualizada que mejora la identificación del destino de la Inversión Extranjera Directa (IED) entre los estados de México así como modelos econométricos espaciales en panel para cuantificar las interacciones potenciales y efectos de derrame, analizamos las características que ayudan a entender la distribución de la IED manufacturera en México. Nuestros resultados principales indican la presencia de relaciones positivas espaciales entre la IED de los estados; por ejemplo, una inversión más alta crea efectos de derrame en la IED de los estados vecinos y efectos directos e indirectos positivos en capital humano, aglomeración y autonomía fiscal estatal. Con base en los resultados de esta investigación, las implicaciones clave de política pública orientada a fortalecer la IED residen en incrementar el nivel promedio de educación y mejorar la recaudación fiscal en los estados de México.

Palabras Clave: IED, panel espacial, modelo econométrico, efectos de derrame

---

[†] Dirección General de Investigación Económica. Email: ffonseca@banxico.org.mx.

[‡] Dirección General de Investigación Económica. Email: illamosasr@banxico.org.mx.

1 Introducción

¿Qué características determinan los flujos de inversión extranjeras directa (IED) a una región en particular? ¿Las regiones compiten para obtener esas inversiones? ¿La llegada de IED a una entidad en particular se ve influida por la cantidad de IED en los estados vecinos? Estas preguntas son de particular importancia en una economía en desarrollo como México, ya que la IED ayuda a mejorar las condiciones económicas, tanto de las regiones receptoras como la de sus entidades vecinas (Coughlin y Segev, 2000).

La Inversión Extranjera Directa brinda a los países en desarrollo y emergentes la oportunidad de facilitar el acceso a los mercados de los países desarrollados así como a los sistemas de producción global a través de la tecnología, las cadenas de valor y de otros activos intangibles no necesariamente disponibles a precios competitivos en la economía local (UNCTAD, 2006). En el caso mexicano, por ejemplo, durante el período 1999-2015, la IED representó, en promedio, el 12.6 por ciento de la formación bruta total fijo y el 2.7 por ciento con respecto al PIB total. Adicionalmente, la literatura ha identificado la IED como un vehículo importante para la transferencia de tecnología y conocimiento a través de los llamados efectos derrame (*spillover effects*).¹

Dado que la IED es una fuente importante de recursos financieros que ayudan a mejorar la actividad económica de la región receptora, los estados pueden ofrecer condiciones favorables a los inversores para adquirir sus beneficios e impulsar la creación de empleo y el crecimiento económico. Es por eso que una mejor comprensión de los determinantes de la atracción de IED podría ayudar a fortalecer las estrategias de política pública que favorezcan el desarrollo regional (Jordaan, 2008). Con una base de datos actualizada sobre la distribución de IED a nivel estatal en México, cuya metodología ha sido revisada recientemente por la

---

¹ Ver, por ejemplo, Borensztein et al. (1998), Durham (2004) y Li y Liu (2005).

Secretaría de Economía, y utilizando técnicas de econométrica espacial, analizamos los patrones de localización regional de IED en la industria manufacturera en México durante el período 1999-2015. Nos centramos en este sector porque representa aproximadamente el 50 por ciento de la IED total entrante durante el período considerado.

Al aplicar un Modelo de Durbin Espacial (Spatial Durbin Model, SDM, por sus siglas en inglés), los principales resultados del estudio son: (i) hay un efecto derrame positivo en el proceso de atracción de la IED manufacturera en los estados y el efecto espacial estimado indica que para un aumento de 10% de la IED manufacturera en los estados vecinos, el estado de referencia incrementará, en promedio, entre un 2.6% y un 4.3% sus flujos de IED por el mismo concepto; (ii) variables como la aglomeración,² la infraestructura y la escolarización muestran un impacto positivo como factor de atracción de fabricación de IED; (iii) incluimos un indicador de incentivos fiscales (margen fiscal), y encontramos que tiene un impacto positivo en los flujos de IED. Vale la pena mencionar que este es un resultado novedoso en la literatura para el caso mexicano; (iv) desde un punto de vista metodológico, y en el espíritu de LeSage y Pace (2009), la interpretación de los parámetros estimados se basa en la descomposición de los efectos de impacto, tanto directos como indirectos. Esto nos permite obtener una interpretación más rica de los impactos variables con respecto no solo a las características de los propios estados sino también en términos de las características de sus vecinos.

De los resultados anteriores, podemos inferir que la IED manufacturera es atraída por estados con una población con mayor nivel educativo, mayor infraestructura en telecomunicaciones así como por una mayor proporción de trabajadores empleados en el sector manufacturero. Este resultado, junto con los impactos indirectos encontrados en las mismas variables, implica que los flujos de IED manufacturera a un estado dependen, en general, no solo de

---

² Siguiendo a Glaeser (2010, p.1), en un sentido amplio a lo largo del documento nos referiremos al concepto de aglomeración como “los beneficios que se derivan cuando empresas e individuos se ubican cerca entre sí en ciudades y clústers industriales”.

sus propias características sino también de las de sus estados vecinos, generando así una dinámica de tipo cluster (Porter, 2003).

Los anteriores resultados, junto con los hallazgos con respecto a la variable de margen fiscal (tanto en efectos directos como indirectos), respaldan este argumento. Con respecto a las políticas públicas destinadas a aumentar los flujos de este tipo de inversión, las estimaciones sugieren que, debido al patrón positivo de dependencia espacial en el proceso de localización de IED, la atracción de IED manufacturera debe considerarse en un contexto regional y no solo desde una perspectiva local.

Aparte de esta introducción, el documento está organizado de la siguiente manera: la sección 2 contiene una revisión de la literatura. Las secciones 3 y 4 incluyen un análisis de la distribución regional y sectorial de la IED y el modelo econométrico, respectivamente; la sección 5 muestra los resultados y la sección 6 concluye.

2 Revisión de Literatura

Varios estudios, tanto a nivel internacional como para la economía mexicana, han abordado la estimación de los determinantes de la atracción de la IED siguiendo alguna de las siguientes estrategias de estimación (Jordaan, 2008): la primera consiste en estudios que utilizan el número de nuevas empresas de propiedad extranjera que llegan a la economía local como variable dependiente mediante la estimación de modelos de tipo logit condicional para estimar las probabilidades de que una firma en particular se localice en una región determinada. La segunda categoría consiste en tomar series en términos monetarios de la IED (en flujos o acervo) como variable dependiente, condicionada a un conjunto de características regionales (educación, infraestructura, incentivos fiscales, etc.) utilizando una variedad de modelos econométricos, principalmente tipo de panel (efectos fijos, aleatorios, dinámico, etc.).

Además, la literatura empírica identifica el siguiente grupo de variables como los principales factores que influyen en la decisión de localización: demanda regional, costos de producción relacionados con la mano de obra, infraestructura física, capital humano, presencia de economías de aglomeración y políticas públicas dedicadas a atraer o facilitar nuevos proyectos de IED. De los factores anteriores, los relacionados con los incentivos de políticas públicas son los más difíciles de incorporar debido a la falta de información (Jordaan, 2008).

Además del conjunto anterior de variables, otra rama de la literatura ha señalado que la IED podría estar correlacionada espacialmente. De esta forma, las regiones vecinas pueden afectarse entre sí creando efectos indirectos o el llamado "efecto de tercer país/región". Coughlin y Segev (2000), por ejemplo, señalaron que las economías de aglomeración y los costos salariales podrían considerarse como una de las fuentes de este tipo de efectos. En el caso de los primeros, la aglomeración puede conducir a una mayor IED en las regiones vecinas en la medida en que sus efectos positivos se extienden sobre las entidades vecinas, trascendiendo con ello los límites administrativos. Con respecto al segundo caso, al aumentar el coste de los recursos en una región en términos relativos, puede resultar que las regiones vecinas sean mas atractivas para la IED.³ En las siguientes subsecciones, describimos los hallazgos para el tema bajo consideración a nivel internacional y para la economía mexicana, respectivamente.

2.1 Evidencia Internacional

Varios estudios han abordado los determinantes de la atracción de IED a nivel regional. Para el caso de las economías avanzadas, aplicando un modelo logit condicional a nivel estatal para los Estados Unidos en el período 1981-1983, Coughlin et al. (1991) descubrieron que, por un lado, la aglomeración, la infraestructura carretera, el ingreso per cápita y la densidad

---

³ En el contexto de un modelo formal, Hanson (1996) muestra los efectos de las interacciones entre aglomeraciones y costos (salarios) en el caso de la industria de la industria textil en México. Aunque el autor no considera la IED en su análisis, el modelo es útil para describir cómo las economías externas conducen a procesos de aglomeración.

del sector manufacturero tienen un impacto positivo en la IED, así como tasas de desempleo más altas y (sorprendentemente) tasas de sindicalización. Por otro lado, los salarios tienen un impacto negativo, mientras que las políticas de incentivos tienen dos efectos: las altas tasas impositivas estatales tienen un impacto negativo, mientras que los gastos de promoción afectan positivamente para atraer IED. En otro estudio para los Estados Unidos, Bobonis y Shatz (2007) encuentran resultados similares para la variable aglomeración y de las políticas de atracción estatal, en particular las referentes a las tasas impositivas a la presencia de oficinas de promoción estatal en el extranjero durante el período 1985-1999, utilizando técnicas de paneles dinámicos. En el caso del Reino Unido, Hill y Munday (1992), a través de la estimación de mínimos cuadrados agrupados agrupados (*pool OLS*) durante 1980-1989, encuentran que tanto los incentivos financieros como el acceso a los mercados son determinantes importantes de la distribución regional de nuevos proyectos de IED.

Crozet y et al. (2004) analizan la elección de la ubicación de las empresas extranjeras en Francia durante el período 1996-2005 utilizando modelos logit condicionales, encontrando un fuerte efecto de la aglomeración como determinante de la ubicación y, por otro lado, poca evidencia a favor de la intervención de políticas públicas a través de incentivos fiscales. Para las regiones europeas, los resultados de Casi y Resmini (2014) en el período 2005-2007, a través de la estimación de un modelo de desfase espacial de sección transversal, indican que la infraestructura, la accesibilidad al mercado, la calidad de la fuerza laboral, la gobernanza y la aglomeración ejercen un impacto positivo en la atracción IED. Además, encuentran un efecto espacial positivo. Jones y Wren (2016), en el caso de Gran Bretaña, encuentran diferentes patrones de asignación entre sectores utilizando la matriz de transición de Markov entre 1996 y 2005. En particular, encuentran que los servicios, en general, difieren del proceso de ubicación respecto a la IED en el sector manufacturas.

Con respecto a las economías emergentes, Coughlin y Segev (2000),⁴ utilizando un modelo de error espacial de corte transversal (SEM), analiza la distribución de acervos de IED en las provincias chinas para el período 1990-1997, encontrando que el tamaño del mercado, los indicadores de productividad y la ubicación en las regiones costeras tienen un impacto positivo en la IED. Los salarios y las tasas de analfabetismo, por otro lado, se correlacionan negativamente con los flujos de IED, mientras que el efecto de la infraestructura es ambiguo (no estadísticamente significativo). Con respecto al proceso espacial, encuentran que la IED de una región se asocia positivamente con la IED en las regiones vecinas, a través del término de error. Además, y también para las regiones chinas, Cheng y Kwan (2000) encuentran resultados similares para la variable salarios, PIB regional e infraestructura, durante el período 1985-1995 y con metodologías de panel dinámico. Además, las políticas públicas de atracción para la IED (medido por el número de zonas económicas especiales) tiene un impacto positivo, mientras que no hay un impacto claro de la variable capital humano.

Para las regiones de Turquía, con un logit condicional para datos de 1995, Deichmann et al. (2003) encuentran que la aglomeración, la profundidad de los mercados financieros locales, el capital humano y el acceso a las costas determinan las decisiones de localización de la IED. Del mismo modo, no se encuentra evidencia de que la inversión pública tenga éxito en atraer empresas a regiones particulares. Ledyeva (2009) analiza la distribución en las regiones rusas de la IED acumulada durante el período 1995-2005 mediante la aplicación de un modelo espacial autorregresivo (SAR) de sección transversal. Usando esta metodología, encuentra evidencia de una asociación espacial negativa (las regiones compiten entre sí por la IED) y un impacto positivo de la infraestructura (número de puertos), el acceso a fuentes de abastecimiento de energía (combustible) y el PIB regional. Por otro lado, la IED está negativamente correlacionada con los riesgos políticos.

---

⁴ De acuerdo con Blonigen et al. (2007), este fue el primer estudio en utilizar técnicas de econometría espacial para analizar la distribución de la IED.

En el caso de la India, y empleando modelos logit de corte transversal y datos de conteo para el período 1991-2005, los resultados de Mukim y Nunnenkamp (2012) indican que las economías de aglomeración (presencia de empresas extranjeras de la misma nacionalidad) tienen un impacto positivo en la IED, así como las variables de educación e infraestructura, aunque con un impacto ambiguo en la variable de salarios. Además, con la misma metodología de tipo logit, Lee y Hwang (2014) para el caso de Corea del Sur, encuentran patrones de ubicación completamente diferentes entre los grupos industriales de alta y baja tecnología en el período 1998-2005 utilizando modelos logit anidados. Finalmente, para la República Checa, Schäffler et al. (2016) analizan la distribución de 3,984 proyectos de IED alemana en las regiones checas utilizando un modelo de datos de conteo, encontrando que el tamaño del mercado (PIB regional), la aglomeración y la distancia a la sede alemana como los principales determinantes de atracción.

2.2 El caso Mexicano

De acuerdo a nuestra revisión de la literatura, para el caso mexicano, solo cuatro estudios han analizado los determinantes de la IED a nivel subnacional. Mollick et al. (2006), con técnicas de panel (tanto estáticas como dinámicas) durante 1994-2001, encontraron un impacto significativo de la infraestructura y la aglomeración (medida como la participación del PIB manufacturero sobre el total) en la IED total. Jordaan (2008), por otro lado, encontró un efecto significativo de las aglomeraciones, los salarios, la infraestructura y el capital humano como determinantes de la IED total para el período 1989-2006. Además, en el caso del sector de las maquiladoras (representada por el empleo de las maquiladoras, ya que los flujos de IED para este sector no estaban disponibles), la infraestructura no tiene impacto, mientras que las aglomeraciones emergen como el principal determinante de la atracción.

Jordaan (2012) aplicó un logit condicional para analizar los efectos derrame de las economías de aglomeración y el PIB estatal sobre la elección de ubicación de las nuevas empresas manufactureras entre 1994 y 1999, encontrando solo un efecto espacial en el caso de la variable de aglomeración. Finalmente, al aplicar un modelo espacial autorregresivo (SAR) a un panel a los acervos de IED acumulada para el período 1994-2004, Escobar Gamboa (2013)

encuentra los efectos esperados para el PIB regional, el capital humano y la tasas de delincuencia (negativos) como determinantes de la atracción, mientras que obtuvo un efecto ambiguo en la infraestructura (no significativo). Además, el efecto espacial es positivo y significativo (y robusto para diferentes especificaciones de matriz de peso espacial). Sin embargo, su análisis no separa los efectos directos e indirectos, lo que lleva a una medición incompleta de los impactos de las variables (LeSage y Pace, op. cit.).

Vale la pena mencionar que, en términos metodológicos, el artículo de Escobar (2013) es el más relacionado con nuestro estudio. La diferencia es que utilizamos una base de datos mejorada acerca de la distribución regional de la IED, restringimos nuestra atención al sector manufacturero y aplicamos una discusión más amplia sobre las técnicas de econometría espacial empleadas, al tiempo que obtenemos una interpretación más rica de los resultados de las estimaciones, a través del cálculo de los efectos directos e indirectos.

3 Distribución Sectorial y Regional de la IED

Debido a un cambio relativamente reciente en la metodología de generación y captación, existe una mejora en la ubicación de los flujos trimestrales (en millones de dólares corrientes) de IED entre los estados mexicanos. En 2015, la Secretaría de Economía de México ajustó los criterios generales para mejorar la identificación del destino geográfico de la inversión. Ahora, la mejora de los datos refleja el lugar donde se canaliza la inversión, sin importar la dirección fiscal de la matriz corporativa (los cuales se localizan principalmente en la Ciudad de México).⁵ La nueva metodología revisa los datos hasta 1999 y corrige la ubicación de la IED por entidad federativa. Esta base de datos está disponible a nivel estatal por país de

---

⁵ Ver “Síntesis Metodológica Sobre la Contabilización de los Flujos de Inversión Extranjera Directa hacia México”, Secretaría de Economía
[http://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/59194/Metodologia para la elaboracion de las cifras sobre los flujos de IED.pdf](http://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/59194/Metodologia_para_la_elaboracion_de_las_cifras_sobre_los_flujos_de_IED.pdf)

origen y sector económico de acuerdo con el Sistema de Clasificación de la Industria de América del Norte (SCIAN) en frecuencia trimestral.

Según esta nueva información, entre 1999 y 2015, en promedio, casi la mitad de los flujos de IED se destinaron al sector manufacturero (figura 1, panel a). Dentro de las manufacturas, el equipo de transporte absorbe, en promedio, una cuarta parte de este tipo de IED, seguido de la industria de las bebidas y tabaco (figura 1, panel b). Además, la IED manufacturera sigue, en general, un patrón similar de IED total (el pico de 2013 corresponde a una adquisición importante en el sector de bebidas desde que el grupo belga AB InBev adquirió Grupo Modelo por 20 mil millones de dólares, figura 2); La excepción es el sector de equipos de transporte (principalmente de inversiones automotrices), que ha triplicado sus flujos en el período 2011-2015.

Figura 1: Evolución de la IED por Grandes Sectores y al Interior de las Manufacturas (SCIAN), 1999 – 2015
(Porcentajes)

Fuente: Cálculos propios con base en información de la Secretaría de Economía.

Figura 2: Evolución de la IED Total, en Manufacturas y Equipo de Transporte: 1999-2015 (Índice 2008=100)

Fuente: Cálculos propios con base en información de la Secretaría de Economía.

Analizando ahora la distribución regional de IED manufacturera (figura 3),⁶ consideramos los flujos acumulados de IED entre los estados mexicanos y los dividimos en dos períodos: 1999-2007 (antes de la Gran Recesión) y 2008-2015 (después de la Gran Recesión). En 1999-2007, la región norte fue la principal receptora (44.9 por ciento), seguida del centro (37.2 por ciento), centro norte (13.7 por ciento) y el sur (4.1 por ciento). En 2008-2015, la región norte perdió participación de IED en relación con el período anterior (9.3 puntos porcentuales). Mientras tanto, las regiones sur y el centro norte experimentaron aumentos en su participación relativa (4.1 y 5.3 puntos porcentuales, respectivamente), mientras que, por su parte, la región centro mantuvo su participación relativa.

⁶ Con propósitos descriptivos únicamente, utilizamos la regionalización propuesta por Banco de México - ver *Reporte de las Economías Regionales*: **Norte:** Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas; **Centro Norte:** Aguascalientes, Baja California Sur, Colima, Durango, Jalisco, Michoacán, Nayarit, San Luis Potosí, Sinaloa y Zacatecas; **Centro:** Ciudad de México, Estado de México, Guanajuato Hidalgo, Morelos, Puebla, Queretaro y Tlaxcala; y **Sur:** Campeche, Chiapas, Guerrero, Oaxaca, Quintana Roo, Tabasco, Veracruz y Yucatán.

Figura 3: Evolución de la Participación Regional en la Captación de IED Manufacturera: Flujos Acumulados 1999-2015 (Porcentajes)

Fuente: Cálculos propios con base en información de la Secretaría de Economía.

Al interior de cada región, y en busca de evidencia adicional sobre el patrón geográfico de la distribución de la IED, en el primer subperíodo (ver figura 4, panel a), en la región norte entidades como Nuevo León (14.9 por ciento), Chihuahua (10.0 por ciento) y Baja California (8.2 por ciento) fueron las mayores receptoras de IED. En las regiones centrales, la Ciudad de México (13.9 por ciento) y el Estado de México (11.2 por ciento) concentraron la mayor participación. En las regiones centro norte y sur, Jalisco (5.9 por ciento) y Veracruz (1.6 por ciento) fueron los principales destinos de la IED en el sector manufacturero.

Figura 4: Flujos Acumulados de la IED en Manufacturas como Porcentaje del Total

Fuente: Cálculos propios con base en información de la Secretaría de Economía.

En el segundo período (2008-2015) -ver figura 4 panel b-, en la región Norte, Nuevo León (10 por ciento) continuó como la principal entidad receptora, seguido de Chihuahua y Baja California (8.1 y 5.6 por ciento, en ese orden) . En el centro, el Estado de México se convirtió en la principal entidad receptora (11.0 por ciento), seguido de cerca por la Ciudad de México (10.3 por ciento). El primero en un contexto en el que la región centro, en su conjunto, mantuvo su participación, y entidades como Guanajuato (5.4 por ciento) y Querétaro (4.1 por ciento) aumentaron su peso relativa en la IED total. Para la región centro norte, Jalisco y San Luis Potosí fueron las principales entidades receptoras (7.6 y 3.5 por ciento,

respectivamente). En el sur, Veracruz (4.4 por ciento) continuó como la principal entidad receptor de IED manufacturera en esa región.

La figura 4, panel c, muestra el cambio en la participación de las entidades, en puntos porcentuales (p.p.), sobre los flujos acumulados de IED manufacturera entre los dos subperíodos considerados. Las entidades que aparecen en verde son las que registraron una variación positiva, mientras que las que aparecen en rojo registraron variaciones negativas. Como se mencionó, algunas entidades ubicadas en las regiones centrales aumentaron su participación durante el período considerado, en particular, Guanajuato y Querétaro en el centro (1.9 pp cada una), y Jalisco, Zacatecas (1.6 pp cada una) y San Luis Potosí (1.5 pp) en el centro norte.

En contraste, en la región norte, solo Coahuila aumentó su participación (0.7 p.p.), mientras que en la región sur Veracruz presentó la mayor variación positiva (2.8 p.p.). Por lo tanto, debido a la crisis global y sus consecuencias sobre la demanda externa, la ubicación de la inversión extranjera en el sector manufacturero pareció dirigirse hacia las regiones centrales, que están relativamente más vinculadas al mercado interno, si bien es importante mencionar que parte de este comportamiento también refleja el hecho de que una fracción significativa de esta inversión se ha dirigido al sector automotriz, que se encuentra principalmente en las regiones centrales (centro y centro norte).⁷

---

⁷ Como Sturgeon y Van Biesebroeck (2010) señalaron, la crisis global 2008-2009 aceleró tendencias previas en torno a la creciente importancia de la industria automotriz en economías emergentes y en desarrollo.

4 Modelo Econométrico

Para estimar el impacto de las características de los estados sobre los flujos de IED durante el período 1999-2015, utilizamos una aproximación mediante el uso de métodos para datos de panel. Comenzamos con una estimación estándar de panel de efectos fijos para tener en cuenta las características individuales de los estados (α_i) cuya omisión podría, potencialmente, sesgar nuestros resultados.

$$\ln(IED_{i,t}) = \alpha_i + \beta X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

Donde $\ln(IED_{i,t})$ representan los flujos de IED manufacturera a los 32 entidades en millones de pesos constantes base 2008.⁸ $X_{i,t}$ es una matriz de variables de control, misma que toma en consideración variables tanto desde el punto de vista de los costos como de desempeño, tales como:

- PIB total estatal (en logaritmos), como una medida del tamaño del mercado local. Esta variable está expresada en millones de pesos constantes (base 2008) y excluye las actividades relacionadas con la extracción de petróleo.
- Promedio de años de escolaridad entre la población de 15 años o más como una medida del capital humano, en logaritmos.

---

⁸ Las cifras originales de la Secretaría de Economía están expresadas en millones de dólares corrientes. Para la conversión a pesos constantes, se utilizó el tipo de cambio nominal peso/dólar ($\tilde{f}_t$) así como el deflactor del PIB (base 2008=100) para llevar las cifras a pesos constantes. También consideramos la variable dependiente en millones de dólares constantes, sin embargo, esto no altera los resultados que se muestran más adelante.

- Como medida de las economías de aglomeración, utilizamos la proporción de trabajadores formales empleados en el sector de la transformación con respecto al total.
- Margen fiscal, medido como un porcentaje de los ingresos no condicionados (transferencias federales: *participaciones* e ingresos propios, como impuestos y derechos). Esta es una medida para aproximar la capacidad presupuestaria del estado para dar incentivos fiscales a posibles inversiones futuras. Se espera que estados con menor capacidad fiscal no puedan distraer los ingresos para atraer nuevas inversiones a través de incentivos fiscales.⁹
- Crimen, medido como la tasa de homicidios dolosos por cada 10.000 habitantes, en logaritmos.
- Infraestructura, medida por la densidad telefónica por cada 100 habitantes, en logaritmos.
- Salarios, medidos como la desviación del salario promedio de cotización diario reportado al IMSS en pesos (términos reales) de cada estado en relación con el promedio nacional.¹⁰
- Tipo de cambio real, pesos mexicanos por dólar, para capturar choques de tiempo externos que son comunes a todos los estados, en logaritmos.

Además, a excepción del crimen y los salarios, esperamos un impacto positivo del resto de las variables en los flujos de IED que atraen las entidades. En cuanto a las fuentes de información, INEGI es el origen de la mayoría de las variables (la agencia oficial de estadísticas de México, en su publicación relativa al *Anuario Estadístico y Geográfico por Entidad Federativa*). Solo el margen fiscal y los salarios se obtuvieron de la Secretaría de

---

⁹ En México las finanzas públicas de los gobiernos estatales son altamente dependientes de las transferencias federales (Hernández y Jarillo, 2008). De acuerdo a INEGI, las fuentes de ingresos propios de las entidades federativas promedian un 10% de los ingresos totales.

¹⁰ El salario para el sector manufacturero exclusivamente a nivel estatal no estaba disponible. Adicionalmente, la tabla A.1 en el apéndice muestra las estadísticas descriptivas de las variables.

Hacienda y Crédito Público de México y de la Secretaría del Trabajo y Previsión Social, ambos a nivel estatal.

Para tener en cuenta la variable relativa al tamaño de mercado (*market potential*, es decir, el tamaño del mercado de los estados vecinos, medido como el rezago espacial de primer orden del PIB estatal, ver Blonigen et al. 2007) se estima el modelo de externalidades espaciales (SLX):

$$\ln(IED_{i,t}) = \alpha_i + \beta X_{i,t} + \theta W \ln(PIB_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

Adicionalmente, para capturar el posible efecto indirecto de los montos de IED que atraen las entidades vecinas, incluimos un Modelo de Durbin Espacial (SDM) en el análisis. Este modelo tiene en cuenta la variable dependiente espacialmente rezagada $W \ln(IED_{i,t})$ ¹¹ y el PIB espacialmente rezagado (*market potential*)¹² y se estima por los métodos de Máxima Verosimilitud (ML) y Método Generalizado de Momentos (GMM). Cabe mencionar que, como señalan LeSage y Pace (2009) de no incluirse estas variables en las especificaciones, se pueden obtener estimaciones sesgadas e ineficientes.

$$\ln(IED_{i,t}) = \alpha_i + \rho W \ln(IED_{i,t}) + \beta X_{i,t} + \theta W \ln(PIB_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$$\varepsilon_{i,t} \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

De esta manera, el SDM nos permite:

---

¹¹ La matriz W cuantifica la conexión espacial entre regiones. En el presente caso, bajo el principio de "contigüidad de reina" (queen contiguity), es decir, una entidad se considera vecina de otra solo si comparten una frontera común. La matriz es binaria y toma el valor de 1 si las entidades comparten frontera administrativa y cero en caso contrario. Además, los elementos de la diagonal principal de W son iguales a cero por construcción. Para más detalles, definiciones e interpretaciones de los modelos econométricos espaciales empleados, vea las secciones A.3 a A.5 del apéndice.

¹² Dado que, de alguna manera, está correlacionado con otra variable independiente.

1. Estimar si las decisiones de asignación de IED pueden resultar en una participación reducida en los estados vecinos, lo que lleva a una "competencia a cualquier costo" entre los estados para atraer IED manufacturera, o en un efecto indirecto entre los estados que puede conducir a un aumento en IED en el estado de referencia (efecto complementario).
2. Descomponer el impacto de las características de interés con respecto a los impactos directos sobre los estados o las características de los vecinos (efectos indirectos, tal como se explica más abajo).

Dado que la interpretación de las estimaciones de los parámetros en este contexto difiere de las técnicas tradicionales de regresión, su uso no es habitual en la literatura de determinantes de atracción de la IED, de acuerdo a nuestra revisión de literatura, por lo que haremos hincapié en la interpretación de los efectos directos e indirectos. De acuerdo con LeSage y Pace (2009), interpretar los coeficientes de las variables independientes a partir de una regresión espacial, específicamente el Modelo espacial auto-regresivo (SAR) y el referido SDM, no se puede llevar a cabo de manera directa. En el caso de las estimaciones tradicionales por MCO, el efecto de la variable independiente x sobre la dependiente y se mide como:

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{ik}} = \beta_k \quad (4)$$

En el caso del SDM, los β_k coeficientes no pueden ser interpretados de la misma forma debido a que:

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{ik}} = (I_n - \rho W)^{-1}(\beta_k + W\theta_k) \quad (5)$$

Donde θ es el coeficiente asociado al rezago espacial de la variables independiente X_k , y ρ es el operador de rezago espacial de la variable dependiente. En el caso del modelo de rezago espacial (SAR), el impacto es:

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{ik}} = (I_n - \rho W)^{-1}(\beta_k) \quad (6)$$

Así, la presencia del término $(I_n - \rho W)^{-1}$ implica que las derivadas cruzadas entre observaciones sean diferentes de cero. En otras palabras, a diferencia de los modelos no espaciales, la derivada de y_i con respecto a x_{jk} potencialmente puede no ser igual a cero. Lo anterior permite la presencia de efectos derrame (*spillovers effects*) debido a que cambios en la observación j pueden afectar a la variable dependiente en la región i (LeSage y Pace, 2009). Para separar estos dos efectos (los impactos en la variable dependiente para la observación dados los cambios en X_{ik} –directo, y los impactos en la variable dependiente para la observación dados los cambios en X_{jk} , -indirecto), utilizamos los cálculos de Piras (2013) basados en Kelejian et al. (2006) y LeSage y Pace (op. cit.). Asimismo, W es una matriz de pesos espaciales en panel estandarizada por filas, ρ es el parámetro de autocorrelación espacial que mide el potencial efecto complementario/desplazamiento de los flujos de IED que recibe el estado de referencia ante un incremento en los flujos de IED manufacturera de sus vecinos.

Por otra parte, de acuerdo con Regelink y Elhorst (2015) y las definiciones referidas en Escobar (2013) si $\rho = 0$ y $\theta_{\ln(PIB)} = 0$ tenemos el caso de *IED horizontal*, por lo que la estimación de modelos no espacial sería suficiente para obtener estimaciones insesgados y eficientes. Escobar (2013) los describe como un caso especial de *IED puramente horizontal* donde “una empresa matriz decide abrir una sucursal en el país destino para abastecer el mercado local”. Si $\rho < 0$ y $\theta_{\ln(PIB)} = 0$ corresponde al caso de *IED vertical*, donde empresas extranjera subcontratan parte de su proceso productivo para disminuir costos, por lo que se enfrenta una situación en la que las regiones compiten entre sí para atraer flujos de IED. El caso $\rho < 0$ y $\theta_{\ln(PIB)} > 0$ corresponde al caso teórico de la *IED como plataforma de exportación*, en el cual las empresas extranjeras invierten en una región determinada para utilizarla como plataforma para surtir a un tercer mercado. Finalmente, el caso $\rho > 0$ y $\theta_{\ln(PIB)} \geq 0$ es referido como *IED vertical compleja (complex vertical FDI)*, en el cual las

firmas dispersan su cadena productiva entre distintas regiones adyacentes para obtener ventajas competitivas a costos diferenciados de insumos.

Finalmente, el SDM de la ecuación (3) se estima tanto por el método generalizado de momentos (GMM) como por la máxima verosimilitud (ML) teniendo en cuenta la no linealidad de la ecuación.¹³ La razón para emplear ML además de GMM es que, hasta donde sabemos, la descomposición entre los efectos directos e indirectos no está disponible para el estimador GMM. Sin embargo, como veremos a continuación, ambos métodos de estimación arrojan resultados muy similares.

5 Resultados

En la tabla 1 se muestran los resultados de la estimación de las ecuaciones (1) a (3). La primera columna corresponde a los efectos fijos clásico sin rezago espacial y con errores estándar robustos; la segunda considera el modelo SLX, mientras que la tercera corresponde al SDM estimado por los métodos de GMM y ML. La cuarta columna de la tabla muestra los efectos directos e indirectos obtenidos de las estimaciones por ML.

---

¹³ Siguiendo a Anselin (1988), reexpresamos el modelo $y = \rho W y + X\beta + \varepsilon$, como $Ay = X\beta + \varepsilon$, con $A = I - \rho W$, y el término de error se expresaría como $\varepsilon = \Omega^{\frac{1}{2}}v$ resultando $\Omega^{\frac{1}{2}}(Ay - X\beta) = v$, con $f(y, X, \theta) = v$, con θ como un vector de parámetros, y f es no lineal en y , X así como en θ .

Tabla 1: Resultados de las Estimaciones. Variable Dependiente: Logaritmo de los Flujos de IED Manufacturera en Pesos Constantes de 2008

Variable	(Eq.1)	(Eq.2)	(Eq. 3), Panel SDM		(Eq.3), Panel SDM	
	Efectos Fijos (FE)	Panel SLX	ML FE	GMM FE	Efectos Directos	Efectos Indirectos
ρ			0.376*** (8.02)	0.435*** (2.38)		
$\ln(PIB)^1$	-0.252 (-0.34)	-0.180 (-0.21)	-0.206 (-0.26)	-0.210 (-0.27)	-0.256 (-0.34)	-1.089 (-0.73)
<i>Salarios</i>	-0.012* (-1.72)	-0.012* (-1.67)	-0.010* (-1.63)	-0.010 (-1.59)	-0.011* (-1.72)	-0.006 (-1.61)
$\ln(Educacion)$	5.775*** (3.17)	6.033** (2.61)	5.804*** (2.72)	5.768*** (2.68)	5.941* (2.70)	3.268* (2.41)
$\ln(Densidad\ telefónica)$	0.556 (1.56)	0.551 (1.54)	0.535 (1.62)	0.532 (1.60)	0.548 (1.59)	0.303 (1.49)
<i>Aglomeración</i>	9.433*** (4.20)	9.395*** (4.16)	7.724*** (3.68)	7.462*** (3.32)	7.933*** (3.62)	4.366*** (2.94)
<i>Margen Fiscal</i>	1.879* (1.86)	1.930* (1.84)	1.991** (2.05)	2.001** (2.05)	2.092** (2.08)	1.149** (1.95)
$\ln(Crimen)$	-0.093 (-0.76)	-0.090 (-0.73)	-0.024 (-0.21)	-0.014 (-0.12)	-0.021 (-0.18)	-0.012 (-0.18)
$\ln(Tipo\ de\ Cambio\ Real)$	-1.056 (-1.17)	-1.052 (-1.17)	-0.700 (-0.84)	-0.645 (-0.76)	-0.717 (-0.83)	-0.393 (-0.81)
<i>Mercado Potencial</i>		-0.207 (-0.18)	-0.684 (-0.64)	-0.758 (-0.70)	Ver: $\ln(PIB)^1$	
R^2	0.063	0.064	0.729	0.734	N/A	
<i>Log verosimilitud</i>	N/A	N/A	-1720.1	N/A	N/A	
N	544	544	544	544	544	
T	17	17	17	17	17	

(1) El PIB estatal excluye la actividad petrolera; La matriz espacial W se definió bajo el criterio de contigüidad (*queen contiguity*).

Estadístico t en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Adicionalmente se considera la corrección Lee-Yu en los errores estándar para el modelo estimado por ML. Para obtener los efectos directos e indirectos se utilizó una versión modificada para panel del comando *splm* del software R desarrollado por Millo y Piras (2012).

Utilizamos efectos fijos en todas las especificaciones dada la naturaleza de los datos (las unidades no se seleccionan al azar de una población). La primera columna muestra los efectos de los determinantes utilizando el modelo de efectos fijos sin términos espaciales, en donde se obtiene un impacto positivo y estadísticamente significativo de las variables educación, la infraestructura, aglomeración y el margen fiscal, así como un impacto negativo de la variable asociada al costo laboral (salarios). Por su parte, el tamaño de la economía local (PIB) muestra un impacto negativo, aunque no es estadísticamente significativo.

Con estos resultados, podemos inferir que la IED manufacturera es atraída por los estados con una población con mayores niveles de capital humano, mayor infraestructura de telecomunicaciones y una mayor proporción de trabajadores empleados en el sector manufacturero (nuestro proxy de economías de aglomeración). Además, está negativamente relacionado con el costo salarial. Para esta variable en particular, el promedio del salario diario en el sector formal en México es de 294.00 pesos (alrededor de 15 dólares por día), dado que la variable en el modelo se mide como una desviación del promedio nacional, significa que un aumento de un peso con respecto al promedio de la nación representa una reducción de 0.01% en IED manufacturera.

Cuando incluimos la variable de mercado potencial (ecuación 2, modelo SLX), esta variable no resulta estadísticamente significativa, lo que significa que la IED manufacturera no es atraída por el tamaño de la economía local ni los mercados regionales. Asimismo, el margen fiscal es positivo y estadísticamente significativo, lo que significa que los estados con mayor independencia presupuestaria (aquellos que no dependen completamente de las transferencias federales) obtienen una IED más alta. Esta independencia presupuestaria proporciona a cada gobierno local una mejor posición negociadora para atraer nuevos proyectos de IED, por ejemplo.

Hasta ahora, con la excepción del resultado de nuestra variable sobre incentivos fiscales (el cuál se analizará más a detalle al considerar la descomposición de efectos), los resultados están en línea con la evidencia obtenida para el caso de México para las variables capital humano, crimen, salarios, y aglomeración. En el caso de la infraestructura, nuestros

resultados difieren de los obtenidos por Jordaan (2008, 2012) con respecto a sus estimaciones para el sector manufacturero. En el caso del estudio de Escobar (2013), el signo de la variable es sensible a la inclusión de efectos fijos. En nuestro caso, como veremos a través de la descomposición de los efectos, esta variable tiene un impacto positivo, tanto directo como indirecto.

Con la estimación de los *spillover effects* (ecuación 3, modelo SDM), reportamos los efectos directos e indirectos de cada variable y el coeficiente relativo al efecto espacial general (ρ). Este último coeficiente indica que existe un efecto complementario entre la IED manufacturera de entre 0.37 (ML) y 0.43 (GMM), lo que significa que un aumento del 10% en el flujo promedio de IED en los vecinos del estado i aumentarán la llegada de IED a este estado entre un 3.7% y 4.3%. Este resultado, el efecto de derrame espacial positivo (no su magnitud), es similar al de Escobar (2013) en el caso mexicano, aunque sus estimaciones se llevaron a cabo con un modelo espacial autorregresivo (SAR), sin considerar la descomposición de efectos directos e indirectos y para la IED total (en stock), no para la manufacturera, como ya se mencionó.

Con relación a la descomposición de los impactos, podemos medir el efecto indirecto para cada uno de los determinantes de la IED, esto es, el impacto que tienen las características de los vecinos sobre los flujos de IED manufacturera que atrae la entidad de referencia. De acuerdo con lo anterior, los resultados de la última columna de la tabla 1 (“efectos indirectos”) indican un efecto positivo de las variables educación, aglomeración y del margen fiscal, el cual además es estadísticamente significativo (nuestro proxy de infraestructura, la densidad telefónica, también tiene un efecto indirecto positivo, aunque estadísticamente no es distinto de cero). Estos resultados, junto con los efectos directos en estas mismas variables (ver columna “efectos directos”) implican un proceso de clustering en los procesos de atracción de IED manufacturera en las entidades del país. Con relación a las otras variables, los salarios muestran un efecto negativo directo (aunque solo al 10%), mientras que el efecto indirecto de esta variable es también negativo aunque no significativo. Asimismo, la variable crimen (no significativa) indica que si se incrementa la tasa de homicidios en la entidad de

referencia, así como en la de sus vecinos, esta atraerá menos flujos de IED manufacturera. Por su parte, la variable de mercado potencial mantiene su signo negativo, aunque no es estadísticamente distinta de cero.¹⁴ Este resultado, junto con el efecto de derrame espacial positivo mencionado anteriormente, implica que la IED manufacturera en los estados mexicanos corresponde al caso vertical complejo (Regelink y Elhorst, op. Cit.).

Un claro ejemplo de esto se refiere a las inversiones en el sector automotriz, que representaron una cuarta parte de la IED manufacturera entre 1999-2015 (véase la figura 1): con la llegada de nuevas armadoras, los proveedores se ubican cerca de dichas plantas (en el mismo estado o en entidades vecinas)¹⁵ diseminando sus cadenas de producción en busca del acceso a factores de producción a menores precios. Del mismo modo, dado que aproximadamente el 80% de los automóviles producidos en el país se destinan al mercado externo (Secretaría de Economía, 2016), obviamente el mercado relevante para esta industria no es el mercado local o regional.

Al mostrar la IED manufacturera un efecto complementario, esto es, un efecto favorable para la IED que recibe la entidad de referencia al incrementarse la de sus vecinos, aunado a los impactos positivos (tanto directos como indirectos) en las variables de capital humano (educación), aglomeración así como el margen fiscal, implica que podría estar ocurriendo un posible comportamiento de *clustering* (la inversión manufacturera extranjera tiende a concentrarse en la misma región, compartiendo recursos y reduciendo costos), por lo que las

---

¹⁴ Consideramos un rezago temporal en el PIB para controlar por posibles problemas de endogeneidad, pero los resultados no fueron diferentes. Además, realizamos la prueba de causalidad Granger para datos de panel desarrollada por Abrigo y Love (2015). Los resultados se encuentran en la tabla A.2 del apéndice y muestran que, para las variables susceptibles de presentar este problema, como el PIB, la aglomeración, la escolaridad y la densidad telefónica, la causalidad va desde las variables mencionadas hasta los flujos de IED manufacturera y no al revés. En el caso de los salarios, no hubo causalidad a la Granger en ningún sentido.

¹⁵ Por ejemplo, según INEGI, dos de los estados con mayor peso de la producción del sector automotriz en el país, Coahuila y Guanajuato, aumentaron en 52.3% y 102.4% el número de unidades económicas dedicadas a producir autopartes entre 2008 y 2013, respectivamente (de 88 a 124 y de 42 a 84, en ese orden).

políticas públicas encaminadas a incrementar los montos de IED manufacturera que llegan a las entidades debería considerarse en un contexto regional en lugar de local.

Finalmente, y a manera de análisis de sensibilidad, probamos con una matriz de dependencias espaciales diferente basada en los tres vecinos más cercanos (ver figura A.1 en el apéndice) en lugar de utilizar la contigüidad entre estados que comparten frontera administrativa, y re-estimamos las ecuaciones 2 y 3. Los resultados se presentan en la tabla 2 y se muestran prácticamente invariantes respecto a los obtenidos anteriormente.¹⁶

---

¹⁶ Aunque LeSage y Pace (2014) sugieren que esta crítica es engañosa (la sensibilidad de las estimaciones a la elección de la matriz de pesos espaciales W), ya que cualquier W capturará, por definición, los impactos inmediatos y más importantes de los vecinos.

Tabla 2: Resultados de la Estimación con W Alternativa (3 vecinos más cercanos), SLX y Durbin Model. Variable Dependiente: Logaritmo de la IED Manufacturera en Millones de Pesos Constantes base 2008.

Variable	(Eq.2)	(Eq. 3), Panel SDM			
	Panel SLX	ML FE	GMM FE	Efectos Directos	Efectos Indirectos
ρ		0.376*** (8.02)	0.435** (2.38)		
$\ln(PIB)^1$	-0.252 (-0.34)	-0.206 (-0.26)	-0.210 (-0.27)	-0.317 (-0.41)	-1.171 (-0.80)
<i>Salarios</i>	-0.012* (-1.72)	-0.010* (-1.63)	-0.010 (-1.59)	-0.011 (-1.62)	-0.006 (-1.52)
$\ln(Educación)$	5.775*** (3.17)	5.804** (2.72)	5.768** (2.68)	6.071*** (2.67)	3.346** (2.39)
$\ln(Densidad\ Telefónica)$	0.556 (1.56)	0.535 (1.62)	0.532 (1.60)	0.538 (1.52)	0.295 (1.45)
<i>Aglomeración</i>	9.433*** (4.20)	7.724*** (3.68)	7.462*** (3.32)	7.904*** (3.68)	4.349*** (3.06)
<i>Margen Fiscal</i>	1.879* (1.86)	1.991** (2.05)	2.001** (2.05)	2.051** (2.04)	1.131* (1.89)
$\ln(Crimen)$	-0.093 (-0.76)	-0.024 (-0.21)	-0.014 (-0.12)	-0.026 (-0.22)	-0.015 (-0.23)
$\ln(Tipo\ de\ Cambio\ Real)$	-1.056 (-0.52)	-0.700 (-0.84)	-0.645 (-0.76)	-0.708 (-0.83)	-0.388 (-0.80)
<i>Mercado Potencial</i>	-0.098 (-0.08)	-0.684 (-0.64)	-0.758 (-0.70)	Ver: $\ln(PIB)^1$	
R^2	0.063	0.729	0.734	N/A	
<i>Log verosimilitud</i>	N/A	-1720.1	N/A	N/A	
<i>N</i>	544	544	544	544	
<i>T</i>	17	17	17	17	

(1) El PIB estatal excluye la actividad petrolera; La matriz espacial W se definió bajo el criterio de los tres vecinos más cercanos.

Estadístico t en paréntesis; *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Adicionalmente se considera la corrección Lee-Yu en los errores estándar para el modelo estimado por ML. Para obtener los efectos directos e indirectos se utilizó una versión modificada para panel del comando *splm* del software R desarrollado por Millo y Piras (2012).

6 Conclusiones

Los resultados de este estudio muestran que la IED manufacturera tiene un efecto espacial positivo, esto es, si las cantidades de IED manufacturera atraídas por las entidades vecinas aumentan, las cantidades de inversión capturadas por la entidad de referencia también tienden a aumentar. Por lo tanto, además de los impactos directos e indirectos de variables como el nivel educativo, la aglomeración y la infraestructura, sugiere la presencia de externalidades positivas en los procesos de atracción de IED del sector manufacturero. Además, estos resultados junto con los hallazgos novedosos con respecto a la variable de margen fiscal (tanto directos como indirectos), respaldan el argumento. Con respecto a las políticas públicas destinadas a aumentar los flujos de este tipo de inversión, las estimaciones sugieren que, debido al patrón positivo de dependencia espacial en el proceso de localización de IED, la atracción de IED debe considerarse en un contexto regional y no solo desde una perspectiva local.

En futuras líneas de investigación podría profundizarse en analizar los determinantes por tipos de inversión (nuevas inversiones, reinversiones y flujos entre compañías). Además, se podrían incluir otros sectores en el análisis (o estudiar el caso de la IED total).

Finalmente, en el caso de la región sur, que captura los menores flujos de IED manufacturera, es relevante considerar el impacto potencial de la reforma en la implementación de las Zonas Económicas Especiales (ZEE) como un factor que puede aumentar el atractivo de esta región. Cheng y Kwan (2000) muestran que este es el caso de las regiones chinas que tienen ZEE,¹⁷ de ahí la relevancia de la correcta implementación de esta iniciativa como un factor que puede impulsar el dinamismo de la economía de esta región.

---

¹⁷ Véase Lim (2001) para evidencia adicional al respecto.

7 Referencias

Abrigo, M. R., y Love, I. (2015). Estimation of panel vector autoregression in Stata: A package of programs. manuscript, Febr 2015 available on <http://paneldataconference2015.ceu.hu/Program/Michael-Abrigo.pdf>.

Blonigen, B. A., Davies, R. B., Waddell, G. R., y Naughton, H. T. (2007). FDI in space: Spatial autoregressive relationships in foreign direct investment. *European Economic Review*, 51(5), 1303-1325.

Bobonis, G. J., y Shatz, H. J. (2007). Agglomeration, adjustment, y state policies in the location of foreign direct investment in the United States. *The Review of Economics y Statistics*, 89(1), 30-43.

Borensztein, E., De Gregorio, J., y Lee, J. W. (1998). How does foreign direct investment affect economic growth?. *Journal of international Economics*, 45(1), 115-135.

Casi, L., y Resmini, L. (2014). Spatial complexity y interactions in the FDI attractiveness of regions. *Papers in Regional Science*, 93(S1), S51-S78.

Cheng, L. K., y Kwan, Y. K. (2000). What are the determinants of the location of foreign direct investment? The Chinese experience. *Journal of International Economics*, 51(2), 379-400.

Coughlin, C. C., y Segev, E. (2000). Foreign direct investment in China: a spatial econometric study. *The World Economy*, 23(1), 1-23.

Coughlin, C. C., Terza, J. V., y Arromdee, V. (1991). State characteristics y the location of foreign direct investment within the United States. *The Review of economics y Statistics*, 675-683.

Crozet, M., Mayer, T., y Mucchielli, J. L. (2004). How do firms agglomerate? A study of FDI in France. *Regional Science y Urban Economics*, 34(1), 27-54.

Deichmann, J., Karidis, S., y Sayek, S. (2003). Foreign direct investment in Turkey: regional determinants. *Applied Economics*, 35(16), 1767-1778.

Durham, J. B. (2004). Absorptive capacity y the effects of foreign direct investment y equity foreign portfolio investment on economic growth. *European economic review*, 48(2), 285-306.

Escobar Gamboa, O. R. (2013). Foreign direct investment (FDI) determinants y spatial spillovers across Mexico's states. *The Journal of International Trade y Economic Development*, 22(7), 993-1012.

Elhorst, J. P. (2014). *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels* (pp. 20-25). Berlin: Springer.

Glaeser, E. L. (Ed.). (2010). *Agglomeration economics*. University of Chicago Press.

Hanson, G. H. (1996). Agglomeration, dispersion, y the pioneer firm. *Journal of Urban Economics*, 39(3), 255-281.

Hernyez-Trillo, F., y Jarillo-Rabling, B. (2008). Is local beautiful? Fiscal decentralization in Mexico. *World Development*, 36(9), 1547-1558.

Hill, S., y Munday, M. (1992). The UK regional distribution of foreign direct investment: analysis y determinants. *Regional Studies*, 26(6), 535-544.

Jones, J., y Wren, C. (2016). Does service FDI locate differently to manufacturing FDI? A regional analysis for Great Britain. *Regional Studies*, 50(12), 1980-1994.

Jordaan, J. A. (2008). State characteristics y the locational choice of foreign direct investment: Evidence from regional FDI in Mexico 1989–2006. *Growth y Change*, 39(3), 389-413.

Jordaan, J. A. (2012). Agglomeration y the location choice of foreign direct investment: new evidence from manufacturing FDI in Mexico. *Estudios Económicos*, 61-97.

Kelejian, H. H., Tavlas, G. S., y Hondroyiannis, G. (2006). A spatial modelling approach to contagion among emerging economies. *Open economies review*, 17(4), 423-441.

Ledyaeva, S. (2009). Spatial econometric analysis of foreign direct investment determinants in Russian regions. *The World Economy*, 32(4), 643-666.

Lee, L. F. (2004). Asymptotic Distributions of Quasi-Maximum Likelihood Estimators for Spatial Autoregressive Models. *Econometrica*, 72(6), 1899-1925.

Lee, K. D., y Hwang, S. J. (2014). Regional heterogeneity y location choice of FDI in Korea via agglomeration y linkage relationships. *Journal of the Asia Pacific Economy*, 19(3), 464-487.

LeSage, J. P., y Pace, R. K. (2009). *Introduction to Spatial Econometrics* (Statistics, textbooks y monographs). CRC Press.

LeSage, J. P., y Pace, R. K. (2014). The biggest myth in spatial econometrics. *Econometrics*, 2(4), 217-249.

Li, X., y Liu, X. (2005). Foreign direct investment y economic growth: an increasingly endogenous relationship. *World Development*, 33(3), 393-407.

Lim, E. G. (2001). Determinants of, y the Relation Between FDI y Growth: A Summary of the Recent Literature. WP n 01/75, IMF.

Millo, G., y Piras, G. (2012). splm: Spatial panel data models in R. *Journal of Statistical Software*, 47(1), 1-38.

Mollick, A. V., Ramos-Duran, R., y Silva-Ochoa, E. (2006). Infrastructure y FDI inflows into Mexico: a panel data approach. *Global Economy Journal*, 6(1), 1-25.

Mukim, M., y Nunnenkamp, P. (2012). The location choices of foreign investors: A district-level analysis in India. *The world economy*, 35(7), 886-918.

Piras, Gianfranco, "Impact Estimates for Static Spatial Panel Data Models in R," Mimeo, 2013.

Porter, M. (2003). "The Economic Performance of Regions". *Regional Studies*, Vol. 37, pp. 549-578.

Regelink, M., y Elhorst, J. P. (2015). The spatial econometrics of FDI y third country effects. *Letters in Spatial y Resource Sciences*, 8(1), 1-13.

Schäffler, J., Hecht, V., y Moritz, M. (2016). Regional determinants of German FDI in the Czech Republic: new evidence on the role of border regions. *Regional Studies*, 1-13.

Sturgeon, Timothy y Johannes Van Biesebroeck, (2010) "Effects of the crisis on the automotive industry in developing countries: a global value chain perspective," Policy Research Working Paper 5330.

Apéndice

Figura A.1: Dos definiciones de W : 3 los tres vecinos más cercanos (arriba), contigüidad por frontera (*queen contiguity*, abajo).

Fuente: Elaboración propia con información de INEGI.

Tabla A.1 Estadísticos Descriptivos

Variable	Media	Desviación Estándar	Mínimo	Máximo
ln (IED)	7.20	1.90	1.31	10.76
ln (PIB)	12.32	0.80	10.84	14.65
Salarios	0.00	33.82	-57.99	118.29
ln (Educación)	2.10	0.12	1.68	2.39
ln (Densidad telefónica)	2.59	0.46	1.09	4.16
Aglomeración	0.25	0.15	0.02	0.69
Margen Fiscal	0.42	0.10	0.21	1.00
ln (Crimen)	-0.96	0.99	-3.08	1.73
N	544			
Número de entidades	32			
Períodos de tiempo (anual)	17			

Fuente: Cálculos propios con información de INEGI y la Secretaría de Economía.

Table A.2 Prueba de Causalidad de Panel en el sentido de Granger

Causality Relation	Lags	Chi Square	p-value	
$\ln(PIB) \nRightarrow \ln(IED)$	1	8.23	0.00	***
$\ln(IED) \nRightarrow \ln(PIB)$		0.00	0.98	
$\ln(PIB) \nRightarrow \ln(IED)$	2	10.92	0.00	***
$\ln(IED) \nRightarrow \ln(PIB)$		1.89	0.38	
Aglomeración $\nRightarrow \ln(IED)$	1	5.18	0.02	**
$\ln(IED) \nRightarrow$ Aglomeración		0.23	0.62	
Aglomeración $\nRightarrow \ln(IED)$	2	0.19	0.90	
$\ln(IED) \nRightarrow$ Aglomeración		0.28	0.86	
$\ln(Densidad\ telefónica) \nRightarrow \ln(IED)$	1	7.01	0.00	***
$\ln(IED) \nRightarrow \ln(Densidad\ telefónica)$		2.59	0.10	
$\ln(Densidad\ telefónica) \nRightarrow \ln(IED)$	2	0.14	0.92	
$\ln(IED) \nRightarrow \ln(Densidad\ telefónica)$		0.99	0.60	
$\ln(Educación) \nRightarrow \ln(IED)$	1	8.15	0.00	***
$\ln(IED) \nRightarrow \ln(Educación)$		0.05	0.81	
$\ln(Educación) \nRightarrow \ln(IED)$	2	11.71	0.00	***
$\ln(IED) \nRightarrow \ln(Escolaridad)$		3.87	0.14	
$\ln(Salarios) \nRightarrow \ln(IED)$	1	0.28	0.59	
$\ln(IED) \nRightarrow \ln(Salarios)$		0.00	0.96	
$\ln(Salarios) \nRightarrow \ln(IED)$	2	0.30	0.85	
$\ln(IED) \nRightarrow \ln(Salarios)$		0.03	0.98	

Nota: $\nRightarrow$ denota “no causalidad”; *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$

Fuente: Cálculos propios con información de INEGI y la Secretaría de Economía.

A.3 Construcción de una Matriz de Vecindades (W)

En las siguientes líneas, dado que discutimos los efectos en una variable dependiente de una región con los valores de las regiones vecinas, es importante formalizar la construcción de la Matriz de Vecindades (W).

Suponga la siguiente distribución geográfica de Y entre 8 regiones:

y_1	y_2	y_3	y_4
y_5	y_6	y_7	y_8

Además, suponga que la relación económica es mayor con los vecinos, definida como aquellos con una frontera común en una relación de torre (como en el ajedrez). Por ejemplo, la región 6 tendrá tres vecinos: región 2, 5 y 7, representados en el siguiente diagrama:

	y_2		
y_5	y_6	y_7	

Adicionalmente, podemos representar todas las relaciones en una Matriz al cuadrado (aquí llamada W_1) con un número de columnas y filas igual al número de regiones, donde uno significa relación vecina y cero en caso contrario. Por ejemplo, la región 6 muestra una relación vecina con la región 2, 5 y 7 (columna 2, 5 y 7 respectivamente). La diagonal principal siempre debe tener un valor cero ya que una región no puede ser vecina de sí misma.

$$W_1 = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

Esta matriz debe estar normalizada por filas, para capturar el efecto promedio de las regiones vecinas,

$$W_2 = \begin{pmatrix} 0 & 1/2 & 0 & 0 & 1/2 & 0 & 0 & 0 \\ 1/3 & 0 & 1/3 & 0 & 0 & 1/3 & 0 & 0 \\ 0 & 1/3 & 0 & 1/3 & 0 & 0 & 1/3 & 0 \\ 0 & 0 & 1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/2 \\ 1/2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1/2 & 0 & 0 \\ 0 & 1/3 & 0 & 0 & 1/3 & 0 & 1/3 & 0 \\ 0 & 0 & 1/3 & 0 & 0 & 1/3 & 0 & 1/3 \\ 0 & 0 & 0 & 1/2 & 0 & 0 & 1/2 & 0 \end{pmatrix}$$

Asumiendo que tenemos los siguientes valores para cada región: $X^T = (3, 8, 6, 4, 9, 1, 2, 5)$, tal que W_2X es igual al promedio de los vecinos para cada región, esta “nueva” variable es referida como “X rezagada espacialmente”.

A.4 Explicación de la Econometría Espacial

Es bien sabido que las inversiones en un estado impactan más allá de las fronteras administrativas. Siguiendo a Elhorst (2014), comenzamos con "un modelo más general que contiene una serie de modelos más simples que idealmente deberían representar todas las hipótesis económicas alternativas ..." Dado que hay tres tipos diferentes de interacciones posibles, concentraremos nuestra atención en dos interacciones que son relevantes para nuestro estudio.

Primer caso: La variable dependiente de la región i es determinada, en parte, por el valor de la variable dependiente en la región vecina j .

Esto se puede expresar como: $y = \rho W y + \alpha + X\beta + \varepsilon$, donde Wy es el promedio de la variable dependiente (ver sección previa) de los vecinos para cada i (i.e. $\sum_{j \neq i}^N w_{ij} y_j$ para cada i). En la literatura sobre econometría espacial este modelo es conocido como el Modelo Autorregresivo Espacial (SAR, por sus siglas en inglés).

En este caso, necesitamos resolver para y como sigue:

$$y = (I_n - \rho W)^{-1}(X\beta + \alpha + \varepsilon), \text{ with } \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$$

Segundo caso: La variable dependiente de la región i es determinada, en parte, por el valor de una variable independiente de la región vecina j .

Esto se puede expresar como sigue: $y = \alpha + X\beta + WX\theta + \varepsilon$, donde WX es el valor de (algunas) variables independientes de los vecinos para cada i . Este modelo es conocido en la literatura sobre econometría espacial como el Modelo de Rezago Espacial (SLX, por sus siglas en inglés).

Por otra parte, existe una combinación de los dos modelos anteriores: $y = \rho W y + \alpha + X\beta + WX\theta + \varepsilon$ y que se conoce como el Modelo Espacial tipo Durbin (SDM, por sus siglas en inglés). En este caso, es necesario resolver $y = (I_n - \rho W)^{-1}(X\beta + WX\theta + \alpha + \varepsilon)$, con $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I_n)$.

La estimación de los modelos SAR y SDM no se puede llevar a cabo por medio de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) debido a que los estimadores no tienen las propiedades deseables. De acuerdo con (LeSage y Pace, 2009) estas se vuelven inconsistentes en la presencia del elemento asociado al rezago espacial, por lo que se vuelve necesario el uso de métodos de estimación alternativos como ML y GMM. En el caso del modelo SLX, este se puede estimar por MCO.

A.5 Efectos Directos e Indirectos:

Como se refirió en el documento, la interpretación de los parámetros (β, θ) no puede ser de manera directa, debido a que la parte derecha de la ecuación es premultiplicada por el término $(I_n - \rho W)^{-1}$. La ecuación (6) implica que "un cambio en la variable explicativa para una sola región (observación) puede afectar la variable dependiente en todas las demás observaciones (regiones)" (Lesage y Pace, 2009).

Para medir los impactos de una variable independiente en específico, debemos separar los impactos en la variable dependiente de una región en particular causados por cambios en las variables independientes de la misma región (esto incluye posibles bucles que se retroalimentan entre sí), y los impactos causados por cambios en las variables independientes de otra región. LeSage y Pace (2006) sugieren una forma computacional de medir esos impactos con base en la siguiente matriz (para todo i y j) $\frac{\partial y_i}{\partial x_{jr}} = (I_n - \rho W)^{-1}(\beta_r + W\theta_r)$.

El impacto total promedio en una observación es el promedio de sumas de filas. El impacto directo promedio es el promedio de la diagonal de la matriz, y el impacto indirecto es la diferencia entre ellos.

De LeSage y Pace (2009), para cada variable independiente r :

$$\text{Efecto Directo } (r) = n^{-1} \text{tr}((I_n - \rho W)^{-1}(\beta_r + W\theta_r))$$

$$\text{Efecto Total } (r) = n^{-1} \iota_n' (I_n - \rho W)^{-1}(\beta_r + W\theta_r) \iota_n$$

$$\text{Efecto Indirecto } (r) = \text{Efecto Total } (r) - \text{Efecto Directo } (r)$$

Donde tr es la traza y ι_n' es un vector de unos con dimensión n . Las desviaciones estándar se obtienen vía el método de Monte Carlo; asimismo, utilizamos una versión modificada del paquete *splm* de Piras, del software R, para estimar el modelo de Panel Durbin Espacial.