



El Trimestre Económico

ISSN: 0041-3011

trimestre@fondodeculturaeconomica.com

Fondo de Cultura Económica

México

Cardoso-Vargas, Carlos Enrique

DESIGUALDAD SALARIAL Y POTENCIAL DE MERCADO. Evidencia para México  
El Trimestre Económico, vol. LXXXIII(1), núm. 329, enero-marzo, 2016, pp. 185-220

Fondo de Cultura Económica

Distrito Federal, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31344126006>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

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

## DESIGUALDAD SALARIAL Y POTENCIAL DE MERCADO

Evidencia para México\*

*Carlos Enrique Cardoso-Vargas\*\**

### RESUMEN

Este artículo examina la relación entre el potencial de mercado y los salarios de los trabajadores manufactureros en las entidades federativas de México, utilizando un modelo estándar de Nueva Geografía Económica (NGE). En la evaluación se considera un aspecto relevante en países en desarrollo, como lo es la distinción entre trabajadores formales e informales. Las estimaciones arrojan que, en general, la elasticidad del potencial de mercado sobre los salarios es de 0.082, la cual es robusta a diversas medidas relacionadas con las teorías de aglomeración urbana y a problemas de endogeneidad y autocorrelación espacial. También se encuentra que los salarios de los trabajadores informales son menos sensibles a cambios en el potencial de mercado en comparación con los salarios de los empleados formales y se benefician de externalidades generadas por la presencia de firmas extranjeras. Una simulación sugiere que hasta 10.7% de la diferencia salarial entre trabajadores de los estados fronterizos con los Estados Unidos y los localizados en el sur de

\* Artículo recibido el 29 de mayo de 2014 y aceptado el 9 de abril de 2015. El autor agradece los comentarios de Josep Lluís Roig, Rosella Nicolini, Gerardo Esquivel y Liliana Meza, así como de los dos dictaminadores anónimos de EL TRIMESTRE ECONÓMICO. También agradece a René Álvarez y al personal del Instituto de Geografía de la UNAM y del Instituto Mexicano del Transporte por el soporte técnico recibido. Este trabajo se enmarca dentro del proyecto ECO2010-20718 del Ministerio de Educación y Ciencias de España. Cualquier error remanente es responsabilidad del autor.

\*\* Departamento de Economía Aplicada de la Universidad Autónoma de Barcelona (correo electrónico: CarlosEnrique.Cardoso@ub.cat y carlos.cardoso@elcolegiodehidalgo.edu.mx).

México, puede atribuirse a la geografía económica; este efecto es menor para los trabajadores informales y para el caso de los formales se duplica.

*Palabras clave:* desigualdad salarial, economías de aglomeración, nueva geografía económica, sector formal e informal. *Clasificación JEL:* J31, R12, F12, O17.

## ABSTRACT

This paper examines the relationship between market potential and wages of manufacturing workers in the states of Mexico, using a standard model of New Economic Geography. The evaluation is considered an important aspect in developing countries, such as the distinction between formal and informal workers. The estimates show that, in general, the elasticity of market potential on wages is 0.082, which is robust to different measures related to the theories of agglomeration and endogeneity problems and spatial autocorrelation. It is also found that wages of informal workers are less sensitive to changes in market potential compared to the wages of formal employees and benefit from externalities generated by the presence of foreign firms. A simulation suggests that up to 10.7% of the wage gap between workers in states bordering North America and located in southern Mexico can be attributed to economic geography; this effect is smaller for informal workers and for the case of formal doubles.

*Key words:* wage inequality, agglomeration economies, New Economy Geography, formal and informal sector. *JEL classification:* J31, R12, F12, O17.

## INTRODUCCIÓN

Uno de los aspectos económicos que ha tomado relevancia en los últimos años en la agenda nacional, tanto de países desarrollados como en vías de desarrollo, es el aumento de las desigualdades de ingresos que exhibe su población, ya que un incremento desmedido puede comprometer el desempeño económico en un mediano y largo plazos (Cingano, 2014), así como afectar la integración social y el bienestar de los habitantes de un país. La polarización de la distribución salarial ha sido uno de los factores fundamentales del comportamiento reciente de dicha desigualdad (ILO, 2015). Diversos estudiosos, académicos y diseñadores de política han realizado esfuerzos por entender y distinguir entre las distintas fuentes que generan las diferencias salariales entre los trabajadores. Uno de los temas de investigación que tu-

vieron más auge en la década pasada, fue el que indagaba el impacto de los procesos de apertura comercial sobre los salarios de los trabajadores manufactureros (ILO y WTO, 2007). En el caso de México, la evaluación de este tópico no fue la excepción, ya que se encuentra ampliamente documentado el incremento en la desigualdad salarial ocurrido a finales de la década de 1980 y principios de la de 1990, que coincide con el inicio de la apertura comercial.<sup>1</sup>

Las explicaciones sobre la desigualdad salarial que México registró durante esa etapa se centraron en mayor medida en dos hipótesis: el cambio técnico sesgado y las predicciones del Teorema Stolper-Samuelson (TSS). Los estudios de Tan y Batra (1995), Cragg y Epelbaum (1996), Meza (1999) y Hanson y Harrison (1999) encuentran evidencia que soporta la hipótesis del cambio técnico sesgado. Por el contrario, la aproximación mediante el TSS ha sido paradójica, debido a que los resultados se encuentran en dos direcciones: los que no hallan una relación sólida entre los cambios en el precio del producto y los salarios (Hanson y Harrison, 1999; Feliciano, 2001; y Cañonero y Werner, 2002) y los que muestran evidencia del TSS (Esquivel y Rodríguez-López, 2003; Robertson, 2004; y Chiquiar, 2008). Otros trabajos que investigan el impacto de la liberalización comercial sobre los salarios son los de Hanson (1996, 1997 y 2003); éstos muestran que una parte significativa de los diferenciales salariales de México puede explicarse en función del acceso que tienen las regiones respecto a los grandes mercados. Para la etapa posterior a la segunda mitad de la década de 1990 existen algunas investigaciones que dan cuenta de una disminución de la desigualdad salarial a nivel nacional (Robertson, 2004; Szekely, 2005; Esquivel y Cruces, 2011; y Esquivel *et al.*, 2010). Sin embargo, ésta aún no alcanza los montos que mostraba hasta antes de la apertura comercial y, en algunos casos, la registrada entre trabajadores manufactureros todavía permanece en niveles considerables, como lo muestra Chiquiar (2008).

A pesar de que a nivel internacional existen diversos estudios empíricos que utilizan un marco teórico basado en la Nueva Geografía Económica (NGE), los cuales exponen que la geografía económica sintetizada mediante la medida de potencial de mercado explica una proporción importante de la variación del ingreso per cápita entre países o de los salarios manufactureros entre regiones o ciudades, la mayor parte de esta literatura ha sido aplicada principalmente a países desarrollados, como los estudios de Hanson (2005)

<sup>1</sup> Véanse Feenstra y Hanson (1997); Revenga (1997); Hanson y Harrison (1999); Cragg y Epelbaum (2004); Robertson (2004); y Airola y Juhn (2005).

y Head y Mayer (2006), entre otros.<sup>2</sup> En cambio, la evidencia en países en desarrollo es escasa, ya que únicamente existen los documentos publicados que consideran los casos de Brasil (Fally *et al.*, 2010) y de China (Hering y Poncet, 2009 y 2010).

México representa un caso de interés en virtud de que la apertura comercial propició, entre otras cosas, la relocalización geográfica de diversas industrias y de factores de la producción (como la fuerza de trabajo), lo que se tradujo en modificaciones de las concentraciones económicas y demográficas del país (Hanson, 1997) que pudo incidir en la desigualdad salarial de sus trabajadores.

En este artículo se investiga cómo el potencial de mercado explica las diferencias salariales entre trabajadores manufactureros en las diversas entidades federativas de México. El marco conceptual usado para evaluar esta relación se basa en un modelo estándar de NGE. En especial, se prueba empíricamente lo que se conoce como la “ecuación de salarios” (Fujita *et al.*, 1999), la cual expresa el valor máximo de salarios que puede pagar cada firma de acuerdo con su localización. La hipótesis es que firmas localizadas cerca de los principales mercados incurrirán en menores costos de transporte, tanto al vender sus productos finales como al comprar sus insumos en dichos mercados, lo cual las hace más productivas, y por tanto pueden recompensar al factor trabajo con mayores salarios.<sup>3</sup>

Este artículo se relaciona con los trabajos de Hanson (1996, 1997 y 2003), en cuanto al tema de salarios y accesibilidad a los mercados, pero se distingue de estos y de otros estudios aplicados a México, en virtud de que utiliza en su evaluación un marco conceptual y una estrategia empírica diferentes; además, se suma a los escasos estudios que estiman la ecuación de salarios utilizando microdatos.

Asimismo, este artículo busca contribuir al conocimiento de un aspecto crucial en los países en desarrollo y raramente tratado en la literatura, como es el de la relación entre sector informal y economías de aglomeración (Duranton, 2008). En concreto, se analiza el impacto que el potencial de mer-

<sup>2</sup> Para una revisión de la literatura véanse Head y Mayer (2004) y Redding (2010).

<sup>3</sup> Puga (2010) argumenta que la mayor productividad exhibida por las firmas en grandes localidades puede ser ocasionada por una mayor competencia entre firmas y no por un efecto derivado de las externalidades de aglomeración. Combes *et al.* (2012), mediante el uso de un marco teórico que conjunta la competencia entre firmas con un modelo estándar de aglomeración, muestran empíricamente, con datos de establecimientos de Francia, que las diferencias de productividad entre ciudades son principalmente explicadas por las economías de aglomeración.

cado tiene sobre los salarios de los trabajadores formales e informales. Este aspecto es relevante para muchos países en desarrollo en donde la fuerza de trabajo en situación de informalidad<sup>4</sup> representa de 30 a 50% del total de la actividad económica (La Porta y Sheleifer, 2008). Dependiendo del criterio y el periodo utilizado, distintos estudios muestran que la proporción de trabajadores en situación de informalidad en México fluctúa entre 26 y 60% (Gasparini y Tornarolli, 2009; OECD, 2008; y Levy, 2008). Estos estatus en el mercado de trabajo han dado lugar a diferencias en la productividad laboral, la cual incide de manera distinta en la determinación del salario, creando una brecha salarial entre el trabajo formal e informal.

Para abordar estos aspectos se utiliza la información de los ingresos de los individuos varones que laboran en el sector manufacturero, provenientes de los Censos de Población y Vivienda (CPV) de los años 2000 y 2010. Esta fuente tiene la ventaja de abarcar una muestra más amplia de trabajadores, ya que en promedio para cada censo se tienen más de 200 000 registros individuales y permite cubrir no sólo la etapa posterior a la implementación del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN), sino también un periodo en el que México incrementó su apertura comercial, y que lo llevó, a finales de 2009, a contar con 11 tratados comerciales con 43 países.<sup>5</sup> Además, los registros censales individuales, al igual que otras fuentes de microdatos como las encuestas de empleo, brindan la posibilidad de incorporar en las regresiones diversas características individuales de los trabajadores, así como su condición de formal o informal.

Los resultados de las estimaciones arrojan, después de controlar por características observables de los individuos, efectos temporales y situación de formalidad de los trabajadores, que la elasticidad del potencial de mercado sobre los salarios es de 0.082, la cual es muy cercana a la obtenida por otros estudios que han evaluado la ecuación de salarios utilizando datos individuales de trabajadores.<sup>6</sup> Además, la medida de potencial de mercado

<sup>4</sup> Trabajadores comúnmente identificados con los criterios de falta de un contrato laboral, carencia de seguridad social o nulo acceso a un sistema de pensiones, entre otros.

<sup>5</sup> A pesar de que la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) que levanta el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) permite obtener información más precisa sobre los ingresos de los trabajadores, ésta no fue considerada en el presente estudio en virtud de que los datos existentes tienen una cobertura temporal a partir de 2005.

<sup>6</sup> Fally *et al.* (2010), después de controlar por características individuales, obtienen una elasticidad de 0.079 para su medida de potencial de mercado construida a nivel estatal. Hering y Poncet (2010) alcanzan una elasticidad de 0.14 para su variable de potencial de mercado construida al nivel de ciudad, después de controlar por características individuales.

muestra ser robusta aun después de controlar por endogeneidad, así como por diversas variables que refieren a la teoría de aglomeración urbana y autocorrelación espacial.

Al examinar por separado a los trabajadores formales e informales se encuentra que la relación positiva entre los salarios y el potencial de mercado se mantiene; además, las elasticidades de ambos grupos no exhiben amplias diferencias. Sin embargo, cuando en las regresiones se controla por la presencia de capital extranjero, emerge un escenario distinto. Los resultados señalan que al duplicar el potencial de mercado se obtendría un aumento en el salario de los empleados formales de 7.4%, en tanto que el correspondiente a sus contrapartes sólo alcanzaría 4.7% de incremento. Estas diferencias sugieren que los trabajadores formales se encuentran asociados en una mayor proporción con firmas manufactureras, cuya actividad económica se favorece de la proximidad de amplios mercados de consumo. Asimismo, se encuentra que hasta 10.7% de la brecha salarial entre los trabajadores manufactureros ubicados en los estados fronterizos con los Estados Unidos y los localizados en las entidades federativas del sur, puede ser atribuible a desigualdades en su potencial de mercado; este resultado se acentúa en el caso de los trabajadores manufactureros formales, para los cuales la diferencia en la cercanía a grandes mercados puede explicar cerca de 29.4% de las desigualdades salariales, en tanto que, para los empleados informales, sólo 9% de la discrepancia de salarios obedece a diferentes dotaciones de potencial de mercado.

El resto del artículo está ordenado de la siguiente manera: la sección I contiene la literatura relacionada; en las secciones II y III se presentan, respectivamente, el marco teórico y la descripción de los datos; la sección IV expone los resultados y, finalmente, se dan a conocer las conclusiones.

### I. LITERATURA RELACIONADA

Para abordar empíricamente la relación estructural entre salarios y potencial de mercado existen dos formas. En la primera se tienen los estudios que estiman directamente por métodos no lineales los parámetros estructurales de la ecuación de salarios emanada de la modificación que hace Helpman (1998) del modelo básico de Krugman (1991).<sup>7</sup> Un trabajo inicial en esta

<sup>7</sup> A diferencia del modelo de Krugman (1991), el modelo de Helpman (1998) reemplaza el sector agrícola por el sector de los servicios de vivienda; además, asume perfecta movilidad laboral en el sector manufacturero permitiendo igualación de salarios.

estrategia es el de Hanson (2005), quien con un panel de condados de los Estados Unidos para los períodos 1970-1980 y 1980-1990 concluye que existe una relación positiva entre los salarios y el acceso a mayores mercados. También en esta línea se ubican los artículos de Brakman *et al.* (2004) para Alemania, Mion (2004) para provincias italianas y Niebuhr (2006) para regiones de la Unión Europea (UE), los cuales muestran una relación positiva entre los salarios y el potencial de mercado.

En la segunda forma se encuentran las investigaciones que siguen la estrategia de Redding y Venables (2004), que consiste en un procedimiento bietápico para estimar la ecuación de salarios emanada de un modelo similar al de Fujita *et al.* (1999) que se obtiene sin asumir los supuestos de igualación de salarios reales y perfecta movilidad del trabajo en el sector de manufacturas como en el modelo de Helpman (1998). En la primera etapa se calcula el potencial de mercado, utilizando los parámetros obtenidos de la estimación de una ecuación gravitatoria que usa para su cómputo la información de los flujos bilaterales de comercio y de los costos de transporte. Posteriormente, se utiliza la medida del potencial de mercado obtenida para estimar la ecuación de salarios.

En su estudio pionero, Redding y Venables (2004) calculan el impacto del potencial de mercado sobre el Producto Interno Bruto (PIB) per cápita de 101 países a nivel internacional. En sus estimaciones hallan evidencia de que los salarios son más altos en localizaciones centrales, con más demanda, que en áreas periféricas. También concluyen que la proximidad a los mercados y a los oferentes puede explicar en gran parte las diferencias en los salarios dentro de un país.

Por su parte, Head y Mayer (2006) complementan la metodología de Redding y Venables, incorporando en la estimación de la ecuación gravitatoria los flujos internos de comercio de cada localización;<sup>8</sup> además, implementan un procedimiento para obtener medidas de potencial de mercado a una escala espacial menor que el de país. Con estas modificaciones y mediante el uso de datos de 13 industrias manufactureras para 57 regiones europeas encuentran que los salarios son la principal vía para el equilibrio y que responden de manera positiva al potencial de mercado. Siguiendo muy de cerca esta aproximación y con una muestra de 193 regiones europeas de 15 países

<sup>8</sup> Para una revisión sobre las diferencias entre las medidas de potencial de mercado obtenidas mediante las metodologías de Redding y Venables (2004) y las adecuaciones de Head y Mayer (2006) véase Mayer (2008).

de la UE, Breinlich (2006) obtiene que el potencial de mercado es importante para determinar el ingreso en dichos países.

Dentro de esta línea empírica, los estudios de Hering y Poncet (2010), aplicados a 56 ciudades de China, y de Fally *et al.* (2010), que abarca a entidades federativas de Brasil, muestran evidencia de que el potencial de mercado explica una fracción significativa de los diferenciales salariales de los trabajadores; estas investigaciones, a diferencia de las anteriormente citadas, también consideran en sus evaluaciones el uso de microdatos.

Con una estrategia empírica diferente a las antes mencionadas, algunos estudios previos aplicados a México dan soporte a la relación entre salarios y potencial de mercado, como los de Hanson (1996 y 1997), donde señala que los salarios parecen ser más altos en estados más próximos a grandes mercados, como el estadunidense o el de la Ciudad de México, que en entidades federativas más alejadas de estos centros de consumo.

En este trabajo se sigue la metodología empírica de Head y Mayer (2006) por dos razones: en primer lugar, porque la variable de potencial de mercado obtenida mediante este procedimiento es resultado del patrón de comercio del país, lo que permite construir una medida más completa en virtud de que comprende tanto el potencial interno como el externo, a diferencia de la estrategia que sigue Hanson (2005) donde sólo considera el potencial en relación con el mercado nacional.<sup>9</sup> Esto es relevante para el caso de México, ya que diversos estudios han puesto de relieve el impacto que tuvo la apertura comercial sobre los salarios, por lo que el componente externo de la medida de potencial que se calcula, recoge el impacto sobre la accesibilidad a los mercados internacionales que se derivó de la apertura. La segunda razón se refiere a la flexibilidad que tiene este procedimiento para el cómputo de la medida de potencial de mercado a nivel estatal.

## II. MARCO TEÓRICO

El marco teórico que sirve de base al análisis empírico de este artículo se encuentra relacionado con los planteamientos desarrollados por Fujita *et al.* (1999). El modelo que se emplea asume que el mundo está compuesto por  $i = 1, \dots, R$  regiones y cada economía tiene dos sectores, uno agrícola ( $A$ ) y otro manufacturero ( $M$ ).

<sup>9</sup> Un soporte a este argumento se encuentra en Mayer (2008), el cual menciona que una parte importante del potencial de mercado que tiene México emana de su parte externa.

### 1. Comportamiento del consumidor

El sector A produce un bien homogéneo bajo rendimientos constantes y en competencia perfecta. Por su parte, el sector  $M$  produce una gran cantidad de bienes diferenciados bajo rendimientos crecientes y en competencia imperfecta; los consumidores de una región  $j$  comparten los mismos gustos por el consumo de los bienes producidos por los sectores  $A$  y  $M$ .

$$U_j = M_j^\mu A_j^{1-\mu}$$

donde  $0 < \mu < 1$ .

Los términos  $\mu$  y  $(1-\mu)$  representan la proporción de gasto en bienes manufacturados y de bienes agrícolas que realizan los consumidores localizados en  $j$ . Por su parte  $M_j$  es una función de subutilidad de elasticidad de sustitución constante (CES, por sus siglas en inglés) de  $v_i$  variedades:

$$M_j = \left[ \sum_{i=1}^R v_i q_{ij}^{(\sigma-1)/\sigma} \right]^{\sigma/(\sigma-1)} \quad \text{con } \sigma > 1 \quad (1)$$

donde  $v_i$  representa el número de variedades elaboradas en la región  $i$ ,  $q_{ij}$  es la cantidad demandada en la región  $j$  y el término  $\sigma$  representa la elasticidad sustitución entre dos variedades, las cuales se asumen comunes entre regiones.<sup>10</sup> Considerando que el nivel de gasto de la región  $j$  es  $E_j$  y que el precio al que se vende un bien elaborado en  $i$  en la localización  $j$  ( $p_{ij}$ ) es CIF, es decir, se compone por un precio mínimo ( $p_i$ ) y un costo de transporte ( $T_{ij}$ ) entre dos ubicaciones, después de resolver el problema de maximización se tiene que la demanda de la región  $j$  por cada variedad producida en  $i$  es expresada por:

$$q_{ij} = \mu(p_i T_{ij})^{-\sigma} G_j^{\sigma-1} E_j \quad (2)$$

donde  $G_j$  es el índice de precios de bienes manufacturados en la región  $j$  y que dependen de los precios de las variedades producidas en  $i$  y vendidas en  $j$ .

$$G_j = \left[ \sum_{i=1}^R v_i (p_i T_{ij})^{1-\sigma} \right]^{1/1-\sigma} \quad (3)$$

<sup>10</sup> Si  $\sigma \rightarrow \infty$  los bienes diferenciados son cercados a sustitutos perfectos; por su parte, si  $\sigma \rightarrow 1$  el deseo por la variedad se incrementa.

Para obtener el total de ventas,  $q_i$ , de una firma representativa en la región  $i$  se suman las ventas entre todas las regiones de la ecuación (2). Asimismo, si se considera la existencia de costos tipo iceberg en la entrega de bienes de una región  $i$  a  $j$ , es decir, que para cada unidad enviada sólo una fracción  $[1/T_{ij}]$  alcanza a llegar a su destino, entonces la firma en  $i$  tiene que producir esa proporción.

$$q_i = \mu \sum_{j=1}^R (p_j T_{ij})^{-\sigma} G_j^{\sigma-1} E_j T_{ij} \quad (4)$$

Por tanto, las ventas desde  $i$  dependen del gasto en cada región  $j$ , del índice de precios de cada región y de los costos de transporte.

## 2. Comportamiento del productor

Por otra parte, cada firma manufacturera  $i$  tiene beneficios  $\pi_i$ , asumiendo que el único factor es el trabajo.

$$\pi_i = p_i q_i - w_i l_i \quad (5)$$

donde  $w_i$  y  $l_i$  son la tasa de salario y la demanda de trabajadores manufactureros, respectivamente. Asimismo, se supone que los requerimientos de trabajo ( $l$ ) dependen de un requerimiento fijo ( $F$ ) y otro marginal ( $c$ ) que se encuentra en función del producto.

$$l_i = (F + c q_i) \quad (6)$$

Reemplazando (6) en (5) y maximizando beneficios se obtiene la *mark-up pricing rule* para las variedades producidas en la región  $i$ .

$$p_i = \frac{\sigma}{\sigma-1} w_i c \quad (7)$$

Dada la *mark-up pricing rule* combinada con (5) y (6), los beneficios son:

$$\pi_i = w_i \left[ \frac{c q_i}{\sigma-1} - F \right] \quad (8)$$

Por tanto, la condición de beneficios cero implica que el producto de equilibrio para cualquier firma es:

$$q^* = \frac{F(\sigma - 1)}{c} \quad (9)$$

Sustituyendo (9) en (6) se observa que los requerimientos de trabajo de equilibrio son iguales a  $l^* = F\sigma$ . Con un número de trabajadores manufactureros en la región  $i$  de  $L_i$ , el número de firmas localizadas en  $i$  está dado por  $v_i = L_i/l^* = L_i/F\sigma$  y el total de producto de la región  $i$  es  $v_i q^*$ . Usando la función de demanda (4), la regla de precios (7) y las cantidades de equilibrio (9), se obtiene lo que se denomina en la literatura de la NGE como la “ecuación nominal de salarios” (Fujita *et al.*, 1999), la cual relaciona el nivel de salarios con el acceso al mercado.

$$w_i = \frac{\sigma - 1}{\sigma c} \left[ \frac{\mu}{q^*} \sum_{j=1}^R E_j T_{ij}^{1-\sigma} G_j^{\sigma-1} \right]^{1/\sigma} = A [PM_i]^{1/\sigma} \quad (10)$$

donde

$$A = \left[ \frac{\sigma - 1}{\sigma c} \left[ \frac{\mu}{q^*} \right]^{1/\sigma} \right] \quad (10)$$

y  $PM_i$  es el potencial de mercado de una región  $i$ . Esta última ecuación refleja el salario que una firma manufacturera paga en una región  $i$ , dada la capacidad de compra de otras regiones  $j$ , un cierto nivel de gastos, índices de precios y costos de transporte entre regiones. Mediante esta ecuación nominal de salarios<sup>11</sup> se puede predecir que cuanto mayores sean los niveles de renta de las otras regiones, menores sean los costos de transporte entre las ubicaciones y exista un mayor gusto por la variedad, los salarios locales se incrementarán.

### III. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS Y VARIABLES

En esta sección se describen los datos utilizados y la construcción de la medida de potencial de mercado a nivel estatal que son usados en la estimación de la ecuación de salarios.

<sup>11</sup> La estimación de la ecuación implícitamente supone nula movilidad laboral de los trabajadores. Chiquiar (2008) y Hanson (2007) mencionan que la fuerza laboral en México no registra una movilidad perfecta.

### *1. Datos individuales*

Los microdatos empleados provienen de las muestras aleatorias de 1% de los CPV de los años 2000 y 2010, elaboradas por el INEGI. Esta fuente contiene información detallada sobre ingresos, nivel de escolaridad, edad, género, ocupación, lugar de residencia y trabajo de la población en México.

De esta información, únicamente se consideraron a los varones asalariados entre 15 a 65 años y que laboraran en alguna de las industrias comprendidas dentro del sector manufacturero conforme al Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte (SCIAN).<sup>12</sup> La muestra contempla a más de 200 000 trabajadores para cada año repartidos entre las 32 entidades federativas en que se encuentra dividido México. La medida de salarios usada corresponde al ingreso por trabajo que se compone de los ingresos por concepto de ganancia, comisión, sueldo, salario, jornal, propina o cualquier otro devengado de su participación en alguna actividad económica y que el INEGI expresa de manera mensual en pesos para ambos censos. En el cuadro A1 del apéndice se presenta un resumen estadístico de la muestra de individuos de dichos años.

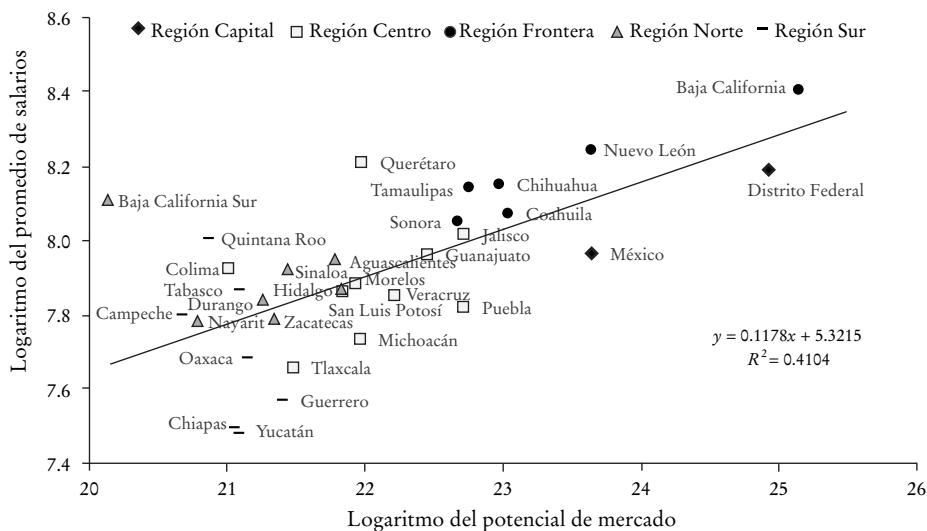
### *2. Construcción del potencial de mercado*

Para la construcción del indicador de potencial de mercado a nivel estatal contenida en la ecuación (10) se considera la estrategia propuesta por Head y Mayer (2006). El primer paso consiste en la estimación de una ecuación gravitatoria de comercio entre países, y el segundo usa los parámetros obtenidos previamente, para calcular las medidas de potencial de cada entidad federativa. En el apéndice se describen de manera detallada los pasos realizados y en el cuadro A1 se muestran los estadísticos básicos de este indicador.

### *3. Potencial de mercado y salarios*

Para obtener las primeras señales en la evaluación de la ecuación de salarios, en la gráfica 1 se presenta el logaritmo del promedio de los salarios

<sup>12</sup> El SCIAN también es comparable con la Clasificación Industrial Internacional Uniforme de todas las actividades económicas, Revisión 3 (CIUU-3), de la Organización de las Naciones Unidas, que es el clasificador de referencia para los clasificadores de actividades de la mayoría de los países.

GRÁFICA 1. *Potencial de mercado y promedio de salarios (2000)*

FUENTE: Elaboración propia con datos del Censo de Población y Vivienda de 2000 y cálculos propios.

de los trabajadores manufactureros por entidad federativa, en función del potencial de mercado para el año 2000. Como se puede observar, existe una relación positiva entre estas dos variables; es decir, las localizaciones que registran los salarios más altos son aquellas que están más próximas a los grandes mercados. En esta situación se encuentran los estados que conforman la Región Frontera, cercanos a los Estados Unidos, y los ubicados en la Región Capital, los cuales cuentan con una mayor cercanía a un amplio mercado de consumidores.

En contraparte, las entidades ubicadas en la Región Sur reportan en la mayoría de los casos los menores salarios y un bajo potencial de mercado. Este comportamiento no se modifica sustancialmente cuando se repite el mismo ejercicio con los datos de 2010.

#### IV. ESTIMACIONES

##### 1. Estimación de la ecuación de salarios

Para la evaluación empírica de la “ecuación de salarios” a la expresión (10) se le aplican logaritmos y se incluyen subíndices individuales, estatales y de tiempo, así como efectos temporales, con lo cual se obtiene la siguiente

especificación que relaciona los salarios individuales de los trabajadores, en función del potencial de mercado de la entidad federativa donde se ubican.

$$\ln w_{ijt} = \alpha_i + b \ln PM_{jt} + \gamma_t + \varepsilon_{ijt} \quad (11)$$

donde  $\alpha = \ln(A)$  y  $b = (1/\sigma)$ . Esta estimación puede dar lugar a un problema de *clustering* en los errores. Moulton (1986, 1990) señala que cuando los microdatos son utilizados en regresiones respecto a variables agregadas, los errores estándar obtenidos por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) son subestimados debido a que no se toma en cuenta la correlación que existe entre individuos dentro del *cluster* a la cual hace referencia la variable agregada.<sup>13</sup> El problema de *clustering* se trata aquí, corrigiendo los errores estándar de las estimaciones considerando la correlación que existe entre individuos dentro del *cluster* (entidad federativa-industria-año), para lo cual se sigue el procedimiento propuesto por Roger (1994).

Otro aspecto que debe considerarse en las regresiones es que la variable de potencial de mercado es calculada con base en los parámetros obtenidos de una regresión inicial, los cuales tienen cierto grado de dispersión explicados por sus errores estándar; el posible sesgo en esta medida se corrige aplicando un procedimiento de *bootstrapping*.

## 2. Estimación base

En la columna 1 del cuadro 1 se presentan los resultados de la estimación de la ecuación (11). La elasticidad de los salarios respecto al potencial de mercado es positiva y significativa a 1%, lo que confirma los hallazgos preliminares observados cuando se describieron los datos, en el sentido de que los salarios son altos en entidades federativas con un mayor potencial de mercado. El coeficiente de 0.113 indica que en promedio un aumento de 10% en el nivel de potencial de mercado por parte de las entidades federativas llevaría a salarios 1.1% más altos. Teóricamente este coeficiente representa el término  $1/\sigma$  de la ecuación (11) por lo que, de acuerdo con este resultado, la medida de diferenciación de producto o grado de competencia de nuestro modelo ( $\sigma$ ) ascendería a 8.85.

<sup>13</sup> Moulton (1986) describe que al ignorar este asunto se sobreestima la precisión de la varianza de los estimadores por  $[1 + (n - 1)\rho_e]$ , donde  $\rho_e$  es el coeficiente de correlación dentro de la agrupación y  $n$  es el tamaño promedio de los grupos o *clusters*.

CUADRO 1. *Estimación de la ecuación de salarios<sup>a</sup>*

	<i>Variable dependiente logaritmo de salarios mensuales</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ln <i>PM</i>	0.113** (14.50)	0.057** (8.56)	0.056** (10.71)	0.095** (11.87)	0.082** (9.51)
<i>edad</i>		0.054** (63.45)	0.052** (65.32)	0.053** (67.97)	0.048** (57.83)
<i>edad</i> <sup>2</sup>		-0.001** (-44.39)	-0.001** (-50.83)	-0.001** (-50.03)	-0.001** (-44.80)
<i>Escolaridad</i>		0.064** (35.57)	0.062** (46.95)	0.063** (44.63)	0.042** (33.00)
<i>Formal</i>		0.221** (24.01)	0.207** (39.12)	0.189** (28.97)	0.190** (27.35)
Intercepción	5.180** (29.36)	4.718** (31.16)	4.777** (38.96)	3.757** (19.15)	4.877** (23.15)
Efectos fijos ocupación	No	No	No	No	Sí
Efectos fijos región	No	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos industria	No	No	Sí	Sí	Sí
Efectos fijos año	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
Observaciones	464 256	464 256	464 256	464 256	464 256
R <sup>2</sup>	0.198	0.334	0.454	0.462	0.509
Número de clusters	1 329	1 329	1 329	1 329	1 329

<sup>a</sup> Los errores estándar son corregidos utilizando *bootstrapping* de 100 repeticiones de clusters al nivel estado-año-industria.

\*\* Significancia a 1%; \* significancia a 5%.

Para verificar la consistencia de la relación examinada, se introducen paulatinamente controles sobre la estimación inicial, los cuales se refieren a características observables de los individuos. La estimación que se muestra en la columna 2 puede ser vista como una ecuación Mincerina ampliada, que además de considerar a las variables tradicionales de edad, experiencia y años de escolaridad, incluye al potencial de mercado.

Una característica relevante en el mercado de trabajo de México es que gran parte de su fuerza laboral se encuentra en situación de informalidad, dependiendo del criterio y el periodo utilizado; distintos estudios apuntan que la proporción de trabajadores en situación de informalidad en México fluctúa entre 26 y 60%.<sup>14</sup> Levy (2008) estima que el costo que enfrenta una

<sup>14</sup> Gasparini y Tornarolli (2007), considerando a toda la fuerza laboral de México, encuentran con el criterio de protección social (carencia de pensión al momento del retiro), que en el año 2002 el porcen-

empresa al contratar un trabajador formal a uno informal fluctúa entre 30 y 35%, lo que sugiere la existencia de una mayor productividad de los empleados formales sobre los informales, en por lo menos esas magnitudes. Estudios del World Bank (2004), Moreno (2007) y Esquivel y Ordaz-Díaz (2008) muestran la existencia de diferencias salariales importantes entre los trabajadores formales e informales. Para tomar en cuenta este aspecto, en la regresión se incluye una variable *dummy* para identificar si el trabajador es formal o informal. La condición de informalidad es definida como la ausencia de un esquema de seguridad social por parte del trabajador.<sup>15</sup>

Los resultados muestran que todos los coeficientes tienen un impacto significativo para explicar los salarios, que se ve reflejado en un aumento del término  $R^2$  que pasa de 0.198 a 0.334. El coeficiente del potencial de mercado continúa siendo estadísticamente significativo aunque experimenta una disminución de casi 50% en su magnitud. Por su parte, el coeficiente de la variable *dummy* de formalidad es positivo y altamente significativo. La magnitud del coeficiente indica que si se toma un trabajador formal e informal con los mismos niveles de potencial al mercado, edad, experiencia y nivel de escolaridad, en promedio, los trabajadores formales ganan 22% más que los informales.

Para tomar en cuenta la heterogenidad no observada en los salarios de los individuos que laboran en distintas industrias, en la regresión de la columna 3 se incorporan efectos fijos de industria. Como consecuencia la magnitud del coeficiente del potencial de mercado y del resto de variables se modifica muy ligeramente. A pesar de este hecho el término  $R^2$  nuevamente aumenta al pasar de 0.334 a 0.454, lo que da cuenta de la relevancia de incorporar estos efectos fijos para explicar las diferencias de salarios.

En la columna 4 se introducen efectos fijos de región en la especificación de la ecuación de salarios; esto ocasiona un incremento en el coeficiente

taje de trabajadores informales se ubicó en 59%. La OECD (2008), bajo el concepto de trabajadores no registrados en la seguridad social, revela que en el año 2005 el porcentaje de trabajos informales como proporción de los empleos no agrícolas fue cercano a 35% y con el criterio de trabajadores sin contrato laboral ese porcentaje ascendió a 26%, aproximadamente. Levy (2008), con la definición de seguridad social, revela que en el año 2006 que el porcentaje de informales dentro del total de la fuerza laboral fue de 58 puntos porcentuales.

<sup>15</sup> Esta definición es utilizada por dos motivos: el primero, se relaciona con el hecho de que los CPV no permiten identificar si el individuo cumple con alguna contribución fiscal o si cuenta con un contrato de trabajo derivado de su actividad; y el segundo, obedece a que el registro de los trabajadores ante la seguridad social supone que el contratante implícitamente cumple con ciertas disposiciones fiscales y laborales.

del potencial de mercado que lo lleva a ubicarse en 0.095. Este incremento refleja la existencia de disparidades intrarregionales significativas en el potencial que pueden estar relacionadas con diferencias en la dotación de factores, distancia a la frontera, infraestructura, aplicación de políticas locales, así como por la existencia de algunas comodidades o valor agregado que puede brindar una ubicación dada (*amenities*).

En la última estimación del cuadro 1 se incluyen efectos fijos de ocupación de los trabajadores, a fin de considerar las diferencias de salario entre las distintas ocupaciones laborales. Mediante esta especificación se obtienen una reducción en la magnitud de los coeficientes del potencial de mercado y de los años de escolaridad, los cuales son purgados por el premio al ingreso que se obtiene por tener una mejor posición de trabajo. Además, con esta especificación, en lo subsecuente denominada estimación base, se puede explicar aproximadamente 51% de las diferencias de salarios entre los trabajadores manufactureros en los dos años de estudio.

Un aspecto relevante en la estimación de la ecuación de salarios es la existencia de un problema de endogeneidad. Este inconveniente proviene del hecho de que trabajadores en entidades federativas con un alto potencial de mercado pueden estar recibiendo altos salarios, lo que incide positivamente en el poder de compra de esas localidades y esto deriva a su vez en un aumento de su potencial de mercado; también puede derivar de que empleados más hábiles puedan migrar a estados con un mayor potencial de mercado, con lo cual pueden incrementar su tamaño y a su vez atraer más trabajadores.

Para abordar el problema de endogeneidad se utiliza el método de variables instrumentales (VI) en las estimaciones. Como instrumento se emplea al potencial de mercado rezagado en el tiempo. Esta variable se construye mediante una adaptación de la especificación propuesta por Harris (1954),

$$PMH_i = \sum_j \frac{Pob_j}{d_{ij}}$$

donde el numerador se refiere a la población de una ubicación  $j$  y el denominador es la distancia entre dos localizaciones.<sup>16</sup> Los datos de población

<sup>16</sup> La especificación original considera en el numerador al ingreso o poder adquisitivo del mercado de destino. En virtud de la falta de información histórica de estas variables, se optó por el tamaño de población.

corresponden a los años 1950 y 1960, los cuales provienen de la base internacional de datos (IDB, por sus siglas en inglés) del buró de censos de los Estados Unidos y los censos de población históricos del INEGI. La lógica en la elección de esta variable histórica obedece a que el potencial de mercado de hace 50 años tiene una nula o muy baja incidencia en los *shocks* contemporáneos de los salarios, satisfaciendo razonablemente la condición de exogeneidad.

En la segunda fila del cuadro 2 se observa que el coeficiente del potencial de mercado obtenido mediante el uso de este instrumento es de 0.081, el cual es muy parecido al obtenido en la estimación base. El estadístico de Hausman-Wu no brinda evidencia para rechazar la hipótesis nula de exogeneidad del potencial de mercado a 1%, con lo cual la estimación por VI no es significativamente diferente de estimar por MCO. El estadístico J de Hansen sobre identificación de restricciones brinda evidencia para rechazar la hipótesis nula de existencia de correlación entre este instrumento y el término de error de la ecuación. Por su parte, el estadístico F de Cragg-Donald Wald supera los valores críticos propuestos por Stock-Yogo (2005) al nivel crítico de 1%, lo que sugiere que no es un instrumento débil.

En años recientes se ha puesto de manifiesto la importancia de tomar en cuenta la dependencia o autocorrelación espacial que puede surgir debido a que el valor de una variable en un lugar en el espacio está ligado con el valor de otro u otros lugares en el espacio. El estimar por mínimos cuadrados ignorando este hecho ocasiona que los estimadores obtenidos sean ineficientes, la varianza residual sea sesgada y las predicciones MCO ineficientes, ocasionando un sesgo en la inferencia de las pruebas de significación (Anselin, 1988). Para atender el asunto de la dependencia espacial se sigue un procedimiento parecido al descrito en Rodríguez-Posé (1999), que utiliza variables ponderadas por la media nacional para aliviar el problema de autocorrelación espacial.

El cuadro 2, línea 3, reporta el coeficiente del potencial de mercado cuando la autocorrelación espacial es controlada, el cual es idéntico al obtenido en la estimación base. Este hallazgo indica que el problema de autocorrelación no afecta los resultados de las estimaciones.

### *3. Ecuación de salarios y otras fuentes de economías de aglomeración*

Aunque los resultados anteriores muestran la robustez que tiene el potencial de mercado para explicar la variación de los salarios, su significancia

CUADRO 2. *Pruebas de robustez<sup>a</sup>*

<i>Variable</i>	<i>Elasticidad</i>	<i>Desviación estándar</i>
1. PM (estimación base)	0.082**	0.008
2. VI: PMH	0.081**	0.012
Prueba de Wu-Hausman: 0.021	Valor <i>p</i> : 0.884	
Prueba de Sargan	Valor <i>p</i> : 0.000	
Prueba de debilidad de instrumentos: 1 091.16		
3. PM controlando por autocorrelación espacial	0.082**	0.008

<sup>a</sup> Los errores estándar son corregidos utilizando *bootstrapping* de 100 repeticiones de *clusters* al nivel estado-año-industria. El cuadro A2 del apéndice contiene los resultados de la primera etapa del método de variables instrumentales para la medida PMH.

\*\* Significación a 1%; \* significancia a 5%.

puede deberse a que esté captando otros elementos que favorecen la aglomeración de la actividad económica y que se encuentran relacionados con las diferencias salariales. Hanson (2003) distingue tres vínculos que unen al potencial de mercado con aspectos asociados con las economías de aglomeración como: *a*) la ventaja natural, *b*) los rendimientos crecientes externos a la firma,<sup>17</sup> y *c*) externalidades de capital humano.

El primer vínculo considera que los trabajadores en algunas áreas son más productivos que otros, debido a las características geográficas de su ubicación; como por ejemplo cerca de grandes centros donde se realizan actividades económicas, en climas más templados, en la cercanía de alguna fuente natural (ríos, minas, bosques, etc.) y que esta productividad se refleja en salarios más altos. El segundo supone que cuanto más aglomerada o densa es un área en términos de empleo, es más probable que puedan darse externalidades de conocimiento entre firmas y trabajadores, que derivarían en un incremento en la productividad de la firma y por lo tanto un mayor salario.<sup>18</sup> El último representa uno de los aspectos más abordados dentro de la literatura de salarios y parte de la idea de que los ingresos de los individuos son más elevados cuanto mayor es el *stock* de capital humano promedio de su entorno territorial.

Respecto al primer vínculo, con la inclusión de efectos fijos de región en la estimación base, ya se controlan las diferencias en las dotaciones naturales entre regiones. Ahora bien, para verificar que los resultados obtenidos

<sup>17</sup> En la literatura de economía urbana existen muchos trabajos que consideran como fuentes de las economías de aglomeración al *sharing*, *matching* y *learning*, siguiendo la tipología de Duranton y Puga (2004).

<sup>18</sup> Los trabajos de Ciccone y Hall (1996) y Harris y Ioannides (2000) han encontrado evidencia a favor de esta línea.

del potencial de mercado no sean debido a los dos vínculos restantes, se incorporan paulatinamente dentro de la estimación base diversas medidas que aproximan dichas relaciones, como se muestra en el cuadro 3, donde la columna 1 es la estimación base.

La regresión de la columna 2 del cuadro 3 incorpora el logaritmo del índice de especialización dentro de la estimación base, con el fin de controlar la existencia de economías de localización derivadas de la especialización de ciertas industrias en las entidades federativas. La variable de especialización se calcula como

$$IE_{jkt} = \left[ \frac{emp_{jkt}}{emp_{jt}} \right] \Big/ \left[ \frac{emp_{kt}}{emp_t} \right]$$

donde  $IE_{jkt}$  es el índice de especialización del estado  $j$  en la industria  $k$  en el periodo  $t$ ;  $emp_{jkt}$  es el número de empleados en la industria  $k$  dentro del estado  $j$  en el periodo  $t$ ;  $emp_{jt}$  y  $emp_{kt}$  es el número de empleados en el estado  $j$  y en la industria  $k$  en el periodo  $t$ , respectivamente.<sup>19</sup> Los resultados muestran una relación positiva entre especialización productiva y salarios, por lo que se asume que los trabajadores se ven beneficiados de localizarse en lugares donde la actividad económica se encuentra concentrada. La inclusión de esta variable incrementa ligeramente el coeficiente del potencial de mercado y deja al resto de las variables sin inalteraciones.

Posteriormente, en la estimación se incorporan otras variables que captan la existencia de externalidades derivadas de la aglomeración, como el tamaño de empleo y la diversidad de la actividad económica. Para el primer caso, la variable es computada como el logaritmo del número de trabajadores laborando en el sector manufacturero y de servicios ( $\ln TMS$ ), y para el segundo se calcula como la inversa del índice de Hirschman-Herfindahl

$$div_{jt} = \frac{1}{\sum_k \left( \frac{emp_{jkt}}{emp_{kt}} \right)^2}$$

como se describe en Duranton y Puga (2000). En ambos casos, dichas métricas varían entre entidades federativas y por año. Las columnas 3 y 4 del cuadro 3 presentan las regresiones controlando por el tamaño de empleo y

<sup>19</sup> Para la construcción de esta variable utilizamos la información de los censos económicos, cuya fuente es el INEGI.

CUADRO 3. *Ecuación de salarios controlando por economías de aglomeración<sup>a</sup>*

	<i>Variable dependiente logaritmo de salarios mensuales</i>						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Ln <i>PM</i>	0.082** (9.51)	0.084** (8.47)	0.080** (10.30)	0.082** (7.38)	0.083** (7.83)	0.065** (5.82)	0.073** (5.66)
<i>edad</i>	0.048** (57.83)	0.048** (60.37)	0.048** (46.01)	0.048** (65.04)	0.048** (68.86)	0.049** (105.73)	0.049** (57.91)
<i>edad</i> <sup>2</sup>	-0.001** (-44.80)	-0.001** (-50.03)	-0.001** (-35.57)	-0.001** (-44.55)	-0.001** (-53.45)	-0.001** (-68.20)	-0.001** (-40.69)
<i>Escolaridad</i>	0.042** (33.00)	0.042** (66.46)	0.042** (50.18)	0.042** (27.83)	0.042** (28.56)	0.042** (41.30)	0.042** (31.79)
<i>Formal</i>	0.190** (27.35)	0.189** (23.66)	0.190** (37.30)	0.190** (29.24)	0.190** (44.27)	0.189** (50.98)	0.188** (22.24)
Ln <i>especialización</i>		0.017* (2.06)					0.019* (2.43)
Ln <i>TMS</i>			0.003 (0.34)				-0.019 (-1.11)
Ln <i>diversidad</i>				-0.005 (-0.14)			
Ln <i>porcentaje profesionales</i>					-0.001 (-0.07)		0.000 (0.03)
Ln <i>IED stock</i>						0.011** (5.32)	0.015* (2.19)
Intercepto	4.877** (23.15)	4.841** (20.07)	4.882** (23.54)	4.890** (17.94)	4.850** (17.63)	5.060** (18.42)	5.049** (26.13)
<i>Efecto fijos ocupación/industria/region/año</i>							
<i>N</i>	464 256	464 136	464 256	464 256	462 813	464 256	462 702
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.418	0.509	0.509	0.509	0.509	0.509	0.510

<sup>a</sup> Los errores estándar son corregidos utilizando *bootstrapping* de 100 repeticiones de *clusters* al nivel estado-año-industria.

\*\* Significancia a 1%; \* significancia a 5%.

la diversidad, respectivamente. Los coeficientes de ambas variables muestran ser no significativos y su inclusión no modifica sustancialmente la magnitud de la elasticidad del potencial sobre los salarios.

Para tomar en cuenta las externalidades de capital humano se utiliza el porcentaje de trabajadores con estudios superiores en cada estado, industria y año. La regresión en la columna 5 del cuadro 3 muestra que la inclusión de esta variable incrementa muy ligeramente el coeficiente del potencial de mercado; sin embargo, su impacto sobre los salarios es insignificante. El

nulo efecto de esta variable en la estimación obedece a que las *dummies* de ocupación y de industria ya recogen el impacto que tiene sobre los salarios.<sup>20</sup>

Finalmente, un aspecto que es considerado en la estimación y que no se encuentra relacionado con la teoría de aglomeración, pero que tiene una influencia sobre los niveles salariales, es la presencia del capital extranjero. Distintos trabajos han registrado la influencia que tiene la inversión extranjera directa (IED) sobre la disparidad salarial en México después de su proceso de apertura comercial. Aitken *et al.* (1996), con una muestra de empresas manufactureras, revelan evidencia de que salarios altos están asociados con la presencia de inversión extranjera; las firmas manufactureras extranjeras retribuyen en 21.5% más a sus trabajadores calificados y en 3.3% a los trabajadores no calificados que las firmas nacionales. Feenstra y Hanson (1997), mediante el uso de los censos industriales, señalan que el creciente flujo de inversión extranjera a México influyó en un aumento en la disparidad salarial. Hanson y Harrison (1999) muestran que la orientación exportadora de las firmas y la presencia de inversión extranjera influyeron en las diferencias salariales entre los trabajadores calificados y no calificados después de las reformas comerciales.

Además, existe un vínculo entre la presencia del capital extranjero y el potencial de mercado. Firmas con una fuerte orientación al comercio exterior, en su mayoría asociadas con capital externo, se ubicarán o buscarán ubicarse en lugares con un mayor acceso a mercados externos. Para tener en cuenta esta fuente de desigualdad en las estimaciones se incluye en la regresión de la columna 6 el logaritmo del *stock* de inversión extranjera directa a nivel estatal.<sup>21</sup> Este indicador estaría captando la presencia de externalidades derivadas de la cercanía de capital extranjero.

Los hallazgos exhiben una relación positiva entre esta variable y los salarios, lo que sugiere que la presencia de empresas de capital extranjero supone un salario más alto para los trabajadores. Por otra parte, la introducción de la inversión extranjera deja prácticamente inalterados los coeficientes del resto de variables, excepto el relativo al potencial de mercado que sufre una

<sup>20</sup> Al volver a estimar la ecuación, pero sin considerar los efectos fijos de ocupación e industria, los resultados (no incluidos en este documento) muestran que la elasticidad de esta variable respecto a los salarios es de 0.051 y es estadísticamente significativa a 1%; asimismo, el coeficiente del potencial de mercado también se muestra altamente significativo.

<sup>21</sup> El *stock* de IED es calculado mediante el método de inventarios perpetuos con la fórmula  $K_{it} = K_{it-1}(1-\delta) + I_{it}$ . Los datos de los flujos de IED por entidad federativa de destino provienen de la Secretaría de Economía.

reducción de 0.083 a 0.065, que puede ser explicada por la existencia de empresas extranjeras —por lo regular vinculadas a la actividad exportadora— en lugares donde existe un alto potencial de mercado. En la última columna del cuadro 3 se combinan todas las variables, excepto la de diversidad, y se obtiene una elasticidad de 0.073 en el coeficiente del potencial con una alta significancia al igual que las variables de especialización e inversión extranjera. Por su parte, los coeficientes relativos al porcentaje de profesionales y al tamaño de empleo resultan ser no significativos.

#### *4. Ecuación de salarios entre trabajadores formales e informales*

En esta sección se evalúa el efecto que tiene el potencial de mercado para explicar la desigualdad de los trabajadores formales e informales por separado. Esto es relevante en virtud de que representa dos contextos productivos diferentes de la fuerza laboral que pueden beneficiarse de forma distinta de las economías de aglomeración derivadas de una mayor cercanía a grandes mercados.

La Porta y Shleifer (2008) mencionan que las firmas con trabajadores informales por lo regular son pequeñas para evitar ser detectadas por las autoridades fiscales y laborales; además, son muy poco productivas en comparación con las formales de igual tamaño, pero aún más con las formales más grandes. Estas firmas se ven restringidas para crecer en tamaño, por la mayor probabilidad de ser descubiertas y por el aumento en los costos laborales que implicaría convertirse en una empresa formal. En complemento, Levy (2008) acota que las empresas pequeñas no son sinónimo de informalidad, ya que existen muchas de tamaño micro y pequeñas dentro de la formalidad; además, existen grandes empresas que contratan trabajadores, no necesariamente con salarios bajos, sin brindarles seguridad social. Para tomar en cuenta la heterogeneidad de salarios al interior de ambos grupos respecto al potencial de mercado, se realizaron estimaciones separadas para los dos tipos de trabajadores.<sup>22</sup>

Comparando los resultados de las columnas 1 y 7 del cuadro 4, se percibe que el efecto del potencial del mercado sobre los salarios es ligeramente mayor para los trabajadores informales que para los formales. Estos resultados

<sup>22</sup> Otro aspecto considerado fue el impacto del potencial de mercado sobre trabajadores calificados y no calificados; sin embargo, no se encontraron diferencias significativas en el coeficiente del potencial estimado para los salarios de ambos tipos de trabajadores.

sugieren que ambos tipos de trabajadores se benefician de las economías de aglomeración, emanadas de una mayor proximidad a centros de consumo más densos. Asimismo, la magnitud del potencial de mercado en ambas especificaciones es robusta a problemas de endogeneidad.<sup>23</sup> Por otro lado, se observa que el premio a la educación de los trabajadores formales es el doble del registrado por los trabajadores informales, lo que sugiere la existencia de personal más capacitado dentro del sector formal. Este resultado se encuentra en línea con los hallazgos de Rodríguez-Oreggia *et al.* (2006), quienes encuentran, usando datos de la Encuesta Nacional de Empleo (ENE) de México, que a mayor nivel de escolaridad menor es la probabilidad de estar en el sector informal.

Una vez incorporada la variable de especialización (columna 2 del cuadro 4), se observa que para los trabajadores formales los coeficientes de todas las variables permanecen inalterados y significativos a 1%, en tanto que el coeficiente de la especialización resulta ser estadísticamente no significativo. En el caso de los trabajadores informales, el coeficiente del potencial de mercado aumenta ligeramente para ubicarse en 0.092 (columna 8) y el coeficiente de la especialización exhibe un signo positivo y significativo a 1%. Esto sugiere que los empleados informales, al tener menor de nivel de escolaridad, se benefician de las externalidades que genera la concentración de trabajadores en industrias manufactureras específicas dentro de los estados.

Al incluir el porcentaje de profesionistas, no se percibe prácticamente ningún cambio sobre los coeficientes del potencial de mercado y del resto de variables, tanto para los trabajadores formales como para los informales (columnas 3 y 9 del cuadro 4). Además, en ambas situaciones el coeficiente de dicha variable mostró ser negativa y no significativa. Al controlar por tamaño de empleo dentro de cada estado, los coeficientes de la estimación de los trabajadores formales nuevamente no sufren ninguna modificación y el parámetro de la variable de control no es significativa (columna 4). En contraparte, en la regresión de los trabajadores informales (columna 10) se observa que aunque la variable de control no es significativa, su introducción redujo el coeficiente del potencial de mercado en 8% (respecto a la columna 7), lo cual refuerza la idea de que este tipo de trabajadores se beneficia de la

<sup>23</sup> Para abordar el problema de endogeneidad en las regresiones de los dos tipos de trabajadores, nuevamente se utiliza como instrumento a la variable histórica de PMH. Los valores del estadístico de Hausman-Wu no proporcionan soporte para rechazar la hipótesis nula de exogeneidad del potencial de mercado a 1%. En el cuadro A2 del apéndice se presentan los resultados de la primera y segunda etapa de la estimación por variables instrumentales.

aglomeración de la actividad económica para compensar de alguna forma su bajo desempeño educativo.

Las diferencias más importantes en el efecto del potencial de mercado sobre los salarios de ambos tipos de trabajadores se evidencian al incorporar el indicador que capta la presencia de firmas con inversión extranjera. Cuando se compara el parámetro estimado del potencial de mercado de la columna 5 del cuadro 4 con el reportado en la primera especificación, se aprecia que su magnitud sobre los salarios de los empleados formales disminuye ligeramente para ubicarse en 0.074 con una significancia de 1%. Por su parte, el coeficiente para los informales registra un valor de 0.047, lo que representa un contracción de casi 50% si compara la estimación de la columna 11 respecto a la número 7, además la medida asociada al capital extranjero refleja un signo positivo en relación con los salarios de este tipo de empleados.

Esta mayor sensibilidad en los salarios del grupo laboral formal ante cambios en la proximidad de grandes mercados, comparada con la observada por sus contrapartes, apunta a que estos empleados pueden estar ocupados, en una mayor proporción, en firmas que realizan actividades que se favorecen de una ubicación con una alta exposición a mercados foráneos. En tanto que la comunidad informal estaría preponderantemente laborando en establecimientos que tienen una menor interacción o una limitada capacidad para acceder a otros mercados, lo que limita su capacidad para aprovechar su cercanía con un abundante número de consumidores, por lo que el beneficio de estar próximos a un alto potencial de mercado proviene de externalidades positivas generadas por la presencia de empresas con fuertes conexiones con otras localizaciones.

##### *5. Diferencias salariales interestatales y potencial de mercado*

A pesar de que los resultados de la relación entre potencial de mercado y salarios se encuentra en línea con otros alcanzados en la literatura sobre el tema y que dicha relación exhibe efectos heterogéneos entre los trabajadores formales e informales, aún existe un aspecto relevante por dimensionar y es ¿en qué grado la cercanía a grandes mercados incide en la brecha salarial de los trabajadores ubicados en distintas localizaciones de México? Para tratar este asunto se realiza un ejercicio en el cual se compara, en primera instancia, la media salarial de los trabajadores ubicados en una localización con una alta exposición a un gran mercado, como es el caso de Baja Cali-

CUADRO 4. *Estimación de la ecuación de salarios de acuerdo con el estatus del trabajador<sup>a</sup>*

	Variable dependiente logarítmico de salarios									
	Formales					Informales				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Ln <i>PM</i>	0.079*** (11.33)	0.079*** (8.78)	0.080*** (14.68)	0.080*** (7.01)	0.074** (11.10)	0.078** (10.37)	0.088*** (7.20)	0.092** (5.41)	0.095*** (11.48)	0.084*** (4.73)
<i>edad</i>	0.040*** (45.60)	0.040*** (51.81)	0.040*** (54.80)	0.040*** (37.09)	0.040*** (54.97)	0.040*** (50.21)	0.056*** (73.33)	0.057*** (88.34)	0.056*** (62.09)	0.057*** (48.21)
<i>edad</i> <sup>2</sup>	-0.0001*** (-31.62)	-0.0001*** (-41.07)	-0.0001*** (-42.93)	-0.0001*** (-25.91)	-0.0001*** (-26.52)	-0.0001*** (-38.07)	-0.001*** (-46.66)	-0.001*** (-79.22)	-0.001*** (-70.84)	-0.001*** (-60.52)
<i>Escolaridad</i>	0.052*** (54.24)	0.052*** (58.93)	0.052*** (42.89)	0.051*** (32.43)	0.052*** (68.82)	0.052*** (69.00)	0.025*** (13.99)	0.025*** (14.95)	0.025*** (16.86)	0.025*** (19.63)
Ln <i>especialización</i>	0.009 (1.36)				0.010* (1.82)		0.045*** (2.91)		0.048*** (3.50)	
Ln <i>porcentaje profesionales</i>						-0.007 (-0.71)	-0.005 (-0.39)	-0.016 (-1.58)		-0.013 (-0.85)
Ln <i>TMS</i>						-0.003 (-0.30)	-0.013 (-0.89)		0.005 (0.26)	-0.024 (-1.43)
Ln <i>IED stock</i>						0.003 (0.73)	0.007 (1.28)			0.020*** (2.98)
Intercepto	5.149*** (31.93)	5.128*** (23.55)	5.103*** (34.19)	5.151*** (25.48)	5.186*** (47.59)	5.185*** (20.95)	4.760*** (15.84)	4.670*** (11.03)	4.563*** (21.83)	4.795*** (12.53)
<i>Efecto fijos ocupación/industria/region/año</i>										
N	286468	286468	286080	286565	286565	285990	177691	177668	176733	177691
R <sup>2</sup>	0.429	0.429	0.429	0.429	0.429	0.430	0.232	0.235	0.232	0.233

<sup>a</sup> Los errores estándar son corregidos utilizando *bootstrapping* de 100 repeticiones de clusters al nivel estado-año-industria. Se considera trabajador formal aquél que cuenta con seguridad social e informal al que se encuentra en el caso contrario.

\*\*\* Significancia a 1%; \*\* significancia a 5%; \* Significancia al 10%.

fornia, respecto a la media salarial de una entidad federativa con un bajo potencial de mercado como lo es Chiapas. Posteriormente, para este último estado se estima un salario hipotético, asumiendo que tiene el mismo nivel de potencial de Baja California.

En el escenario inicial se obtiene la diferencia entre las medias salariales observadas de los dos estados y el segundo permite verificar si dicha disparidad disminuye, suponiendo que los trabajadores de ambas entidades tienen magnitudes similares de potencial.

Una ventaja adicional en la elección de las entidades federativas es que ambas se encuentran ubicadas en polos opuestos de la geografía de México; Baja California en la Región Fronteriza con los Estados Unidos y el estado de Chiapas en la Región Sur, colindante con Guatemala, lo que permite considerar razonablemente los hallazgos como los efectos extremos que tendría el potencial en la brecha salarial entre los estados mexicanos.

En el cuadro 5 se informan los resultados considerando a los trabajadores de la muestra censal para el año 2010. En la columna 1 de este cuadro se observa que en Baja California los trabajadores manufactureros ganaron en promedio 7 061.5 pesos mensuales, en tanto que los ubicados en Chiapas obtuvieron 3 883.1 pesos menos, es decir, percibieron apenas 45% en comparación con el estado fronterizo. Por su parte, considerando la media salarial hipotética<sup>24</sup> bajo el supuesto que el estado del sur tiene el mismo potencial de mercado que su contraparte, la brecha salarial disminuye y se ubica en 3 593 pesos, lo que implica que 10.7% de la diferencia inicial (3 883.1) fue debido a desigualdades en el potencial de mercado entre entidades.

En el caso de los trabajadores formales (columna 2 del cuadro 5) se observa una situación diferente. Los que se localizaban en Chiapas en el año 2010 recibieron, en promedio, un salario de 2 432.9 pesos mensuales menos que el devengado por este mismo tipo de empleados en el estado fronterizo. Cuando se considera el escenario hipotético, esta desigualdad se reduce a 1 717.5 pesos, lo que muestra que 715.3 pesos o 29.4% de esa brecha original puede ser atribuible a la cercanía con grandes mercados. Por su parte, al considerar a los trabajadores informales (columna 3) sólo 9% de la disimilitud con la brecha salarial entre los individuos de las localizacio-

<sup>24</sup> Para la obtención de esta medida se utilizaron los parámetros de la regresión de la columna 7 del cuadro 3, y se simularon los salarios asumiendo que el estado en cuestión tenía un nivel similar de potencial de mercado que su contraparte sin modificar el resto de las características propias. Para los grupos de empleados formales e informales se emplearon los parámetros de las estimaciones de las columnas 6 y 12 del cuadro 4, respectivamente.

CUADRO 5. Brecha salarial y potencial de mercado

Concepto	Tipo de trabajador		
	Todos (1)	Formales (2)	Informales (3)
<i>Salario observado</i>			
Media salarial observada			
Baja California [BC]	7 061.5	7 015.8	6 701.5
Chiapas [CHI] <sup>1</sup>	3 178.4	4 582.9	2 830.1
Brecha salarial observada			
Nivel [BC – CHI]	3 883.1	2 432.9	3 871.4
Porcentual [CHI/BC]	45.0	65.3	42.2
<i>Salario hipotético previsto</i>			
Media salarial asumiendo que CHI tiene el mismo potencial de mercado que BC [CHI <sup>h</sup> ]	3 593.0	5 298.2	3 178.6
Brecha salarial hipotética			
Nivel [BC-CH <sup>h</sup> ]	3 468.5	1 717.5	3 522.9
Porcentual [CHI <sup>h</sup> /BC]	50.9	75.5	47.4
Diferencias entre brecha observada e hipotética [(BC-CHI) – (BC-CHI <sup>h</sup> )]	414.6	715.3	348.5
Porcentaje con respecto a la brecha observada [(BC-CHI)/(CHI <sup>h</sup> -CHI)]	10.7	29.4	9.0

FUENTE: Elaboración propia con base en la muestra de trabajadores manufactureros varones del CPV de 2010, descrita en la sección III. La media salarial corresponde al salario promedio ponderado donde la ponderación está dada por la participación del empleo en cada industria manufacturera respecto a la ocupación manufacturera total estatal. Las medidas salariales se encuentran expresadas en precios corrientes de 2010.

nes en comparación puede imputarse a la proximidad a un gran centro de consumo.

## CONCLUSIONES

En este artículo se examina la relación entre potencial de mercado y los salarios, utilizando las muestras censales de 2000 y 2010 de los trabajadores manufactureros varones de México. Las estimaciones arrojan una elasticidad de 0.082 en dicha relación, lo que indica que duplicar el nivel de potencial de mercado llevaría a salarios 8.2% más altos. Este coeficiente es robusto ante diversas medidas asociadas a la teoría de la aglomeración urbana, así como a problemas de endogeneidad y de dependencia espacial.

Al considerar por separado a los trabajadores formales y a los informales, la relación positiva entre salarios y potencial de mercado se mantiene y las elasticidades no exhiben amplias diferencias. No obstante, cuando en

las estimaciones se controla por la presencia de capital extranjero, emerge un escenario distinto en el cual los salarios del primer grupo de empleados resultan ser más sensibles a cambios en el potencial que los del segundo grupo. La mayor elasticidad en el caso de los formales sugiere que dichos trabajadores se encuentran asociados en una mayor relación con firmas manufactureras, cuya actividad económica toma ventaja de la proximidad de un amplio mercado de compradores y proveedores, como empresas dedicadas al comercio exterior.

Por su parte, el resultado para los empleados informales apunta que éstos laboran en firmas con una menor capacidad para incursionar de manera directa en otros destinos, lo que limita la probabilidad de beneficiarse directamente de una mayor cercanía a un amplio mercado. Una posible hipótesis sobre este aspecto es que las firmas con empleados informales, al aplicar una estrategia de evasión para evitar ser detectadas por las autoridades, disminuyen su tamaño en términos de trabajo (Levy, 2008; La Porta y Shleifer, 2008), lo que restringe la capacidad para generar economías de escala y ser más productivas. Esto a su vez restringe la posibilidad para enfrentar los costos de transporte asociados con el ingreso de sus productos a mercados foráneos, así como la de competir en mercados con un alto potencial.

Asimismo, los hallazgos de un ejercicio de simulación sugieren que hasta una décima parte de la brecha salarial existente, en 2010, entre trabajadores ubicados en la frontera norte respecto a los localizados en la parte sur de México, puede atribuirse a diferencias en la geografía económica de las entidades federativas. Esta magnitud resulta ser menor cuando se considera a los empleados informales y en la situación de los formales, el tamaño resulta ser más del doble.

A la luz de los resultados, una política para disminuir la desigualdad salarial de los trabajadores manufactureros a nivel interestatal debería estar basada en un incremento en la migración de trabajadores, principalmente formales, hacia estados con una mayor exposición a grandes mercados, como los fronterizos con los Estados Unidos. Sin embargo, ésta es una medida de largo aliento y sujeta a diversas controversias, por las implicaciones económicas, demográficas y sociales tendría que implementar una política de fomento a la movilidad interna de trabajadores. La aplicación de este tipo de directrices no es nueva a nivel internacional; China, por ejemplo, desde años atrás ha puesto en marcha programas para la formación de personal, para proveer de trabajadores migrantes entrenados a otras zonas de ese país.

Otra política podría estar basada en incrementar la accesibilidad de mercado de las entidades federativas, mediante una disminución de los costos de transporte hacia otros mercados, principalmente con los que tienen un gran número de consumidores. Esta estrategia debería estar enfocada en vincular a la industria de los estados con las principales rutas de distribución de productos tanto al mercado nacional como al internacional, mediante la creación de una infraestructura carretera que acorte los tiempos de entrega de mercancías y esté apoyada por programas de logística que involucren planes de consolidación-distribución de productos. Sin embargo, este criterio, además de ser de largo plazo en su implementación, también puede implicar altos costos para los gobiernos de las entidades que no cuentan con los recursos financieros necesarios, lo que pondría en entredicho su viabilidad.

## APÉNDICE

CUADRO A1. Resumen estadístico de la base de datos 2000-2010<sup>a</sup>

	Ln salarios	Ln PM	Ln especialización	Ln TMS	Ln porcentaje profesionistas	Ln diversidad	Ln IED stock
<i>Región Capital</i>							
Media	8.003	24.170	0.023	13.602	-2.469	0.153	21.979
Desv. estándar	0.676	0.599	0.588	0.337	0.671	0.091	1.784
Máximo	10.597	25.413	0.947	14.157	-0.525	0.320	25.577
Mínimo	5.956	23.641	-2.625	13.319	-3.843	-0.001	20.023
<i>Región Centro</i>							
Media	7.973	22.492	0.345	12.341	-2.800	0.291	19.733
Desv. estándar	0.667	0.452	0.894	0.694	0.784	0.166	2.180
Máximo	10.597	23.120	2.582	13.278	-0.346	0.552	22.538
Mínimo	5.956	21.006	-7.071	9.854	-5.576	-0.050	14.509
<i>Región Frontera</i>							
Media	8.172	23.469	0.471	12.778	-2.313	0.194	21.522
Desv. estándar	0.632	0.747	0.808	0.348	0.538	0.266	1.328
Máximo	10.597	25.553	1.956	13.330	-0.697	0.797	23.832
Mínimo	5.956	22.666	-3.965	12.098	-5.938	-0.103	19.554
<i>Región Norte</i>							
Media	7.944	21.667	0.194	11.316	-2.653	0.299	19.194
Desv. estándar	0.650	0.409	0.939	0.502	0.766	0.191	1.731
Máximo	10.597	22.203	2.473	11.942	0.000	0.641	21.593
Mínimo	5.956	20.133	-8.815	9.990	-5.381	0.085	16.309
<i>Región Sur</i>							
Media	7.788	21.307	-0.065	11.382	-3.069	0.516	17.769
Desv. estándar	0.682	0.214	0.957	0.424	0.796	0.213	1.760
Máximo	10.597	21.656	2.137	11.872	0.000	0.839	21.073
Mínimo	5.956	20.671	-8.071	9.862	-5.832	0.208	14.509

<sup>a</sup> La clasificación de regiones es similar a la utilizada en Hanson (1997).

CUADRO A2. *Estimación por variables instrumentales (primera y segunda etapa)<sup>a</sup>*

	<i>Todos</i>		<i>Formales</i>		<i>Informales</i>	
	<i>Primera etapa</i>	<i>Segunda etapa</i>	<i>Primera etapa</i>	<i>Segunda etapa</i>	<i>Primera etapa</i>	<i>Segunda etapa</i>
	Ln <i>PM</i>	Ln <i>w</i>	Ln <i>PM</i>	Ln <i>w</i>	Ln <i>PM</i>	Ln <i>w</i>
Ln <i>PMH</i>	1.631** (19.46)		1.545** (33.06)		1.591** (12.28)	
Ln <i>PM</i>		0.0814** (6.65)		0.0794** (8.19)		0.0939** (4.97)
Prueba Wu-Hausman		0.021**		0.021**		0.097**
Valor <i>p</i>		0.884		0.883		0.755
Prueba Sagan (valor <i>p</i> )		0.000		0.000		0.000
Prueba de debilidad de instrumentos:		1 091.16		1 415.81		300.2
Observaciones	464 256	464 256	286 565	286 565	177 691	177 691
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.9061	0.509	0.9185	0.529	0.8835	0.391

<sup>a</sup> El cuadro muestra los coeficientes obtenidos en la primera y segunda etapa de la estimación por variables instrumentales. Los errores estándar son corregidos utilizando *bootstrapping* de 100 repeticiones de *clusters* al nivel estado-año-industria. En las estimaciones se controlan características observables de los individuos, así como efectos fijos temporales, ocupación, industria y región.

\*\*\* Significancia al 1%; \*\* significancia al 5%.

### Paso 1. Estimación de la ecuación gravitatoria

Multiplicando ambos lados de la ecuación (2) por  $v_i p_{ij} q_{ij}$  y tomando logaritmos, se tiene que las exportaciones de *i* hacia *j*, que se pueden expresar como:

$$\ln(X_{ij} = v_i p_{ij} q_{ij}) = \ln s_i + \ln \phi_{ij} + \ln m_j \quad (\text{A1})$$

donde  $\ln s_i = v_i p_i^{1-\sigma}$  refleja la capacidad de exportar de un país *i* y  $\ln m_j = (G_j^{\sigma-1} E_j)$  relaciona la capacidad para importar por parte de un país *j*, las cuales pueden ser captadas empíricamente mediante efectos fijos de país exportador  $FX_i$  y de importador  $FX_j$ , respectivamente. En tanto,  $\ln \phi_{ij} = T_{ij}^{1-\sigma}$  considera los costos de transporte y demás aspectos que limitan o incrementan el comercio. El término  $\phi_{ij}$  se asume que depende multiplicativamente de la distancia entre dos localizaciones *i* y *j* ( $d_{ij}$ ) y de un conjunto de variables *dummy* que captan la contigüidad entre los países ( $C_{ij}$ ), así como los vínculos de lenguaje ( $L_{ij}$ ), colonial ( $Col_{ij}$ ) y comercial ( $Ac_{ij}$ ) existentes entre ellos. Por lo que la expresión a estimar es la siguiente:

$$\ln X_{ij} = FX_i + FX_j - \delta \ln d_{ij} + \alpha C_{ij} + \theta L_{ij} + \psi Col_{ij} + \lambda Ac_{ij} + \xi_{ij} \quad (\text{A2})$$

La ecuación (A2) se estima mediante MCO para los años 2000 y 2010, con la información de los flujos de comercio bilaterales de 155 países, incluido México,

procedentes del Fondo Monetario Internacional. Los flujos internos son computados como producción menos exportaciones. Los datos de producción para los países miembros de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE) provienen de la base de datos OCDE Stan. Para el resto de los países, los datos de producción se aproximan con la suma de su sector primario y secundario de cada país, estas cifras provienen de World Development Indicators 2009.<sup>25</sup> Para el cálculo de las distancias bilaterales entre países se aplica la fórmula de gran círculo.<sup>26</sup> Los datos de ubicación (longitud y latitud) de las capitales de los países para el cálculo de las distancias, así como datos para la construcción de las variables *dummy* de contigüidad, lenguaje, vínculos coloniales y acuerdos comerciales provienen de la base de datos del Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales (CEPII).<sup>27</sup>

### *Paso 2. Cómputo de los potenciales de mercado a nivel estatal*

Con los parámetros estimados<sup>28</sup> de la regresión de (A2), las distancias entre dos localizaciones y las proporciones del PIB estatal<sup>29</sup> con respecto al nacional ( $y_s/\sum y_s$ ), como proxy del gasto, el potencial de mercado de cada entidad federativa  $s$  respecto a todos los otros estados y países  $j$  se define como:

En el cual,

$$PM_s = PM_s^{Interno} + PM_s^{Interestatal} + PM_s^{Externo}$$

en el cual

$$PM_s^{Interno} = d_{ss}^{\hat{\delta}} \left( y_s / \sum y_s \right) \exp(\hat{F}M_j) \Big|_{j=México}$$

donde

$$d_{ss} = \frac{2}{3} * \sqrt{area_s / \pi}$$

$$PM_s^{Interestatal} = \sum_{j \neq s} d_{sj}^{\hat{\delta}} \left( y_s / \sum y_s \right) \exp(\hat{F}M_j) \Big|_{j=México}$$

<sup>25</sup> Los flujos internos de México son construidos como producción menos exportaciones. Los datos de producción provienen del INEGI y los de exportaciones de la Secretaría de Economía.

<sup>26</sup> La distancia de gran círculo mide el trayecto más corto entre dos puntos sobre una superficie esférica, tomando en consideración su ubicación (longitud y latitud). Para la distancia entre las entidades federativas y los Estados Unidos, se consideró el trayecto más corto entre la capital de cada estado y la ciudad norteamericana más próxima.

<sup>27</sup> Véase <http://www.cepii.fr/anglaisgraph/bdd/distances.htm>

<sup>28</sup> Los resultados de las estimaciones no se muestran en el presente documento, sin embargo, pueden ser solicitados al autor.

<sup>29</sup> Los datos del PIB provienen del INEGI y no consideran los montos de extracción de petróleo.

$$PM_j^{Externo} = \sum_{j \neq s} \exp(\hat{FM}) d_{sj}^{\hat{\delta}} \exp(\hat{\alpha} C_{sj} + \hat{\theta} L_{sj} + \hat{\psi} Col_{sj} + \hat{\lambda} Ac_{sj}) \Big|_{j \in Mundo}$$

El término  $d_{sj}$  es la distancia más corta entre una entidad federativa  $s$  y un destino  $j$ . En el caso de las distancias interestatales se calcularon utilizando el *software* de información geográfica (ArcGis), mediante la aplicación del algoritmo para la obtención de la ruta óptima a la información de la red de carretera contenida en los mapas digitales del INEGI y del Instituto Mexicano del Transporte. Para las distancias entre los estados y los destinos internacionales se utilizó la fórmula de gran círculo.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aitken, B., A. Harrinson y R. E. Lipsey (1996), “Wages and Foreign Ownership. A Comparative Study of Mexico, Venezuela, and the United States”, *Journal of International Economic*, vol. 40, núms. 3-4, pp. 345-371.
- Anselin, Luc (1988), *Spatial Econometrics: Methods and models*, Kluwer Academic Publishers.
- Ariola, J., y C. Juhn (2005), “Wage Inequality in Post-Reform Mexico”, IZA Discussion paper series, núm. 1525.
- Brakman, S., H. Garretsen y M. Schramm (2004), “The Spatial Distribution of Wages and Employment: Estimating the Helpman-Hanson Model for Germany”, *Journal of Regional Science*, vol. 44, núm. 3, pp. 437-466.
- Breinlich, H. (2006), “The Spatial Income Structure in the European Union—What Role for Economic Geography?”, *Journal of Economic Geography*, vol. 6, pp. 593-617.
- Cañonero, G., y A. Werner (2002), “Salarios relativos y liberalización del comercio en México”, *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, vol. LXIX, núm. 273 (1), pp. 123-142.
- Chiquiar, D. (2008), “Globalization, Regional Wage Differentials and the Stolper-Samuelson Theorem: Evidence from Mexico”, *Journal of International Economics*, vol. 74, núm. 1, pp. 70-93.
- Ciccone, A., y R. Hal (1996), “Productivity and the Density of Economic Activity”, *American Economic Review*, vol. 86, núm. 1, pp. 54-70.
- Cingano, F. (2014), “Trends in Income Inequality and its Impact on Economic Growth”, *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, núm. 163, OECD Publishing.
- Combes, P.-P., G. Duranton, L. Gobillon, D. Puga y S. Roux (2012), “The Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration from Firm Selection”, *Econometrica*, vol. 80, núm. 6, pp. 2543-2594.
- Cragg, M., y M. Epelbaum (1996), “Why Has Wage Dispersion Grown in Mexico? Is it the Incidence of Reforms or the Growing Demand for Skills?”, *Journal of Development Economics*, vol. 51, núm. 1, pp. 99-116.

- Duranton, G. (2008), "Viewpoint: From Cities to Productivity and Growth in Developing Countries", *Canadian Journal of Economics*, vol. 41, núm. 3, pp. 689-736.
- , y D. Puga (2000), "Diversity and Specialisation in Cities: Why, where and when does it Matter?", *Urban Studies*, vol. 37, núm. 3, pp. 533-555.
- , y D. Puga (2004), "Micro-Foundations of Urban Agglomeration Economies", en J. V. Henderson y J. F. Thisse (eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 4, pp. 2063-2117.
- Esquivel, G., N. Lustig y J. Scott (2010), "Mexico: A Decade of Falling Inequality: Market Forces or State Action?", en L. F. López-Calva y N. Lustig (eds.), *Declining Inequality in Latin America*, Brookings Institution Press.
- , y J. L. Ordaz-Díaz (2008), "¿Es la política social una causa de la informalidad en México?", *Ensayos*, vol. 26, núm. 1, pp. 1-32.
- , y G. Cruces (2011), "The Dynamics of Income Inequality in Mexico since NAFTA", *Economia*, vol. 12, núm. 1, pp. 155-188.
- , y J. Rodríguez-López (2003), "Technology, Trade, and Wage Inequality in Mexico before and after NAFTA", *Journal of Development Economics*, vol. 72, núm. 2, pp. 543-565.
- Fally, T., R. Paillacar y C. Terra (2010), "Economic Geography and Wages in Brazil: Evidence from Micro-data", *Journal of Development Economics*, vol. 91, núm. 1, pp. 155-168.
- Feenstra, R., y H. Gordon (1997), "Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico's Maquiladoras", *Journal of International Economics*, vol. 42, núms. 3-4, pp. 371-393.
- Feliciano, Z. (2001), "Workers and Trade Liberalization: the Impact of Trade Reforms in Mexico on Wages and Employment", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 55, núm. 1, pp. 95-115.
- Fujita, M., P. Krugman y A. Venables (1999), *The Spatial Economy*, MIT Press, Massachusetts.
- Gasparini, L., y L. Tornarolli (2009), "Labor Informality in Latin America and the Caribbean: Patterns and Trends from Household Survey Microdata", *Revista de Desarrollo y Sociedad*, vol. 63, pp. 13-80.
- Hanson, G. (1996), "Localization Economies, Vertical Organization, and Trade", *The American Economic Review*, vol. 86, núm. 5, pp. 1266-1278.
- (1997), "Increasing Returns, Trade and the Regional Structure of Wages", *The Economic Journal*, vol. 107, núm. 440, pp. 113-133.
- (2003), "What Has Happened to Wages in Mexico since NAFTA?", NBER Working Papers 9563, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Hanson, G. (2005), "Market Potential, Increasing Returns and Geographic Concentration", *Journal of International Economics*, vol. 67, núm. 1, pp. 1-24.
- (2007), "Emigration, Labor Supply, and Earnings in Mexico", en George J. Borjas

- (ed.), *Mexican Immigration to the United States*, University of Chicago Press, Chicago, pp. 289-328.
- Hanson, G., y A. Harrison (1999), "Trade Liberalization and Wage Inequality in Mexico", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 52, núm. 2, pp. 271-288.
- Harris, C. (1954), "The Market as a Factor in the Localization of Industry in the United States", *Annals of the Association of American Geographers*, vol. 44, pp. 315-348.
- Harris, T. F., y M. Ioannides (2000), "Productivity and Metropolitan Density", Discussion Paper Series núm. 16, Department of Economics, Tufts University.
- Head, K., y T. Mayer (2004), "The Empirics of Agglomeration and Trade", en J. V. Henderson y J. F. Thisse (eds), *Handbook of Regional and Urban Economics*, 4, pp. 2609-2669.
- , y T. Mayer (2006), "Regional Wage and Employment Responses to Market Potential in the EU", *Regional Science and Urban Economics*, vol. 36, núm. 5, pp. 573-594.
- Helpman, E. (1998), "The Size of Regions", en D. Pines, E. Sadka e I. Zilcha (eds.), *Topics in Public Economics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Hering, L., y S. Poncet (2009), "The Impact of Economic Geography on Wages: Disentangling the Channels of Influence", *China Economic Review*, vol. 20, núm. 1, pp. 1-14.
- , y S. Poncet (2010), "Market Access Impact on Individual Wage: Evidence from China", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 92, núm. 1, pp. 145-159.
- ILO (2015), "Global Wealth Report 2014/2015", International Labour Office, Geneva.
- , y WTO (2007), "Trade and Employment Challenges for Policy Research", International Labour Office and World Trade Organization, Ginebra.
- Krugman, P. (1991), "Increasing Returns and Economic Geography", *Journal of Political Economy*, vol. 99, núm. 3, pp. 483-499.
- La Porta, R., y A. Shleifer (2008), "The Unofficial Economy and Economic Development", Working Paper Series, núm. 14520, National Bureau of Economic Research.
- Levy, S. (2008), *Good Intentions, Bad Outcomes: Social Policy, Informality, and Economic Growth in Mexico*, Washington, D. C., Brookings Institution Press.
- Mayer, T. (2008), "Market Potential and Development", CEPR Discussion Paper, 6798.
- Meza, L. (1999), "Cambios en la estructura salarial de México en el periodo 1988-1993 y el aumento en el rendimiento de la educación superior", EL TRIMESTRE ECONÓMICO, vol. LXVI, núm. 2, pp. 189-226.
- Mion, G. (2004), "Spatial Externalities and Empirical Analysis: The Case of Italy", *Journal of Urban Economics*, vol. 56, núm. 1, pp. 97-118.
- Moreno, J. O. (2007), "Are Formal and Informal Labor Market Wages Different? Analyzing the Gains and Losses from Formalization in Mexico", *Ensayos*, vol. 24, núm. 1, pp. 1-44.
- Moulton, B. R. (1986), "Random Group Effects and the Precision of Regression Estimates", *Journal of Econometrics*, vol. 32, núm. 3, pp. 385-397.

- Moulton, B. R. (1990), "An Illustration of a Pitfall in Estimating the Effects of Aggregate Variables on Micro Unit", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 72, núm. 2, pp. 334-338.
- Niebuhr, A. (2006), "Market Access and Regional Disparities. New Economic Geography in Europe", *Annals of Regional Science*, vol. 40, pp. 313-334.
- OECD (2008) "Declaring Work or Staying Underground: Informal Employment in Seven OECD Countries", Organization for Economic Cooperation and Development, París.
- Puga, D. (2010), "The Magnitude and Causes of Agglomeration Economies", *Journal of Regional Science*, vol. 50, núm. 1, pp. 203-219.
- Redding, S. (2010), "The Empirics of New Economic Geography", *Journal of Regional Science*, vol. 50, núm. 1, pp. 297-311.
- , y A. Venables (2004), "Economic Geography and International Inequality", *Journal of International Economics*, vol. 62, núm. 1, pp. 53-82.
- Revenga, Ana (1997), "Employment and Wage Effects of Trade Liberalization: The Case of Mexican Manufacturing", *Journal of Labor Economics*, vol. 15, pp. 520- 543.
- Robertson, R. (2004), "Relative Prices and Wage Inequality: Evidences from Mexico", *Journal of International Economic*, vol. 64, núm. 2, pp. 387-409.
- Rodríguez-Oreggia, E., M. Lima y A. Villalpando (2006), "Análisis de la informalidad en México y sus premios salariales", *Boletín de los Sistemas Nacionales Estadísticos y de Información Geográfica*, vol. 2, núm. 1, pp. 13-26.
- Rodríguez-Pose, A. (1999), "Convergence or Divergence? Types of Regional Responses to Socioeconomic Change", *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, núm. 90, pp. 363-378.
- Rogers, W. (1994), "Regression Standard Errors in Clustered Samples", *Stata Technical Bulletin*, vol. 3, núm. 13, pp. 19-23.
- Stock, J. H., y M. Yogo (2005), "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression", en D. W. K. Andrews y J. H. Stock (eds.), *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*, Cambridge University Press, Cambridge, pp. 80-108.
- Székely, M. (2005), "Pobreza y desigualdad en México entre 1950 y 2004", *EL TRIMESTRE ECONÓMICO*, vol. LXXII (4), núm. 288, pp. 913-931.
- Tan, H., y G. Batra (1995), "Technology and Industry Wage Differentials: Evidence from three Developing Countries", PSD Occasional Paper, núm. 5, The World Bank.
- World Bank (2004), "Mexico Poverty in Mexico: An Assessment of Conditions, Trends and Government Strategy" World Bank: Report, núm. 28612-ME, Latin America and the Caribbean Region, Poverty Reduction and Economic Management Division.