

ACCESIBILIDAD Y DESIGUALDAD SALARIAL. EVIDENCIA CON MICRODATOS

Carlos Enrique Cardoso-Vargas¹

RESUMEN

Este trabajo examina empíricamente la relación entre el potencial de mercado y los salarios de los trabajadores manufactureros en las entidades federativas de México. El marco conceptual que usamos para probar esta relación se basa en un modelo estándar de Nueva Geografía Económica. En la evaluación examinamos un aspecto poco tratado en la literatura y que es relevante en países en desarrollo, como es la relación de trabajadores informales y economías de aglomeración. Los resultados muestran que después de controlar por las características observables de los individuos, los efectos temporales y la situación de formalidad de los trabajadores, la elasticidad del potencial de mercado sobre los salarios es de 0.082. Estos hallazgos son robustos después de controlar por endogeneidad, así como por diversas variables que refieren a la teoría de aglomeración urbana y autocorrelación espacial. Los resultados sugieren que los trabajadores informales parecen estar más vinculados con firmas de baja productividad, lo cual les restringe su capacidad para incrementar sus conexiones con el exterior y favorecerse de ubicaciones con un alto potencial de mercado. Sin embargo, esto se ve compensado por las externalidades generadas por la presencia de firmas extranjeras.

Palabras clave: Desigualdad salarial, economías de aglomeración, Nueva Geografía Económica, sector formal e informal.

¹ Doctor por la Universidad Autónoma de Barcelona, Departamento de Economía Aplicada de la Universidad Autónoma de Barcelona. Edificio B Campus de la UAB Bellaterra (Cerdanyola del Vallès) C.P.08193, Barcelona, España. Profesor-investigador de El Colegio del Estado de Hidalgo. Calle Miguel Hidalgo núm. 618, Colonia Centro, C.P. 42000, Pachuca, Hidalgo, México. Correo electrónico: CarlosEnrique.Cardoso@uab.cat y carlos.cardoso@elcolegiodehidalgo.edu.mx. Este documento se enmarca dentro del proyecto ECO2010-20718 del Ministerio de Educación y Ciencias de España.

1. INTRODUCCIÓN

En las últimas décadas México emprendió una serie ajustes estructurales y reformas económicas, particularmente relacionadas con hacer del país una economía más globalizada. La liberalización comercial emprendida por México ha tenido efectos diferenciados en la composición laboral y en la estructura salarial de las entidades federativas y en los sectores productivos. Está ampliamente documentado el incremento en la desigualdad salarial ocurrido a finales de los ochentas y principios de los noventas, que coincide con el inicio de la apertura comercial.²

Las explicaciones sobre la desigualdad salarial que México registró durante esa etapa se han centrado en mayor medida en dos hipótesis, el cambio técnico sesgado y las predicciones del Teorema Stolper-Samuelson (TSS). Los trabajos 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 a través del TSS ha sido paradójica, ya 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 Teorema (Esquivel y Rodríguez-López 2003, Robertson 2004, y Chiquiar, 2008). Otros trabajos que han investigado los efectos de la liberalización comercial sobre los salarios son los de Hanson (1996, 1997 y 2003), quien ha encontrado que una parte significativa de los diferenciales salariales de México puede explicarse en función del acceso que tienen las regiones con respecto a los grandes mercados.

² Feenstra y Hanson, (1997); Hanson y Harrison, (1999); Revenga, (1997); Cragg y Epelbaum (2004); Robertson (2004) y Airola y Juhn (2005).

Aunque a nivel internacional existen diversos estudios empíricos que utilizan un marco teórico basado en la Nueva Geografía Económica (NEG), los cuales exponen que el 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) y Head y Mayer (2006), entre otros³. 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 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.⁴

En este trabajo se investiga cómo el potencial de mercado explica las diferencias salariales entre trabajadores manufactureros en las diversas entidades federativas de México. El marco conceptual que usamos para probar esta relación se basa en un modelo estándar de NEG. En específico probamos empíricamente las predicciones de 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 a su localización. La idea básica es que firmas localizadas cerca de los principales mercados incurrirán en menores costos de transporte, tanto al vender sus productos

³ Para una revisión de la literatura véase Head y Mayer (2004) y Redding (2010).

⁴ Hanson (1997) muestra que en 1980, cinco años antes de la entrada de México al GATT, la Ciudad de México concentraba el 44.4% del empleo manufacturero y el 21% se localizaba en los estados fronterizos con EUA. Asimismo, ocho años más tarde la participación de la Ciudad de México en la fuerza laboral manufacturera disminuyó a 33.2% y la de la frontera norte aumentó a 28.2%. Para el año de 1999, ya operando el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) o NAFTA por sus siglas en inglés (North American Free Trade Agreement), la participación de la Ciudad de México se ubicó en 11.4% y la de los estados fronterizos fue de 34.3%, relación que se ha mantenido hasta el año de 2009.

finales como al comprar sus insumos en dichos mercados, lo cual las hace más productivas y podrán recompensar al factor trabajo con mayores salarios.

Este estudio 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 trabajos aplicados a México, en virtud de que utiliza en su evaluación un marco conceptual y una estrategia empírica diferente. Además, este trabajo se suma a los escasos estudios que estiman la ecuación de salarios utilizando microdatos, como lo trabajos de Fally et al. (2010) y Hering y Poncet (2009 y 2010).

Asimismo, este escrito 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 efecto que el potencial de mercado 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 informalidad⁵ representa entre un 30% a un 50% del total de la actividad económica (La Porta y Sheleifer, 2008). Dependiendo del criterio y el período utilizado distintos estudios muestran que la proporción de trabajadores en situación de informalidad en México fluctúa entre un 26 y un 60 por ciento (Gasparini y Tornarolli, 2009; OECD, 2008; Levy, 2008). Estos estatus en el mercado laboral han dado lugar a diferencias en la productividad laboral, la cual incide de diferente manera en la determinación del salario creando una brecha salarial entre el trabajo formal e informal.

⁵ Trabajadores comúnmente identificados con los criterios de falta un contrato laboral, carencia de seguridad social o nulo acceso a un sistema de pensiones, entre otros.

Para abordar este punto utilizamos la información de los ingresos de los individuos varones que laboran en el sector manufacturero, la cual proviene de las muestras aleatorias del 1% provenientes de los Censos de Población y Vivienda de los años 2000 y 2010. Esta fuente de información tiene la ventaja, a diferencia de las encuestas de empleo, de abarcar una muestra más amplia de trabajadores, ya que en promedio para cada censo contamos con 200 mil registros individuales. Además, el uso de datos desagregados nos permite controlar en las estimaciones diversas características individuales de los trabajadores, así como por su condición de formal o informal.

Los resultados muestran que después de controlar por las características observables de los individuos, los efectos temporales y la situación de formalidad de los trabajadores, la elasticidad del potencial de mercado sobre los salarios es de 0.082. Este hallazgo es muy cercano a los obtenidos por otros estudios que han estimado la ecuación de salarios utilizando datos individuales de trabajadores como el de Fally et. al (2010) y Hering y Poncet (2010). La medida de potencial de mercado muestra ser robusta aún después de controlar por endogeneidad, así como por diversas variables que refieren a la teoría de aglomeración urbana y autocorrelación espacial.

Cuando evaluamos la ecuación de salarios de manera separada entre trabajadores informales y formales encontramos ciertos hallazgos. La magnitud del potencial de mercado en el caso de los trabajadores informales es menor que los de su contraparte una vez que controlamos por la presencia del capital extranjero. Esto sugiere que los trabajadores formales se encuentran asociados con firmas que requieren una mayor productividad laboral como aquellas vinculadas con el comercio exterior que se favorecen de una ubicación con una alta accesibilidad a los mercados foráneos. En cambio, los trabajadores informales parecen estar más vinculados con firmas de baja productividad, lo cual les restringe su capacidad para incrementar sus

conexiones con el exterior y favorecerse de ubicaciones con un alto potencial de mercado. Por lo que, el beneficio para este tipo de trabajadores de localizarse en áreas con una mayor accesibilidad proviene de las externalidades positivas generadas por la presencia de firmas extranjeras.

El resto del documento está ordenado de la siguiente manera. En la Sección II exponemos la literatura relacionada; en la Secciones III y IV presentamos el marco teórico y describimos los datos, respectivamente. En la Sección V mostramos los resultados y en la última Sección exponemos las conclusiones.

II. LITERATURA RELACIONADA

Existen dos formas de abordar empíricamente la relación estructural entre salarios y potencial de mercado. En la primera encontramos 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).⁶ Un trabajo pionero en esta estrategia es el de Hanson (2005), quien con un panel de condados de Estados Unidos de América (EUA) de los períodos de 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 encuentran los estudios de Brakman et. al (2004) para Alemania, Mion (2004) para provincias Italianas y Neibuhr (2006) para regiones de 15 países de la Unión Europea, los cuales encuentran una relación positiva entre los salarios y el potencial de mercado.

En la segunda forma encontramos los estudios 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), la cual es derivada sin asumir los

⁶ 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.

supuestos de igualación de salarios reales y perfecta movilidad del trabajo⁷ en el sector de manufacturas como en el modelo de Helpman (1998). En el primer paso 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 esta línea se encuentran los trabajos de Head y Mayer (2006), quienes con datos de 13 industrias manufactureras para 57 regiones europeas muestran que los salarios son la principal vía para el equilibrio y que responden de manera positiva al potencial de mercado. Breinlich (2006), por su parte con una muestra de 193 regiones europeas de 15 países de la Unión Europea, encuentra que el potencial de mercado es importante para determinar el ingreso en dichos países.

Dentro de esta línea empírica gran parte de la literatura se ha centrado en países desarrollados y, en mucha menor medida, en países en vías desarrollo, como es el caso de los estudios de Hearing y Poncet (2010) aplicado a 56 ciudades de China y de Fally, et. al (2010) que considera los estados brasileños. Ambos trabajos encuentran que el potencial de mercado explica una fracción significativa de los diferenciales salariales de los trabajadores.

Aplicando 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, 1997) donde señala que los salarios parecen ser más altos para aquellos estados que se encuentran más cerca del mercado estadounidense que para los ubicados al interior del territorio mexicano.

⁷ En el modelo que utiliza Redding y Venables (2004) se asume que la movilidad del trabajo manufacturero es baja.

III. MARCO TEÓRICO

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

III.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.

$$U_j = M_j^\mu A_j^{1-\mu} \quad \text{donde } 0 < \mu < 1$$

Los términos μ 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) 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 σ representa la elasticidad sustitución entre dos

variedades, las cuales se consideran que son comunes entre regiones⁸. 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 obtenemos 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".

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

Para determinar el total de ventas, q_i , de una firma representativa en la región "i" sumamos las ventas entre todas las regiones de la ecuación [2]. Asimismo, si consideramos la existencia de costos tipo "iceberg" en la entrega de bienes de una región "i" a "j", es decir, tal que para cada unidad enviada sólo una fracción $\left[\frac{1}{T_{ij}} \right]$ alcanza a llegar, entonces la firma en "i" tiene que producir esa proporción "i".

⁸ 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.

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

Por lo 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.

III.2 Comportamiento del productor

Por otra parte, cada firma manufacturera “i” tiene beneficios π_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. Asumimos que los requerimientos de trabajo (l) dependen de un requerimiento fijo (F) y otro marginal (c) que se encuentra en función del producto.

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

Remplazando [6] en [5] y maximizando beneficios obtenemos 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 lo 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] observamos 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 " esta 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], derivamos lo que se denomina 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 $A = \left[\frac{\sigma-1}{\sigma c} \left[\frac{\mu}{q^*} \right]^{1/\sigma} \right]$ 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 salarios⁹ se puede predecir

⁹ 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.

que cuanto mayores sean los niveles de renta de las otras regiones, menores serán los costos de transporte entre las ubicaciones, y exista un mayor gusto por la variedad, los salarios locales se incrementarán.

IV. DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS Y VARIABLES

En esta sección se detallan los datos individuales utilizados, así como la construcción de la medida de potencial de mercado a nivel estatal que son utilizadas en la estimación de la ecuación de salarios.

IV.1 Datos individuales

En la estimación empírica de la ecuación de salarios utilizamos microdatos provenientes de las muestras aleatorias del 1% de los Censos de Población de Vivienda (CPyV) de los años 2000 y 2010 elaboradas por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). Esta fuente contiene información detallada sobre ingresos, nivel educativo, edad, género, ocupación, lugar de residencia y trabajo de la población en México.

De esta información consideramos únicamente a los individuos varones cuya edad estuviera 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 México (SCIAN). Nuestra muestra contempla a más de 200 mil trabajadores para cada año repartidos entre las 32 entidades federativas (incluido el Distrito Federal) en que se encuentra dividido México. El uso de ambos censos no sólo nos permite cubrir la etapa post-TLCAN sino también un período en el que México incrementó su apertura comercial que lo llevó a finales del año de 2009 a contar con 11 tratados comerciales con 43 países.

La medida de salarios que usamos corresponde al ingreso por trabajo, la cual 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 para ambos censos.

IV.2 Construcción del potencial de mercado

Para la construcción de la medida de potencial de mercado a nivel estatal contenida en la ecuación [10], usamos la estrategia propuesta por Head y Mayer (2006)¹⁰. 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 a de cada país. Para computar las medidas a nivel estatal, se usa el potencial de mercado México y se reparte a cada entidad de acuerdo a la proporción que tiene el gasto estatal dentro del gasto nacional. Para esto último, utilizamos la participación que tiene el PIB estatal dentro del PIB nacional.

Paso 1. Estimación de la ecuación gravitatoria

Multiplicando ambos lados de la ecuación [2] por $v_i(p_i q_{ij})$ y tomando logaritmos, obtenemos que las exportaciones de "i" hacia "j", que se pueden expresar como:

$$\ln(X_{ij} = v_i p_i q_{ij}) = \ln s_i + \ln \phi_{ij} + \ln m_j \quad [11]$$

Donde $\ln s_i = v_i p_i^{1-\sigma}$ refleja la capacidad de exportar de un país "i" y $\ln m_j = (G_j^{1-\sigma} E_j)$ relaciona la capacidad para importar por parte de un país "j", las cuales pueden ser capturadas

¹⁰ A diferencia de la metodología pionera de Redding y Venables (2004), en la estimación de la ecuación gravitatoria para la construcción del potencial de mercado, Head y Mayer (2006), emplean los flujos internos de comercio de los países. Para una discusión sobre las diferencias en el cómputo del potencial de mercado usando ambas estrategias empíricas ver Mayer (2008).

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. Para ϕ_{ij} suponemos que depende multiplicativamente de la distancia entre dos localizaciones “i” y “j” (d_{ij}) y de un conjunto de variables dummy que captan el costo transporte intrapaís -efecto de cruce de frontera- (B_{ij}), así como de la contigüidad entre los países (C_{ij}), 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:

$$\ln X_{ij} = FX_i + FM_j - \delta \ln d_{ij} - \theta B_{ij} + \alpha C_{ij} + \theta L_{ij} + \psi Col_{ij} + \lambda Ac_{ij} + \zeta_{ij} \quad [12]$$

La ecuación [12] la estimamos mediante MCO para los años 2000 y 2010, utilizando la información de los flujos de comercio bilaterales de 155 países, incluido México, procedentes del Fondo Monetario Internacional. Los flujos X_{it} son computados como producción menos exportaciones. Los datos de producción para los países miembros de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE) provienen de la base de datos OCDE Stan. Para el resto de países, los datos de producción se aproximaron con la suma de su sector primario y secundario de cada país, estas cifras provienen de World Development Indicators 2009.¹¹ Para el cálculo de las distancias bilaterales entre países, aplicamos la fórmula de gran círculo.¹² 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, efectos frontera, lenguaje, vínculos coloniales y acuerdos comerciales provienen

¹¹ 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.

¹² 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) de los puntos.

de la base de datos del CEPII (Centre d'Etudes Prospectives et d'Informations Internationales).¹³

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

Con los parámetros estimados¹⁴ y el efecto fijo de exportador \widehat{FM}_j para México obtenido de la regresión de [12], así como con las distancias entre entidades federativas y las proporciones del PIB estatal¹⁵ con respecto al nacional (y_s/y_j) , como proxy del gasto como en Head y Mayer (2006), definimos el potencial de mercado de cada entidad federativa “s” con respecto a todos los otros estados y países “j” como:

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

En el cual:

$$PM_s^{Interno} = d_{ss}^{\hat{\delta}} (y_s/y_j) \exp(\widehat{FM}_j) \Big|_{j=México};$$

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

$$PM_s^{Interestatal} = \sum_{j \neq s} d_{sj}^{\hat{\delta}} (y_s/y_j) \exp(\widehat{FM}_j) \Big|_{j \in México}$$

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

¹³ <http://www.cepii.fr/anglaisgraph/bdd/distances.htm>

¹⁴ Los resultados de las estimaciones no se muestran en el presente documento, sin embargo, pueden ser solicitados al autor.

¹⁵ Los datos de PIB provienen del INEGI y no consideran los montos de extracción de petróleo.

Donde el término (d_{sj}) es la distancia más corta entre una entidad federativa “s” y una “r”, la cual es calculada utilizando el software de información geográfica (ArcGis), mediante la aplicación del algoritmo para la obtención de la ruta optima a la información de la red de carretera contenida en los mapas digitales del INEGI y del Instituto Mexicano del Transporte

V. Estimaciones

V.1 Estimación de la ecuación de salarios

Para la estimación empírica de la ecuación de salarios le aplicamos logaritmos a [10] e incluimos los subíndices de tiempo, así como efectos temporales, con lo cual obtenemos la siguiente especificación:

$$[13] \quad \ln W_{it} = a_i + b \ln PM_{it} + \gamma_t + \epsilon_{it}$$

Donde $a = \ln(A)$ y $b = (1/\sigma)$. La ecuación [13] la estimamos considerando a los trabajadores manufactureros de las 32 entidades federativas de México para los años 2000 y 2010, utilizando los datos provenientes de los Censos de Población y Vivienda descritos en la sección IV.1, así como la medida de potencial de mercado computada en el apartado IV.2.

La estructura de los datos utilizados puede dar lugar a un problema de clustering en los errores. Moulton (1986, 1990) muestra que cuando micro datos son regresionados con respecto a variables agregadas, los errores estándar obtenidos por 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. El problema de clustering se trata aquí corrigiendo los errores estándar de nuestras estimaciones considerando la correlación que existe entre individuos

dentro del cluster (entidad federativa-industria-año), para lo cual seguimos el procedimiento propuesto por Roger (1994).

Otro aspecto a tomar en cuenta en nuestras estimaciones es que la variable de potencial de mercado es calculada con base en 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 booststraping a nuestras estimaciones.

V.1.1 Estimación base

En la columna (1) de la Tabla 4 se muestran los resultados de la estimación de la ecuación [14]. La elasticidad de los salarios con respecto al potencial de mercado es positiva y significativa al 1 por ciento, lo que confirma los hallazgos preliminares que observamos cuando describimos los datos, en el sentido de que los salarios eran altos en entidades con un mayor potencial de mercado.

Para verificar la consistencia de la relación entre salarios y potencial de mercado, paulatinamente vamos introduciendo controles sobre nuestra 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 mercado de trabajo de México es que una gran parte de su fuerza laboral se encuentra en situación de informalidad, comúnmente identificada por la falta de un contrato laboral o el no cumplimiento de regulaciones laborales como la seguridad social y sistemas de pensiones, entre otros. Dependiendo del criterio y el período utilizado, distintos

estudios muestran que la proporción de trabajadores en situación de informalidad en México fluctúa entre un 26 y un 60 por ciento¹⁶.

Levy (2008) estima que el costo que enfrenta una empresa al contratar un trabajador formal a uno informal fluctúa entre 30 y 35 por ciento, lo que sugiere la existencia de una mayor productividad de los empleados formales sobre los informales, en por lo menos esas magnitudes. Trabajos 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 nuestra estimación incluimos una variable dummy para identificar si el trabajador es formal o informal. La condición informalidad la definimos como la ausencia de un esquema de seguridad social por parte del trabajador¹⁷.

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 el 50% en su magnitud. Por su parte, el coeficiente de la variable dummy de formalidad es positivo y altamente significativo. La magnitud del coeficiente nos indica que si tomamos un trabajador formal e informal con los mismos niveles de acceso al mercado, edad, experiencia y nivel educativo, en promedio los trabajadores formales ganan 22% más que los informales.

¹⁶ 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 porcentaje de trabajadores informales se ubicó en 59%. La OECD (2008), bajo la definición de trabajadores no registrados en la seguridad social, muestra que el año 2005 el porcentaje de trabajos informales como proporción de los empleos no agrícolas fue cercano al 35% y con el criterio de trabajadores sin contrato laboral ese porcentaje se ubica en aproximadamente un 26 por ciento. Levy (2008), con la definición de seguridad social encuentra en el año de 2006 que el porcentaje de informales dentro del total de la fuerza laboral fue de 58 puntos.

¹⁷ Esta definición la usamos por dos razones: se relaciona con el hecho de que los CPyV no permiten identificar si el individuo cumple con alguna contribución fiscal o si cuenta con un contrato de trabajo derivado de su actividad; obedece a que el registro de los trabajadores ante la seguridad social supone que el contratante implícitamente cumple con ciertas disposiciones fiscales y laborales.

El impacto de la incorporación de efectos fijos de industria en la estimación de nuestra ecuación de salarios (columna 3) no afectan sobremanera los resultados que habíamos obtenido, ya que 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 los efectos fijos de industria para explicar las diferencias de salarios.

En la columna (4) introducimos efectos fijos de región en la especificación de la ecuación de salarios; esto ocasiona un incremento en el coeficiente del potencial de mercado que lo lleva a ubicarse en 0.095. Este incremento muestra la existencia de diferencias intrarregionales de potencial significativas. Con la dummy regional controlamos la distancia a la frontera, así como diferencias en las dotaciones de factores, amenities, infraestructura y políticas locales.

Tabla 4: Estimación de la ecuación de salarios

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

Nota: **, *, +, indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Los errores estándar son corregidos utilizando bootstrapping de 100 repeticiones de clusters al nivel estado-año-industria.

En la última estimación de la Tabla 4 incluimos efectos fijos de ocupación de los trabajadores. Mediante esta especificación encontramos 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 que en lo subsecuente denominamos estimación base, podemos explicar aproximadamente un 51% de las diferencias de salarios entre los trabajadores manufactureros en nuestros dos años de estudio. Un aspecto relevante en la estimación de nuestra ecuación de salarios es la existencia del problema de endogeneidad. Este problema deriva del hecho de que trabajadores en entidades federativas con un alto potencial de mercado pueden estar recibiendo altos salarios, los cuales inciden positivamente en el poder de compra de esas localidades y esto deriva a su vez en un aumento de su potencial de mercado.

Para abordar el problema de endogeneidad hacemos uso de variables instrumentales (VI) en nuestras estimaciones. Como instrumento inicial usamos el componente de libertad de comercio (trade freeness) $P_{it} = \sum_j \phi_{ijt}$, propuesto por Mayer (2008). Esta variable la computamos a partir de nuestra ecuación de comercio y tiene la ventaja de variar sobre el tiempo y por entidad federativa. En la segunda fila de la Tabla 5 observamos que el coeficiente del potencial de mercado obtenido mediante el uso de este instrumento es de 0.067 el cual es inferior al obtenido en nuestra estimación base. El estadístico de Hausman-Wu no nos brinda evidencia para rechazar la hipótesis nula de exogeneidad del potencial de mercado al 1%, con lo cual la estimación por VI no es significativamente diferente de estimar por MCO. El estadístico J de Hansen de sobre identificación de restricciones nos da evidencia para rechazar la hipótesis nula de existencia de correlación entre este instrumento y el término de error de nuestra ecuación. Por su parte, el estadístico F de Cragg-Donald Wald supera los valores críticos propuestos por Stock-Yogo (2005) al nivel crítico de del 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 espacio¹⁸. 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 los test de significación (Anselin, 1988). Para atender el asunto de la dependencia espacial seguimos un procedimiento parecido al descrito en Rodríguez-Posé (1999), que utiliza variables ponderadas por la media nacional para aliviar el problema de autocorrelación espacial¹⁹. En la Tabla 5 línea 4 reportamos el coeficiente del potencial de mercado cuando controlamos por autocorrelación espacial, el cual es idéntico al que obtuvimos en nuestra estimación base. Este hallazgo nos indica que el problema de autocorrelación no afecta los resultados de nuestras estimaciones

Tabla 5: Pruebas de robustez

Variable	Elasticidad	Desviación Estándar
1 PM (estimación base)	0.082**	0.008
2 IV: Trade freeness	0.067**	0.018
Wu-Hausman test: 1.207	p-value: 0.271	
Sargan test-statistic	p-value: 0.000	
Test de debilidad de instrumentos: 825.044		
3 PM controlando por autocorrelación espacial	0.082**	0.008

Nota: **, *, +, indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Los errores estándar son corregidos utilizando bootstrapping de 100 repeticiones de clusters al nivel estado-año-industria.

¹⁸ Los documentos de Niebuhr (2006) y Hering y Poncet (2007) son de los pocos estudios que han abordado el problema de dependencia espacial en la estimación de la ecuación de salarios.

¹⁹ Nuestras variables expresadas en logaritmos son ponderadas por la media nacional y después las expresadas en logaritmos.

V.1.2 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 puede deberse a que esté capturando 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 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 cercanías de algunas fuentes naturales (ríos, minas, bosques, etc..) y que esta productividad se refleja en salarios más altos. El segundo vínculo considera que cuanto más aglomerada o densa es un área en términos de empleo, es más probable que pueda darse mayores spillovers de conocimiento entre firmas y trabajadores, que derivarían en un incremento en la productividad de la firma y por lo tanto un mayor salario²⁰. El último vínculo, 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 el stock de capital humano promedio de su entorno territorial.

Respecto al primer vínculo, consideramos que con la inclusión de efectos fijos de región en nuestra estimación base controlamos diferencias en políticas y dotaciones entre regiones de México. Ahora bien, para verificar que los resultados obtenidos del potencial de mercado no sean debido a los dos vínculos restantes, incorporamos paulatinamente dentro de nuestra

²⁰ Los trabajos de Ciccone y Hall (1996) y Harris y Ioannides (2000) han encontrado evidencia a favor de esta línea.

estimación base diversas medidas que aproximan dichas relaciones, tal y como se muestra en la tabla 6, donde la columna (1) es nuestra estimación base.

En la regresión de la columna (2) de la Tabla 6 incorporamos el logaritmo del índice de especialización dentro de nuestra estimación base, a fin de controlar la existencia de economías de localización derivadas de la especialización de ciertas industrias en las entidades federativas. La variable de especialización la calculamos como $IE_{ist} = (emp_{ist}/emp_{it}) / (emp_{st}/emp_t)$, donde IE_{ist} es el índice de especialización del estado “i” en la industria “s” en el período “t”; emp_{ist} es el número de empleados en la industria “s” dentro del estado “i” en el período “t”, emp_{it} y emp_{st} es el número de empleados en el estado “i” y en la industria “s” en el período “t”, respectivamente²¹. Los resultados muestran una relación positiva entre especialización productiva y salarios, por lo que argumentamos 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 al resto de variables las deja inalteradas.

Posteriormente, consideramos en nuestra estimación 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 la calculamos como el logaritmo del número de trabajadores laborando en el sector manufacturero y de servicios (Ln TMS), y para el segundo computamos la inversa del índice de Hirschman-Herfindahl $div_{it} = \frac{1}{\sum_s \left(\frac{emp_{ist}}{emp_{st}}\right)^2}$ como se describe en Duranton y Puga (2000). En ambos casos las variables varían entre entidades federativas y por año. Las columnas (3) y (4) de la tabla 6 presentan las regresiones de nuestra

²¹ Para la construcción de esta variable utilizamos la información de los Censos Económicos, cuya fuente es el INEGI.

estimación base controlando por el tamaño de empleo y la diversidad, respectivamente. Los coeficientes de ambas variables muestran ser no significativos y su inclusión no modifica substancialmente 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, sector y año. La regresión en la columna (5) de la Tabla 6 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 nuestra estimación obedece a que las dummies de ocupación y de industria ya recogen el impacto que tiene sobre los salarios.

Finalmente, un aspecto que controlamos en nuestra 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, encuentran evidencia de que salarios altos están asociados con la presencia de inversión extranjera; las firmas manufactureras extranjeras retribuyen en un 21.5% más a sus trabajadores calificados y en un 3.3% a los trabajadores no calificados que las firmas nacionales. Feenstra y Hanson (1997), mediante el uso de los Censos Industriales encuentran 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. Firms 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 controlar esta fuente de desigualdad en nuestras estimaciones incorporamos en la regresión de la columna (6) el logaritmo del stock de inversión extranjera directa a nivel estatal²². Esta variable estaría captando la presencia de externalidades derivadas de la cercanía de capital extranjero. Los hallazgos muestran una relación positiva entre esta variable y los salarios, lo cual 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 reducción de 0.084 a 0.65, 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.

Tabla 6: Ecuación de salarios controlando por economías de aglomeración

	Variable dependiente logaritmo de salarios mensuales						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Ln PM	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)
edad	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)
edad2	-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)
Escolaridad	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)
Formal	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 especialización		0.017* (2.06)					0.019* (2.43)
Ln TMS			0.003 (0.34)				-0.019 (-1.11)

²² El stock de IED es calculada mediante el método de inventarios perpetuos con la formula $K_{it} = K_{it-1}(1 - \delta) + J_{it}$. Los datos de los flujos de IED por entidad federativa provienen del INEGI.

Ln diversidad					-0.005 (-0.14)		
Ln porcentaje profesionales					-0.001 (-0.07)		0.000 (0.03)
Ln IED stock						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)
Efecto fijos ocupación/ industria / región /año							
N	464256	464136	464256	464256	462813	464256	462702
R ²	0.418	0.509	0.509	0.509	0.509	0.509	0.510

Nota: **, *, +, indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Los errores estándar son corregidos utilizando bootstrapping de 100 repeticiones de clusters al nivel estado-año-industria.

En la última columna de la Tabla 6 combinamos el efecto de todas las variables, excepto la de diversidad y encontramos que el coeficiente del potencial registra una elasticidad de 0.073, permaneciendo muy significativo 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 muestran ser no significativos.

V.1.3 Ecuación de salarios entre trabajadores formales e informales

En esta sección evaluamos el impacto 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 un mayor acceso al mercado.

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 detectadas 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 con respecto al potencial de mercado, realizamos estimaciones separadas para los dos tipos de trabajadores.²³

Comparando los resultados de las columnas (1) y (7) de la Tabla 7 observamos que el impacto del potencial del mercado sobre los salarios es ligeramente mayor para los trabajadores informales que para los formales. Estos resultados sugieren que ambos tipos de trabajadores se benefician de las economías de aglomeración emanadas de un mayor acceso al mercado. Por otro lado, encontramos 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 de México, que a mayor nivel de educación menor es la probabilidad de estar en el sector informal.

Una vez que incorporamos como control la especialización (columna 2), vemos que para los trabajadores formales los coeficientes de todas las variables permanecen inalterados y significativos al 1%. Por su parte, 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 resulta ser positivo y significativo al 1%. Estos resultados sugieren que los

²³ Otro aspecto que también indagamos fue el impacto del potencial de mercado sobre trabajadores calificados y no calificados, sin embargo no encontramos diferencias significativas en el coeficiente del potencial estimado para los salarios de ambos tipos de trabajadores.

trabajadores informales, al tener menor de nivel de escolaridad, se benefician de las externalidades que genera la concentración de trabajadores en sectores específicos dentro de los estados.

Cuando introducimos a la estimación base el porcentaje de profesionistas, no encontramos prácticamente ningún cambio sobre los coeficientes del potencial de mercado y del resto de variables, tanto para el caso de los trabajadores formales como para los informales (columnas 3 y 9). Además, en ambos casos el coeficiente de nuestra variable de porcentaje de profesionistas mostró ser negativa y no significativa.

Al controlar por tamaño de empleo dentro de cada estado, observamos que 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) vemos que aunque la variable de control no es significativa, su introducción redujo el coeficiente del potencial de mercado en un 8% (con respecto a la columna 7), lo cual refuerza la idea de que este tipo de trabajadores se beneficia de la aglomeración de la actividad económica para compensar de alguna forma su bajo desempeño educativo.

Las diferencias más importantes en el impacto del potencial de mercado sobre ambos tipos de trabajadores las encontramos cuando incorporamos la inversión extranjera en la estimación base. Al comparar el coeficiente del potencial de mercado de la columna 5 con respecto al obtenido en la especificación número 1, notamos que su magnitud sobre los salarios de los trabajadores formales disminuyó ligeramente y permaneció altamente significativa. En contraparte, el coeficiente del potencial de mercado en el caso de los trabajadores informales

obtenido en la estimación 11 se contrajo en casi un 50 por ciento con respecto a la especificación de la columna 7 y su significancia estadística se ubicó en un 5 %.

Lo anterior sugiere que los trabajadores formales se encuentran asociados con actividades que requieren una mayor productividad laboral como aquellas vinculadas con el comercio exterior o en manufactura de alta y mediana tecnología que se favorecen de una ubicación con una alta exposición al exterior. En cambio, para los informales parece que el efecto del potencial se puede relacionar con empleados laborando en actividades donde las empresas optan por un tamaño pequeño, lo cual las restringe para aumentar su productividad e incrementar sus conexiones con los grandes mercados. Por lo que, el beneficio para este tipo de trabajadores de localizarse en áreas con una mayor accesibilidad proviene de las externalidades positivas generadas por la presencia de firmas extranjeras.

En las últimas estimaciones para los trabajadores formales (columna 6) y los informales (columna 12) encontramos dos situaciones distintas. El coeficiente del potencial de mercado para los formales aparece inalterado con relación al valor de la columna 1, una vez que incorporamos en la regresión todas las variables de control. En contraparte, el coeficiente del potencial de mercado de los trabajadores informales ascendió a 0.068, el cual es relativamente mayor que el valor alcanzado en la estimación previa. Este valor refleja que los trabajadores informales pueden beneficiarse en una mayor medida del acceso a los mercados conforme se encuentre en un área más especializada y de la presencia de empresas extranjeras.

Tabla 7: Estimación de la ecuación de salarios de acuerdo al estatus del trabajador

	Variable dependiente logaritmo de salarios											
	Formales						Informales					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Ln PM	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)	0.047* (2.28)	0.068** (2.63)
edad	0.040** (45.60)	0.040** (51.81)	0.040** (54.80)	0.040** (37.09)	0.040** (37.30)	0.040** (54.97)	0.056** (50.21)	0.056** (73.33)	0.057** (88.34)	0.056** (62.09)	0.057** (48.21)	0.057** (50.19)
edad2	-0.000** (-31.62)	-0.000** (-41.07)	-0.000** (-42.93)	-0.000** (-25.91)	-0.000** (-26.52)	-0.000** (-38.07)	-0.001** (-46.66)	-0.001** (-79.22)	-0.001** (-70.84)	-0.001** (-60.52)	-0.001** (-45.57)	-0.001** (-40.63)
Escolaridad	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** (15.66)	0.025** (14.95)	0.025** (16.86)	0.025** (19.63)	0.025** (28.02)
Ln especialización		0.009 (1.36)				0.010+ (1.82)		0.045** (2.91)				0.048** (3.50)
Ln porcentaje profesionales			-0.007 (-0.71)			-0.005 (-0.39)			-0.016 (-1.58)			-0.013 (-0.85)
Ln TMS				-0.003 (-0.30)		-0.013 (-0.89)				0.005 (0.26)		-0.024 (-1.43)
Ln IED stock					0.003 (0.73)	0.007 (1.28)					0.020** (2.98)	0.025** (4.16)
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)	5.329** (12.29)	5.011** (9.58)
Efecto fijos ocupación/ industria / región /año												
N	286468	286468	286080	286565	286565	285990	177691	177668	176733	177691	177691	176712
R ²	0.429	0.429	0.429	0.429	0.429	0.430	0.232	0.235	0.232	0.232	0.233	0.238

Nota: ***, **, +, indican significancia al 1%, 5% y 10%, respectivamente. Los errores estándar son corregidos utilizando bootstrapping de 100 repeticiones de clusters al nivel estado-año-industria. Se considera trabajador formal aquel que cuentan con seguridad social e informal al que se encuentra en el caso contrario.

VI. CONCLUSIONES

En este documento examinamos el impacto que tiene el potencial de mercado sobre las desigualdades salariales de los trabajadores manufactureros de México. Las estimaciones muestran evidencia de la relación positiva que existe entre potencial de mercado y salarios, aún después de controlar por características observables de la fuerza laboral. Estos resultados mostraron ser robustos y encontrarse en línea con los encontrados por otros estudios empíricos realizados para países en vías de desarrollo como Brasil y China. También los resultados del potencial muestran ser consistentes después de controlar diversas variables asociadas comúnmente a la Teoría de la aglomeración. Cuando consideramos por separado a los trabajadores informales y los formales, encontramos que una vez que controlamos por capital extranjero, los primeros se benefician en menor medida del potencial de mercado, en virtud de que laboran en firmas con baja productividad que tienen bajos vínculos con los otros mercados foráneos, lo impide favorecerse de de ubicaciones con un alto potencial de mercado.

A la luz de los resultados, una política para disminuir la desigualdad salarial de los trabajadores manufactureros debe basarse en incrementar la accesibilidad a los mercados de las entidades federativas no fronterizas con los EUA, principalmente, las ubicadas en la región sur de México. La estrategia se debe de enfocar en vincular 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. Estas políticas, también deberían de estar apoyadas por una estrategia de logística que involucre, tanto planes de consolidación-distribución de productos para pequeñas empresas que no pudieran hacer frente a los costos de transporte, como la optimización de rutas de distribución en general.

Existen diversos aspectos a profundizar en este trabajo y que se dejan como parte de una futura investigación. Por un lado, se requiere indagar más respecto al efecto del potencial de mercado sobre trabajadores formales e informales que laboran en distintas actividades económicas, esto daría más evidencia de los impactos diferenciados que tiene la accesibilidad a los mercados en cada tipo de trabajador. Por otro, los resultados abren el debate sobre la conveniencia de contar con estos dos tipos de trabajadores (formales e informales) en países en desarrollo, en virtud, de que su sola existencia contribuye al incremento de la desigualdad.

BIBLIOGRAFÍA

Anselin, Luc (1988), *Spatial Econometrics*, Kluwer, Dordrecht.

Ariola, Jim & Chinhui Juhn. (2005). "Wage Inequality in Post-Reform Mexico." *IZA Discussion paper series*. Mo. 1525

Aitken, Brian, Harrinson, Ann & Robert E., Lipsey (1996). "Wages and foreign ownership. A comparative study of Mexico, Venezuela, and the United States". *Journal of International Economic*, Vol. 40, pp. 345-371.

Brakman, Steven, Harry Garretsen, & Marc Schramm (2004), "The Spatial Distribution of Wages and Employment: Estimating the Helpman-Hanson Model for Germany," *Journal of Regional Science*, Vol. 44(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 Werner, A., (2002), "Salarios Relativos y Liberalización del Comercio en México". *El Trimestre Económico* Vol. 69, No. 273(1), pp. 123– 142.

Chiquiar, Daniel (2008) "Globalization, regional wage differentials and the Stolper–Samuelson Theorem: Evidence from Mexico," *Journal of International Economics*. Vol. 74(1), pp. 70-93.

Ciccone, Antonio & Hall, Robert (1996), "Productivity and the Density of Economic Activity". *American Economic Review* Vol. 86(1), pp. 54-70.

Cragg, Michael Ian & Mario 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, pp. 99-116

Gilles Duranton (2008), "Viewpoint: From Cities to Productivity and Growth in Developing Countries", *Canadian Journal of Economics*, 41(3), 689-736

Duranton, Gilles & Diego, Puga (2000), "Diversity and specialisation in cities: Why, where and when does it matter?", *Urban Studies*, Vol. 37(3), pp. 533–555.

Esquivel, Gerardo & J. Rodríguez López (2003), "Technology, trade, and wage inequality in Mexico before and after NAFTA", *Journal of Development Economics*, Vol. 72 (2), pp. 543-565.

Esquivel, Gerardo y Juan Luis Ordaz-Díaz (2008), "¿Es la política social una causa de la informalidad en México?", *Ensayos*, Vol. 26(1), pp. 1-32. UANL, México

Fally, Thibault, Paillacar, Rodrigo & Terra, Cristina (2010), "Economic geography and wages in Brazil: Evidence from micro-data", *Journal of Development Economics*, Vol. 91(1), pp. 155–168.

Feliciano, Zadia. (2001), "Workers and trade liberalization: the impact of trade reforms in Mexico on wages and employment", *Industrial and Labor Relations Review*, Vol 55, No. 1, pp. 95-115.

Feenstra, Robert & Gordon Hanson (1997) "Foreign Direct Investment and Relative Wages: Evidence from Mexico's Maquiladoras." *Journal of International Economics* 42: 371-93.

Fujita, Matsushita, Paul, Krugman & Anthony, Venables (1999), *The Spatial Economy*, MA. MIT Press.

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*, pp. 13-80.

Hanson, Gordon (1996), "Localization Economies, Vertical Organization, and Trade", *The American Economic Review*, Vol. 86, No. 5, pp. 1266-1278.

Hanson, Gordon (1997), "Increasing Returns, trade and the regional Structure of Wages"; *The Economic Journal*, Vol. 107, No. 440, pp. 113-133.

Hanson, Gordon (2003), "What Has Happened to Wages in Mexico since NAFTA?," *NBER Working Papers* 9563, National Bureau of Economic Research, Inc.

Hanson, Gordon (2005), "Market potential, increasing returns and geographic concentration", *Journal of International Economics*, Vol. 67 (1), pp. 1-24.

Hanson, Gordon (2007), “Emigration, Labor Supply, and Earnings in Mexico”, in George J. Borjas (Ed.), *Mexican Immigration to the United States*. University of Chicago Press, pp. 289-328

Hanson, Gordon, & Ann Harrison (1999), “Trade Liberalization and Wage Inequality in Mexico”, *Industrial and Labor Relations Review*, Vol. 52, No. 2, pp. 271-288.

Harris, T.F. & Ioannides, M. (2000), “Productivity and metropolitan density”, mimeo.

Head, Keith & Terry Mayer (2004) “The Empirics of agglomeration and trade”, in Henderson, J.V. y Thisse, J.F. (Eds) *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol 4, Amsterdam, North-Holland.

Head, Keith, & Thierry Mayer (2006), “Regional Wage and Employment Responses to Market Potential in the EU,” *Regional Science and Urban Economics*, Vol. 36(5), pp. 573–594.

Helpman E. (1998). “The size of regions”, in D. Pines, E. Sadka and I. Zilcha (eds). *Topics in Public Economics*, Cambridge: Cambridge University Press.

Hering, Laura & Poncet, Sandra (2010), “The impact of economic geography on wages: Disentangling the channels of influence”, *China Economic Review*, Vol. 20(1) pp. 1-14

Hering, Laura & Poncet, Sandra (2010), "Market Access Impact on Individual Wage: Evidence from China", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 92(1), pp. 145–159

Krugman, Paul (1991), “Increasing returns and economic geography”. *Journal of political economy*, Vol. 99, no. 3, pp. 483-499.

La Porta, Rafael & Andrei Shleifer (2008) “The Unofficial Economy and Economic Development”, Working Paper Series, No. 14520, National Bureau of Economic Research

Levy, Santiago (2008), *Good Intentions, Bad Outcomes: Social Policy, Informality, and Economic Growth in Mexico*. Washington, DC: Brookings Institution Press.

Mayer, T. (2008). “Market Potential and Development”, *CEPR Discussion Paper*, 6798

Meza, Liliana (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 (2), núm. 262, abril-junio, pp. 189-226.

Mion, Giordano (2004), “Spatial Externalities and Empirical Analysis: The Case of Italy,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 56(1), pp. 97–118.

Moreno, Jorge O. (2007), “Are Formal and Informal Labor Market Wages Different? Analyzing the Gains and Losses from Formalization in Mexico.” *Ensayos*, Vol. 24(1), pp. 1-44. UANL, México.

Moulton, Brent R. (1986), “Random Group Effects and the Precision of Regression Estimates,” *Journal of Econometrics*, Vol.32, No.3, pp. 385–397.

Moulton, Brent 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(2), pp. 334-38.

Niebuhr, A. (2006), “Market access and regional disparities”. *The Annals of Regional Science*, Vol. 40, No. 2, pp. 313-334.

OECD (2008) “Declaring Work or Staying Underground: Informal Employment in Seven OECD Countries”, Organization for Economic Cooperation and Development. Paris.

Redding, Stephen (2010), “The empirics of new economic geography”, *Journal of Regional Science*, Vol. 50(1), pp. 297-311.

Redding, Stephen & Venables Anthony (2004), “Economic geography and international inequality”, *Journal of International Economics*, Vol. 62(1), pp.53-82.

Revenge, Ana, (1997), “Employment and Wage Effects of Trade Liberalization: The Case of Mexican Manufacturing”. *Journal of Labor Economics*, Vol. 15, pp. 520– 543.

Robertson, Raymond. (2004), “Relative prices and wage inequality: evidences from Mexico”, *Journal of International Economic*, Vol. 64(2), pp. 387-409.

Rodríguez-Pose, A. (1999), “Convergence or divergence? Types of Regional Responses

to Socioeconomic Change”. *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, Vol. 90, pp. 363-378.

Rodríguez-Oreggia y Roman, Eduardo; Lima, M; y Villalpando, A. (2006), “Análisis de la informalidad en México y sus premios salariales”. Boletín de los Sistemas Nacionales Estadísticos y de Información Geográfica. México. Abril.

Rogers, William (1994), “Regression Standard Errors in Clustered Samples,” *Stata Technical Bulletin*, Vol. 3(13), pp. 19–23

Stock, J.H. & Yogo, M. (2005) “Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression”. En D.W.K. Andrews and J.H. Stock, eds. *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg*. Cambridge: Cambridge University Press, 2005, pp. 80–108.

Tan, H. y G. Batra (1995), “Technology and industry wage differentials: evidence from three developing countries”, PSD Occasional Paper, no. 5, The World Bank.

World Bank (2004), “Mexico Poverty in Mexico: An Assessment of Conditions, Trends and Government Strategy”. *World Bank: Report No. 28612-ME* Latin America and the Caribbean Region, Poverty Reduction and Economic Management Division.