

## Artículos

### **El impacto del crédito bancario sobre el desarrollo humano en México: un análisis de datos panel a nivel estatal, 2004-2016**

*Lizethe Berenice Méndez-Heras, Francisco Venegas-Martínez, Diego Emilio Linthon-Delgado*

### **Desigualdad salarial en los subsectores manufactureros en México, 2007-2018**

*Brenda Murillo-Villanueva, Yolanda Carbajal Suárez, Leobardo de Jesús Almonte*

### **Efectos de la gran recesión sobre la distribución del ingreso en México**

*Maria del Rosario Ruiz Hernandez, Leonardo Adalberto Gatica*

### **Crecimiento económico y gasto público en salud según población objetivo en México**

*Jorge José Luis Reynoso-González, Adrián De León Arias*



**UANL**

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN

Universidad Autónoma de Nuevo León

Facultad de Economía

Centro de Investigaciones Económicas



# UANL

UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN®

## Universidad Autónoma de Nuevo León

### Rector

Dr. med. Santos Guzmán López

### Secretario General

Dr. Juan Paura García

### Secretario Académico

Dr. Jaime Arturo Castillo Elizondo

### Secretario de Extensión y Cultura

Dr. José Javier Villarreal Álvarez Tostado

### Director de Editorial Universitaria

Lic. Antonio Jesús Ramos Revillas

### Directora de la Facultad de Economía

Dra. Joana Cecilia Chapa Cantú

### Director del Centro de Investigaciones Económicas

Dr. Edgar Mauricio Luna Domínguez

### Editor Responsable

Dr. Jorge Omar Moreno Treviño

### Editores Asociados

Dr. Edgar Mauricio Luna Domínguez

Dr. Daniel Flores Curiel

Dra. Cinthya Guadalupe Caamal Olvera

Dra. Joana Cecilia Chapa Cantú

### Consejo Editorial

Alejandro Castañeda Sabido (Comisión Federal de Competencia Económica, México)

Dov Chernichovsky (University of the Negev, Israel)

Richard Dale (University of Reading, Inglaterra)

Alfonso Flores Lagunes (Syracuse University, EUA)

Chinhui Juhn (University of Houston, EUA)

Timothy Kehoe (University of Minnesota, EUA)

Félix Muñoz García (Washington State University, EUA)

Salvador Navarro (University of Western Ontario, Canadá)

José Pagán (The New York Academy of Medicine, EUA)

Elisenda Paluzie (Universitat de Barcelona, España)

Leobardo Plata Pérez (Universidad Autónoma de San Luis Potosí, México)

Martín Puchet (Universidad Nacional Autónoma de México, México)

Patricia Reagan (Ohio State University, EUA)

Mark Rosenzweig (Yale University, EUA)

Ian Sheldon (Ohio State University, EUA)

Carlos Urzúa Macías († 2024) (Tecnológico de Monterrey, México)

Francisco Venegas Martínez (Instituto Politécnico Nacional, México)

### Comité Editorial

Ernesto Aguayo Téllez, Lorenzo Blanco González (UANL, México)

Alejandro Ibarra Yúnez (Tecnológico de Monterrey, México)

Vicente Germán-Soto (Universidad Autónoma de Coahuila, México)

Raúl Ponce Rodríguez (Universidad Autónoma de Ciudad Juárez, México)

Ignacio de Loyola Perrotini Hernández (Universidad Nacional Autónoma de México)

### Edición de redacción, estilo y formato

Paola Beatriz Cárdenas Pech

Bricelda Bedoy Varela

Ensayos Revista de Economía, Vol. 40, No. 1, enero-junio 2021. Es una publicación semestral, editada por la Universidad Autónoma de Nuevo León, a través de la Facultad de Economía con la colaboración del Centro de Investigaciones Económicas. Domicilio de la publicación: Av. Lázaro Cárdenas 4600 Ote., Fracc. Residencial Las Torres, Monterrey, N.L. C.P. 64930. Tel. +52 (81) 8329 4150 Ext. 2463 Fax. +52 (81) 8342 2897. Editor Responsable: Jorge Omar Moreno Treviño. Reserva de derechos al uso exclusivo No. 04-2009-061215024200-102, ISSN 1870-221X, ambos otorgados por el Instituto Nacional del Derecho de Autor. Licitud de Título y Contenido No. 14910, otorgado por la Comisión Calificadora de Publicaciones y Revistas Ilustradas de la Secretaría de Gobernación. Registro de marca ante el Instituto Mexicano de la Propiedad Industrial: 1182771. Impresa por: Serna Impresos, S.A. de C.V., Vallarta 345 Sur, Centro, C.P. 64000, Monterrey, Nuevo León, México. Fecha de terminación de impresión: 1 de mayo de 2021. Tiraje: 30 ejemplares. Distribuido por: Universidad Autónoma de Nuevo León, a través de la Facultad de Economía, Av. Lázaro Cárdenas 4600 Ote., Fracc. Residencial Las Torres, Monterrey, N.L. C.P. 64930.

Las opiniones y contenidos expresados en los artículos son responsabilidad exclusiva de los autores.

# Índice

<i>El impacto del crédito bancario sobre el desarrollo humano en México: un análisis de datos panel a nivel estatal, 2004-2016</i>	1
Lizethe Berenice Méndez-Heras, Francisco Venegas-Martínez, Diego Emilio Linthon-Delgado	
<i>Desigualdad salarial en los subsectores manufactureros en México, 2007-2018</i>	29
Brenda Murillo-Villanueva, Yolanda Carbajal Suárez, Leobardo de Jesús Almonte	
<i>Efectos de la gran recesión sobre la distribución del ingreso en México</i>	55
Maria del Rosario Ruiz Hernandez, Leonardo Adalberto Gatica	
<i>Crecimiento económico y gasto público en salud según población objetivo en México</i>	89
Jorge José Luis Reynoso-González, Adrián De León Arias	





## El impacto del crédito bancario sobre el desarrollo humano en México: un análisis de datos panel a nivel estatal, 2004-2016

### The Impact of Bank Credit on Human Development in Mexico: A Data Analysis Panel at State Level, 2004-2016

Lizethe Berenice Méndez-Heras<sup>\*</sup>  
Francisco Venegas-Martínez<sup>\*\*</sup>  
Diego Emilio Linthon-Delgado<sup>\*\*\*</sup>

#### Información del artículo

Recibido:  
4 octubre 2019

Aceptado:  
14 marzo 2021

**Clasificación JEL:**  
D53; G10; G21; O15;  
C23

**Palabras clave:**  
Sistema financiero;  
bancos; desarrollo  
humano; datos panel

#### Resumen

**Objetivo:** Esta investigación examina la relación entre el crédito de la banca comercial y el desarrollo humano en México por Estado. **Metodología:** La metodología consiste en: 1) la construcción del Índice de Desarrollo Humano (IDH) en el nivel estatal de 2004 a 2016 (cada dos años); 2) la estimación de un modelo de variables instrumentales, utilizando MCO en dos etapas de datos panel; y 3) la estimación de un modelo dinámico de datos panel. **Resultados:** Ambos modelos sugieren que existe una relación estadísticamente significativa y positiva entre el crédito de la banca comercial y el IDH estatal en México.

\* Universidad Autónoma Metropolitana-Iztapalapa, México, [lbmheras@gmail.com](mailto:lbmheras@gmail.com);

\*\*Instituto Politécnico Nacional, México; \*\*\* Universidad de Guayaquil, Ecuador.

ISSN Electrónico: 2448-8402 | ISSN Impreso: 1870-221X | ©2021 Los autores

Article information	Abstract
Received: 4 October 2019  Accepted: 14 March 2021	<p><b>Objective:</b> This research examines the relationship between commercial bank credit and human development in Mexico at the State level.</p> <p><b>Methodology:</b> The methodology consists of 1) the construction of the Human Development Index (HDI) at the State level from 2004 to 2016 (every two years); 2) the estimation of a model of instrumental variables using OLS in two stages of panel data, and 3) the estimation of a dynamic panel data model. <b>Results:</b> Both models suggest a statistically significant and positive relationship between the credit of commercial banks and the States' HDI in Mexico.</p>
<p><b>JEL Classification:</b>            D53; G10; G21; O15;            C23</p> <p><b>Keywords:</b>            Financial system,            banks, human            development, panel            data</p>	

## Introducción

El tema sobre la relación entre el sistema financiero y el crecimiento económico ha sido estudiado ampliamente desde hace mucho tiempo. Desde Schumpeter (1912), se destaca que los intermediarios financieros incentivan la innovación tecnológica y promueven el crecimiento económico: al movilizar ahorros, evaluar proyectos, administrar riesgos, monitorear a los gerentes y facilitar las transacciones. Posteriormente, Gurley and Shaw (1955), Goldsmith (1969) y McKinnon (1973) resaltan otros factores como la eficiencia de la inversión, el grado de profundización financiera y el aumento del ahorro como elementos clave para el crecimiento económico. Más recientemente, Merton (1998) indica que un sistema financiero desarrollado y que funcione fluidamente, facilita la asignación eficiente del capital físico en el sector empresarial. Asimismo, Levine (2005) señala que un sistema financiero desarrollado permite que los instrumentos, mercados e intermediarios financieros minimicen los efectos de los costos de información, aplicación y transacción, lo cual, a su vez, impulsa la actividad económica.

Para estudiar la relación entre el crédito y el bienestar, se tiene que ir más allá del crecimiento económico o del nivel de ingresos para evaluar la condición de bienestar de los individuos. Al respecto, Sen (1980), (1985) y (2003) desarrolla la idea de funcionamientos y capacidades, y establece un marco general para evaluar el nivel de satisfacción de los individuos. De acuerdo con Sen (1988), el vínculo entre el crecimiento y el desarrollo ha dado pie a muchas confusiones, pues, aunque el incremento en la riqueza, sin duda, influye en las condiciones de vida de las personas, no es el único factor; la salud y educación también influyen en el nivel de vida de los individuos. Además, destaca que la gran mayoría de investigaciones consideran erróneamente como indicadores del bienestar al crecimiento económico *per cápita* o el empleo total

(Rosenstein-Rodan, 1943; Mandelbaum, 1945; Dobb, 1951; Datta, 1952; Singer, 1952; Nurkse, 1953; Dasgupta, 1954; Lewis, 1955; Baran, 1957; and Hirschman, 1958).

El desarrollo económico es un concepto muy amplio que podría considerar muchas variables, incluso algunas imposibles de medir, como la felicidad de las personas. Al respecto, Sen (1988), (1998) y (2000) propone el concepto de desarrollo humano como un componente del desarrollo económico, que toma en cuenta tres elementos: los ingresos, la salud y la educación. Este concepto considera un tipo específico de capital humano que se basa en el aumento de habilidades educativas y de cuidados médicos, lo cual incrementa la longevidad, reduciendo enfermedades, y hace más felices a los individuos, aunque no eleve la productividad laboral o la producción de bienes y servicios.

Según López y Székely (2006), el enfoque de funcionamientos y capacidades tiene sus orígenes en el pensamiento de John Stuart Mill y Adam Smith, y fueron resucitados, reinterpretados y parcialmente formalizados por Amartya Sen (1980, 1985). Pero no fue sino hasta 1990, que el Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD), publicó el primer informe sobre el desarrollo humano y explicó que este es un proceso en el cual se amplían las oportunidades del ser humano. En principio, estas oportunidades pueden ser infinitas y dinámicas con el tiempo. Sin embargo, en todos los niveles del desarrollo, las tres más importantes son: disfrutar de una vida prolongada y saludable, adquirir conocimientos y tener acceso a los recursos necesarios para lograr un nivel de vida decente. Por lo que el PNUD propuso un indicador para medir el desarrollo humano, como un ponderado del nivel de salud, educación e ingresos de los individuos (PNUD, 1990, p. 34).

Por otro lado, al intentar examinar la relación entre el sistema financiero y el crecimiento económico surge también la interrogante del vínculo entre la actividad financiera y el desarrollo humano. Pischke (1998) menciona que el poder del crédito en el desarrollo humano puede ser constructivo, si se genera innovación, inversión productiva y, en general, se promueve el bienestar humano. “Ese proceso puede ser asistido por prestamistas que administran bien el riesgo y que compiten para idear maneras innovadoras de atraer depósitos y generar créditos que antes se consideraban muy costosos” (Pischke, 1998, p. 2). Asimismo, el autor señala que un uso irresponsable del crédito podría ser el financiamiento de proyectos improductivos o insostenibles. Un ejemplo de comportamiento irresponsable es el crédito que el gobierno destina a propósitos que los contribuyentes no pueden financiar. Y explica que en las democracias modernas, los candidatos de partidos pueden buscar votos con promesas de financiar lo que los contribuyentes no pueden pagar, y además pueden no existir mecanismos legales que permitan el cobro de dichas deudas. “Las instituciones financieras formales que son agresivamente innovadoras,

hacen que la deuda sea muy tentadora. Para prestamistas como los bancos y las empresas financieras, este tipo de estrategia requiere un buen sistema legal que permita el cobro de deudas, a bajo costo para el acreedor. No obstante, muchos sistemas legales retrasan el desarrollo de las finanzas, porque los derechos de propiedad se definen de tal manera que no pueden ser efectivamente utilizadas como garantías para la deuda, restringiendo el desarrollo de la capacidad de endeudamiento” (Pischke, 1998, p. 12).

Sobre el comportamiento de los bancos, Pischke (1998) también asegura que el banquero apuesta por ganancias pequeñas; pero, de gran cantidad de buenos préstamos, que superarán las pérdidas por préstamos incobrables. Por lo tanto, la ganancia del banquero en los buenos préstamos proviene de los ingresos por intereses y de prospectos de negocios continuos. En contraste, la mayoría de las pérdidas por malos créditos provienen de pagos vencidos de intereses y de capital. Y, si bien, los créditos pueden ser garantizados, la seguridad legal a menudo es difícil y costosa de mejorar. Por lo tanto, los bancos prefieren una estrategia conservadora para equilibrar ganancias y pérdidas. “Esta estrategia de aversión al riesgo hace difícil para los pobres, en su proporción de pobreza, obtener créditos tradicionales de los bancos comerciales e, incluso, de algunas compañías financieras” (Pischke, 1998, p. 15).

Por todo lo anterior, Pischke (2009) concluye que, en el corto plazo, las finanzas atacan la pobreza de ingresos y en el largo plazo, y de manera indirecta, ayudan a reducir la pobreza de capacidades, al mejorar la salud y la educación. Esto último, a través del efecto positivo de la inversión en las habilidades y de los servicios e infraestructura física que mejoran la salud y la longevidad.

En cuanto a la relación entre el crédito bancario y el IDH en México, hasta el momento, no se cuenta con alguna investigación que analice este tema. Lo que se puede encontrar son investigaciones sobre la relación entre el crecimiento económico y el IDH. Esquivel *et al.* (2003), calculan el IDH de 1950 a 2000, por cada diez años, y encuentran que el IDH tiene un impacto positivo y significativo sobre la tasa de variación del PIB *per cápita*. Además, comparando el IDH con el componente de ingresos y sin el componente de ingresos, concluyen que el PIB *per cápita* es el causante de que la velocidad de convergencia en el desarrollo humano sea cada vez menor. Por su parte, Campos *et al.* (2017) obtienen el IDH de México de 1895 a 2010, en el nivel nacional, estatal y regional. Sus resultados sugieren que el IDH inicia en 0.13 en 1895 y termina en 0.70 en 2010, con una tasa de aceleración de 1.4%. Además, encontraron persistencia en patrones regionales y estatales, en donde los estados del norte se mostraron más ricos que el resto, desde el comienzo del período; mientras que, los estados del sur son los más pobres. Los estados

que rodean la ciudad de México eran tan pobres como los estados del sur a principios de siglo, pero se desarrollaron más rápidamente de 1940 a 1980.

En nivel internacional, Akhmat *et al.* (2014), utilizaron un modelo de cointegración en datos panel para Bangladesh, India, Nepal, Pakistan y Sri Lanka durante el periodo 1988-2008. Sus resultados muestran que existe una relación de largo plazo entre los indicadores de desarrollo financiero y crecimiento económico y el desarrollo humano de los países mencionados. En el corto plazo, encontraron que los depósitos bancarios tienen mayor impacto, de 0.42%, en el desarrollo humano; mientras que la oferta monetaria y el crédito al sector privado influyeron en 0.30% y 0.13%, respectivamente.

Por su parte, Uddin y Masih (2015) analizan cómo las finanzas y el crecimiento económico influyen en el desarrollo humano de Malasia, utilizando un modelo autorregresivo de retardos distribuidos (ARDL por sus siglas en inglés). Estos autores encontraron que existe una relación de largo plazo entre finanzas, crecimiento y desarrollo humano, así como una correlación positiva entre desarrollo humano y crecimiento económico. En ese sentido, señalan que se puede argumentar que el desarrollo financiero apoya al crecimiento económico y que el crecimiento mejora el desarrollo humano en el largo plazo.

Asongu y Nachukwu (2015) investigan los vínculos directos e indirectos entre el desarrollo financiero y el desarrollo humano, por medio de un modelo de datos panel para países africanos, utilizando regresiones de Mínimos Cuadrados en Dos Etapas (MC2E), Efectos Fijos (EF), Método Generalizado de Momentos (MGM) y un Tobit. Estos autores utilizaron como variable dependiente el IDH ajustado por desigualdad, y encontraron que el dinamismo de la profundidad, actividad y tamaño financiero mejoran el desarrollo humano. Mientras que la inhabilidad de los bancos para transformar depósitos, movilizándolo crédito para financiamiento, afecta negativamente el IDH inclusivo.

Por último, Fillippidis y Katrakilidis (2015) examinaron el papel de las instituciones y el desarrollo humano en el desarrollo financiero en 52 países desarrollados, durante el periodo 1985-2008. Los autores distinguieron entre instituciones económicas, políticas y sociales, y sus resultados sugieren que la calidad institucional puede explicar diferencias internacionales en el nivel del desarrollo del sector bancario, que las instituciones económicas son significativas para el desarrollo del sector bancario, y que el sistema legal es la dimensión dominante en las instituciones económicas.

El principal objetivo de esta investigación es estudiar la relación entre crédito bancario y desarrollo humano en México, en el nivel estatal. La pregunta de investigación es la siguiente: ¿Existe una relación estadísticamente

significativa y positiva entre el crédito de la banca comercial y el Índice de Desarrollo Humano en el nivel estatal en México, para el periodo 2004-2016?

Las aportaciones que distinguen a la presente investigación, con respecto a la literatura existente, son: 1) hasta el momento no se tiene conocimiento de algún otro artículo donde se analice empíricamente la relación entre el crédito de los bancos comerciales y el Índice de Desarrollo Humano en México; 2) se construye el IDH estatal cada dos años entre 2004 y 2016 (2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014 y 2016); 3) se realizan recomendaciones de política sobre el crédito que otorgan los bancos comerciales en el nivel estatal en México.

Este trabajo se encuentra organizado de la siguiente manera: en la sección 2, se presenta el marco teórico y las especificaciones de los modelos econométricos; en el transcurso de la sección 3, se muestra la estadística descripción del IDH construido y del crédito bancario como porcentaje del PIB estatal de 2004 a 2016, así como la estadística descriptiva de otras variables que influyen potencialmente en el desarrollo humano. La sección 4 presenta los resultados de los dos modelos de datos panel, uno de variables instrumentales y otro dinámico. Y, por último, en la sección 5, se presentan las conclusiones.

## 1. Marco teórico y especificaciones de los modelos

Los modelos econométricos que se han utilizado para analizar el efecto de las finanzas en el desarrollo humano son muy parecidos a los modelos que estudian el vínculo entre las finanzas y el crecimiento económico, la diferencia radica esencialmente en sustituir la variable de crecimiento económico por el Índice de Desarrollo Humano (Akhmat *et al.*, 2014; Akther y Msih, 2015; Fillippidis y Katrakilidis, 2015). El marco teórico proviene de la tasa de crecimiento de la productividad total de los factores, *PTF*, la cual es explicada por factores diferentes al trabajo y al capital. Bajo el supuesto de una función de producción del tipo Cobb-Douglas con rendimientos constantes a escala, se puede escribir:

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

donde  $Y_t$  es la producción,  $K_t$  es el capital<sup>1</sup>,  $L_t$  es el trabajo,  $A_t$  es el coeficiente tecnológico, y  $\alpha$  y  $1 - \alpha$  son las participaciones del capital y el trabajo en el producto, respectivamente. La *PTF* es explicada por factores diferentes al trabajo y al capital, y se obtiene como la tasa residual entre la tasa autónoma y las tasas de crecimiento del capital y el trabajo, mediante la relación:

---

<sup>1</sup> En esta investigación, la formación bruta del capital es considerada como proxy del capital.

$$PTF = x_A - \alpha x_K - (1 - \alpha)x_L \quad (2)$$

donde  $x_A$  es la tasa autónoma de crecimiento del producto,  $x_K$  es la tasa de crecimiento del capital, y  $x_L$  es la tasa de crecimiento del trabajo. Así, entre estos factores que explican la  $PTF$ , se encuentran la eficiencia de la estructura financiera, el avance tecnológico, la inversión en investigación y desarrollo, las patentes, las exportaciones de productos de alto contenido tecnológico, entre otros. Por lo tanto, bajo los supuestos anteriores, se espera que, en el largo plazo, la estructura financiera, particularmente la banca comercial y el crédito que esta proporciona a los agentes, explique la tasa de crecimiento del PIB.

De lo anterior, surgen varios modelos para analizar la relación entre las finanzas y el crecimiento económico. Por ejemplo, Beck *et al.* (2001), estiman una ecuación de crecimiento de la siguiente forma:

$$Growth_t = \alpha' X_t + \beta FD_t + \gamma FS_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

donde  $Growth_t$  es la tasa promedio anual de crecimiento del PIB real,  $X_t$  es un conjunto de potenciales determinantes de crecimiento,  $FD_t$  es un conjunto de indicadores de desarrollo financiero,  $FS$  es un conjunto de indicadores de estructura financiera y  $\varepsilon_t$  es un término de error. Aunque, inicialmente, la ecuación anterior se utilizó para temas de finanzas y crecimiento económico, su uso se ha generalizado para evaluar el efecto de las variables financieras en otros ámbitos económicos, como la desigualdad del ingreso o elementos institucionales (Beck *et al.*, 2003; Agbor, 2015). Y, siguiendo la misma idea, Asongu y Nwachukwu (2015) proponen la siguiente especificación:

$$Finanzas_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Inflación_{it} + \gamma_2 (X - M)_{it} + \gamma_3 (PIB\_g)_{it} + \gamma_4 RoL_{it} + \alpha_i X_{it} + u_{it} \quad (4)$$

$$Human\ Development_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 (Finanzas)_{it} + \beta_i X_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

donde  $X$  es el conjunto de variables de control y  $u_{it}$  y  $\mu_{it}$  son los términos de error. Las variables instrumentales son la inflación,  $Inflación_{it}$ , las exportaciones netas  $(X - M)_{it}$ , la variación del PIB,  $(PIB\_g)_{it}$ , y el estado de derecho (Rule of Law),  $RoL_{it}$ .

Una característica deseable de (4)-(5) consiste en controlar la naturaleza endógena de las variables financieras, tanto para el crecimiento económico, como en el desarrollo humano. Para ese propósito, se utiliza un modelo de Variables Instrumentales (VI) que permite controlar por sesgo de simultaneidad y causalidad inversa, al extraer el componente exógeno de las variables. De acuerdo con Asongu y Tchamyou (2015), es adecuado utilizar el

modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios en dos Etapas (MCO2E), para tomar en cuenta la endogeneidad de las variables. Por esa razón, en esta investigación se utiliza un modelo de VI con MCO2E, para estimar el siguiente sistema de dos ecuaciones:

$$CB_{it} = \beta_0 + \beta_1 FBK_{it} + \beta_1 GPIB_{it} + \beta_1 REM_{it} + \beta_2 X_{it} + u_{it} \quad (6)$$

$$IDH_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 CB_{it} + \alpha_2 X_{it} + v_{it} \quad (7)$$

donde  $IDH_{it}$  es el Índice de Desarrollo Humano del estado  $i$  en el año  $t$ ,  $CB_{it}$  es el crédito de la banca comercial respecto del PIB de cada estado y  $X$  es un conjunto de variables que pueden influir potencialmente en el desarrollo humano. Las variables instrumentales para este modelo son la formación bruta de capital,  $FBK_{it}$ , de cada estado, la tasa de crecimiento del PIB de cada entidad,  $GPIB_{it}$ , y las remuneraciones de los asalariados  $REM_{it}$ . Y, por último,  $v_{it}$  y  $u_{it}$  son los términos de error con los supuestos estándar.

Como señala Beck (2008), los modelos dinámicos permiten utilizar valores rezagados de las variables endógenas explicativas, como instrumento, y ello permite superar los sesgos relacionados con la inclusión de la variable dependiente rezagada, y el sesgo de la variable omitida; al mismo tiempo, se controla la causalidad inversa y el error de medición. Por esa razón, se estima un modelo dinámico con la especificación de Arellano-Bover (1995) y Blundell-Bond (1998), el cual es una variación que utiliza el Método Generalizado de Momentos (MGM), de acuerdo con Arellano y Bond (1991), de tal forma que:

$$IDH_{it} = IDH_{it-1}IDH_{it-2} + \gamma_0 + \gamma_1 CB_{it} + \gamma_2 CB_{it-1} + \gamma_3 X_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

donde  $IDH_{it-1}$  e  $IDH_{it-2}$  son el primero y segundo rezagos del IDH del estado  $i$  en el periodo  $t$ ,  $CB_{it-1}$  es el primer rezago del crédito de la banca comercial (%PIB),  $X_{it}$  son las variables que influyen potencialmente en el IDH,  $\alpha_i$  es el efecto fijo y  $\varepsilon_{it}$  es el término de error.

Con respecto a lo anterior, Roodman (2009) explica que el modelo dinámico de Arellano-Bover/Blundell-Bond (A-B/B-B) está diseñado para bases de datos panel, con: 1) periodo temporal pequeño y un gran número de individuos; 2) funciones lineales; 3) la variable dependiente puede ser explicada por ella misma en periodos anteriores; 4) las variables independientes no son estrictamente exógenas, pues pueden estar correlacionadas con el pasado y posiblemente con el error; 5) efectos fijos individuales; y 6) puede existir heteroscedasticidad y autocorrelación entre individuos. Además, explica que los estimadores de Arellano-Bond transforman los regresores, generalmente, con sus diferencias (desviaciones ortogonales), y por esa razón es conocido

como el modelo de datos panel estimados con MGM en diferencias. Mientras que el A-B/B-B considera un supuesto adicional, que las primeras diferencias de las variables instrumentales, no están correlacionadas con el error fijo. Eso es posible mediante la estimación de un sistema que se estima mediante MGM, que permite la introducción de más instrumentos que pueden incrementar la eficiencia del modelo. En ese caso, las diferencias de los rezagos de la variable dependiente ( $\Delta y_{i,t-1}$ ) se utilizan como instrumentos de los rezagos de la variable dependiente ( $y_{i,t-1}$ ), creando un sistema de dos ecuaciones, la original y la transformada, por lo que este método es conocido como MGM en sistema.

## 2. Datos y su naturaleza

En este apartado, se presenta la construcción del IDH estatal para el periodo de estudio, y la estadística descriptiva del crédito que otorgaron los bancos comerciales como porcentaje del PIB de cada entidad; así mismo, se detalla la estadística descriptiva del resto de las variables.

### 2.1. IDH estatal de México 2004-2016

Para construir el IDH estatal, se utilizó la metodología propuesta por Esquivel *et al.* (2003), con algunas modificaciones, debido a la naturaleza de nuestros datos (Anexo 1)<sup>2</sup>. El IDH es la media aritmética de los índices de educación, salud e ingreso de los individuos para cada estado:

$$IDH = \frac{1}{3}(IS) + \frac{1}{3}(IE) + \frac{1}{3}(II) \quad (9)$$

Para el Índice de Salud (*IS*), se toma la serie esperanza de vida al nacer, de los Indicadores Demográficos 1990/2030 del Consejo Nacional de Población<sup>3</sup>. El valor mínimo es 20 años y el valor máximo es 80 años. Con base en la metodología de Esquivel *et al.* (2003), se tiene que:

$$IS = \frac{\text{esperanza de vida} - \text{valor mínimo}}{\text{valor máximo} - \text{valor mínimo}} \quad (10)$$

El Índice de Educación (*IE*) se construye con las series de tasa de alfabetización y tasa de matriculación. La primera, se obtiene de las Encuestas de Ingresos y Gastos de los Hogares de 2004 a 2016 del INEGI, contabilizando

<sup>2</sup> Inicialmente, para esta investigación, se deseaba utilizar la metodología del PNUD (2015), pero no fue posible debido a que no se contaba con el dato de años promedio de escolaridad de personas con 25 años o más, ni con el Ingreso Nacional Bruto (INB) de Cuentas Nacionales, en términos *per cápita* y en dólares estadounidenses paridad poder de compra (ppc).

<sup>3</sup> Consultada el 17 de mayo de 2018.

la población mayor de 15 años que sabe leer y escribir, y dividiéndola entre la población total de cada estado. Mientras que la tasa de matriculación de entre 6 y 23 años, se obtuvo de la base de datos, Estadísticas e Indicadores Educativos de la Secretaría de Educación Pública (SEP). La fórmula que se utilizó fue la siguiente:

$$IE = \frac{2}{3} (\text{tasa de alfabetización}) + \frac{1}{3} (\text{tasa de matriculación}) \quad (11)$$

Para obtener el Índice de Ingreso, se requiere el PIB *per cápita* estatal (anexos 1 y 2). Con base en la metodología de Esquivel *et al.* (2003), se utiliza el valor mínimo de 5,006 pesos, correspondiente al estado de Chiapas en 2016, y el valor máximo de 28,361 pesos de la Ciudad de México, en el mismo año.

$$II = \frac{\ln(\text{PIB per cápita}) - \ln(\text{valor mínimo})}{\ln(\text{valor máximo}) - \ln(\text{valor mínimo})} \quad (12)$$

En los anexos 2, 3 y 4 se presentan los indicadores de salud, educación, ingreso. El IDH estatal se muestra en el cuadro 1. En estos anexos se comparan nuestros resultados con los de Esquivel *et al.* (2003), y también se contrastan con los del PNUD (2015), y en ambos casos, son muy similares.

La Ciudad de México obtuvo el mayor IDH, con una media de 0.906 durante todo el periodo. Después, le sigue el estado de Nuevo León con una media de 0.846 y Baja California Sur, con 0.842. El IDH de la Ciudad de México es 26% mayor que la media nacional durante nuestro periodo de estudio, de 0.718. Mientras que el IDH de Nuevo León y de Baja California fueron 18% y 17% mayores a la media nacional, respectivamente. Por otro lado, Chiapas fue la entidad con el menor nivel de IDH en promedio, de 0.565, 21%, menor a la media nacional, seguido de Oaxaca y Guerrero, con 0.567 y 0.568, respectivamente. En el caso de los últimos estados, la media de sus índices durante todo el periodo (2004-2016), también fueron 21% menores a la media nacional.

**Cuadro 1**  
**Índice de Desarrollo Humano estatal 2004-2016**

Entidad	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016	Media 04-16
Nacional	0.699	0.710	0.718	0.714	0.725	0.729	0.729	0.718
Aguascalientes	0.753	0.765	0.778	0.770	0.785	0.801	0.812	0.781
Baja California	0.759	0.767	0.759	0.746	0.747	0.749	0.754	0.754
B. C. Sur	0.837	0.849	0.857	0.844	0.846	0.828	0.836	0.842
Campeche	0.785	0.818	0.805	0.806	0.806	0.786	0.772	0.797
Chiapas	0.556	0.562	0.569	0.566	0.570	0.571	0.559	0.565
Chihuahua	0.707	0.725	0.730	0.728	0.722	0.716	0.720	0.721
Coahuila	0.772	0.767	0.784	0.782	0.786	0.792	0.796	0.783
Colima	0.793	0.795	0.805	0.796	0.802	0.806	0.808	0.801
C. de México	0.869	0.886	0.898	0.897	0.917	0.930	0.945	0.906
Durango	0.721	0.715	0.724	0.727	0.730	0.735	0.728	0.726
Guanajuato	0.635	0.644	0.660	0.657	0.678	0.696	0.700	0.667
Guerrero	0.553	0.556	0.576	0.570	0.577	0.575	0.567	0.568
Hidalgo	0.630	0.632	0.636	0.623	0.642	0.648	0.659	0.639
Jalisco	0.711	0.724	0.726	0.721	0.736	0.744	0.750	0.730
México	0.619	0.630	0.635	0.637	0.648	0.650	0.645	0.638
Michoacán	0.602	0.605	0.627	0.614	0.626	0.634	0.633	0.620
Morelos	0.701	0.706	0.712	0.711	0.704	0.706	0.707	0.707
Nayarit	0.713	0.717	0.726	0.719	0.706	0.711	0.707	0.714
Nuevo León	0.826	0.836	0.851	0.846	0.854	0.862	0.848	0.846
Oaxaca	0.540	0.555	0.572	0.556	0.577	0.583	0.586	0.567
Puebla	0.604	0.617	0.630	0.638	0.649	0.650	0.632	0.631
Querétaro	0.742	0.777	0.776	0.782	0.792	0.804	0.807	0.783
Quintana Roo	0.766	0.773	0.788	0.772	0.779	0.785	0.785	0.778
San Luis Potosí	0.676	0.684	0.702	0.697	0.709	0.715	0.715	0.700
Sinaloa	0.715	0.715	0.732	0.729	0.731	0.726	0.741	0.727
Sonora	0.776	0.800	0.803	0.793	0.813	0.812	0.824	0.803
Tabasco	0.698	0.710	0.710	0.707	0.719	0.726	0.700	0.710
Tamaulipas	0.742	0.757	0.771	0.754	0.757	0.754	0.746	0.754
Tlaxcala	0.688	0.668	0.680	0.693	0.688	0.679	0.681	0.682
Veracruz	0.618	0.633	0.636	0.641	0.654	0.653	0.661	0.642
Yucatán	0.678	0.696	0.696	0.690	0.712	0.715	0.702	0.698
Zacatecas	0.663	0.676	0.687	0.710	0.713	0.711	0.708	0.695

Fuente: elaboración de los autores con datos de Conapo, INEGI y SEP.

## 2.2. Antecedentes de la banca en México

Históricamente, México no se ha caracterizado por tener un alto nivel de desarrollo financiero. Algunos de los principales bancos se crearon durante el porfiriato, como el Banco Nacional de México (1884). No obstante, durante la década de 1930 hubo una oleada de creación de nuevas instituciones de tamaño relevante, como el Banco de Comercio (1932) y su red regional de bancos afiliados, el Banco Mexicano (1932) y el Banco Comercial Mexicano (1943). Del Ángel Mobarak (2010) asegura que la etapa de crecimiento de la penetración financiera en México comprende el periodo de 1939 a 1982. “Antes de esos años se trataba de un sistema raquíutico y después de 1982 de

un sistema inestable; mientras que el crecimiento sostenido y estable se gesta, en particular, entre 1956 y 1972” (p. 637). En ese sentido, la historia de la banca mexicana muestra una paradoja, ya que envuelve una contradicción. Por un lado, la evolución durante el siglo XX, de una banca relativamente sofisticada y eficiente durante periodos extensos y por el otro, un sistema financiero con bajos niveles de penetración en la economía, con límites a la accesibilidad de la población a los servicios financieros.

De acuerdo con Clavellina (2013), la creación de la banca múltiple fue un acontecimiento crucial en la década de los setenta, la cual comenzó operaciones en 1976. El objetivo era asegurar el financiamiento para la industria a mayores plazos, mejorar la asignación eficiente del crédito, generalizar el encaje legal, elevar la oferta de productos financieros y la vigilancia de las instituciones. Sin embargo, a finales de los años setenta, la economía mexicana atravesó por una serie de desequilibrios que causaron importantes afectaciones en las finanzas de los bancos comerciales, que culminaron en su estatización. Y fue a partir de 1988, cuando el país inició un proceso de reforma económico-financiera. En mayo de 1990, el gobierno anunció la desincorporación bancaria y expidió las bases para dar inicio al proceso en septiembre del mismo año. Y, entre 1991 y 1992, se desincorporaron los 18 bancos que hasta ese momento pertenecían al gobierno.

Haber y Musacchio (2014) detallan que (ante la falta de un monitoreo efectivo) los banqueros mexicanos no tenían los incentivos suficientes para manejarse de una manera prudente, y el crecimiento de los depósitos no fue tan veloz como el de los créditos. “Aún más rápido que el crecimiento de préstamos fue el de carteras vencidas... El porcentaje ajustado de cartera vencida habría sido de 13.5% en diciembre de 1991, 17.1% en diciembre de 1994... 35% al final de 1995 y 53% al cierre de 1996. Esas cifras exceden la tasa de préstamos hipotecarios incumplidos en la Crisis de Suprime (11%)” (p. 63).

Hernández y Villagómez (2013) señalan que, a cuatro años de su privatización, el sector bancario en México entró en su más profunda crisis. “Los altos índices de morosidad ocasionados por las elevadas tasas de interés, la contracción de la oferta de fondos prestables, la disminución en el nivel de intermediación financiera y la desaceleración económica, hicieron necesaria la intervención del Estado en la capitalización de dichas instituciones” (p. 54).

Frente al aumento de la probabilidad de colapso del sistema financiero nacional, el gobierno implementó un conjunto de programas destinados al fortalecimiento del sector bancario en México. Estos programas se llevaron a cabo mediante el seguro de depósitos llamado FOBAPROA por 552,300 millones de pesos en febrero de 1998 que se convertían en deuda pública”. Dicho fondo se mantendría en fase de liquidación, mientras se transferían al

nuevo Instituto de Protección al Ahorro Bancario (IPAB) los activos que, concluidas las auditorías, fueran producto de operaciones válidas. “Como consecuencia de esto, el rescate bancario fue cargado a cuenta de los contribuyentes” (Hernández y Villagómez, 2013, p. 57).

Como señalan los autores, muchas han sido las transformaciones que ha experimentado la banca en México a lo largo de los últimos años. Y, a partir del proceso de privatización, la mayor parte de las instituciones de Banca múltiple han cambiado de dueños. Y, para el año 2000, solo cuatro de los dieciocho bancos que fueron privatizados en 1991 y 1992, seguían bajo control de sus propietarios iniciales: Banamex, Bancomer, Banorte y Bital.

En suma, el periodo 1995-2000 fue de saneamiento de la banca y de modificaciones en las reglas de supervisión prudencial y en el fortalecimiento de la regulación. Mientras que, en materia de competencia, las acciones se redujeron a dictaminar fusiones y adquisiciones de instituciones financieras.

Adicionalmente, los autores señalan que el lapso 2000-2010 se caracterizó por la consolidación del sistema bancario en México, en un ambiente de mayor estabilidad macroeconómica, aunque con grandes retos en materia de competencia bancaria, ya que, para inicios del año 2000, se completó la venta de Banamex a Citigroup. “Con esta transacción, se completó la llamada extranjerización del sistema bancario mexicano. Y para el año 2002, el 80% de los activos del sistema quedaron en manos foráneas” (Hernández y Villagómez, 2013, p. 66).

Entre los eventos más recientes, Loria y Robles (2020) detallan que durante los años 2012-2018, se experimentaron una serie de reformas de orden microeconómico que pretendían elevar el nivel de producto potencial de México. Una de ellas fue la reforma financiera, en 2013, que consistía en democratizar el acceso al crédito, de manera que aquellos sectores que habían sido históricamente excluidos por la banca mexicana tendrían ahora una oportunidad de obtener créditos. Así como elevar la competitividad del sector bancario y financiero del país, para incrementar el acceso al crédito de las familias y empresas.

Entre los resultados destacan una leve reducción de la concentración bancaria, pues en 2013, de las 35 instituciones que conformaban la banca comercial, las 8 más importantes concentraban 89% del total de créditos otorgados a empresas. En 2019, ese indicador disminuyó a 82.76% (Loria y Robles, 2020, p. 79); sin embargo, el Banco de México (2019) observó una reducción en casi todas las fuentes de financiamiento, pero destacó la desaceleración del crédito otorgado por la banca múltiple del país, a las empresas grandes y al sector pyme, cuya expansión fue prácticamente nula.

### 2.3. Crédito de la banca comercial en nivel estatal 2004-2016

Los datos de los créditos otorgados por la banca comercial, en nivel estatal, se obtuvieron del Banco de México. El PIB estatal se obtuvo del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), y se les realizó el ajuste por producción de petróleo que recomiendan Esquivel *et al.* (2003). El crédito de la banca comercial se mide como porcentaje del PIB. Como se puede observar en el cuadro 2, la Ciudad de México cuenta con el mayor porcentaje de crédito (%PIB), el cual se incrementó de 12% en 2004 a 47% en 2016, y con un promedio del 27.2% en todo el periodo de estudio. Nuevo León se ubicó en segundo lugar en los años 2004 (8%), 2006 (9%), mientras que en 2008 y 2016 bajó al tercer lugar con 13% y 24% de crédito, respectivamente, y con una media de 14%. Chihuahua se ubicó en tercer lugar durante los años 2004 (6%), 2006 (8%) y subió al segundo lugar en 2008 (15%) y 2016 (43%), con un promedio del 21%.

Entre las entidades con los menores niveles de crédito (%PIB), se encuentran Colima, Chiapas, Oaxaca y Tlaxcala, con un porcentaje promedio de 0.7%, 0.9%, 1.2% y 1.2%, respectivamente. Dichas cifras están muy por debajo del crédito promedio en el nivel nacional, de 9.2%. Y, de hecho, 28 de las 32 entidades mostraron un crédito (%PIB) por debajo de la media nacional.

### 2.4. Definición y estadística descriptiva del resto de las variables

En el cuadro 3, se detallan la definición y la fuente del resto de las variables. El conjunto de variables que influyen potencialmente en el desarrollo humano ( $X_{it}$ ), son: la inversión pública (*IP*) y los años de escolaridad (*ESC*) de los individuos mayores de 25 años, en cada estado. Las variables que se utilizan como instrumentos, son: la tasa de crecimiento del PIB (*GPIB*), la formación bruta de capital (*FBK*) y las remuneraciones de los asalariados (*REM*). Dichas variables se eligieron tomando en cuenta que las variables instrumentales son aquellas que influyen indirectamente en la variable dependiente a través de su influencia en una variable independiente. En este caso, las variables instrumentales influyen en el crédito bancario y a través de ese mecanismo, influyen indirectamente en el IDH. Adicionalmente, se elaboraron variables *dummy* (binarias) para ajustar el efecto de la crisis de 2008-2009 y variables *dummy* (binarias) de las regiones noroeste, noreste, centro-oeste, centro y sur\_sureste (con respecto a la Ciudad de México). En el cuadro 4, se resume la descripción estadística de los datos. Todas las variables se obtuvieron para el nivel estatal y los años 2004, 2006, 2008, 2010, 2012, 2014 y 2016. De esta manera, se tiene un panel de siete periodos y 32 individuos.

**Cuadro 2**  
**Crédito de la banca comercial como % del PIB nivel estatal 2004-2016**

Entidad	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016	04-16
<b>Nacional</b>	3.93	4.42	7.50	9.20	11.07	12.72	15.50	9.19
<b>Aguascalientes</b>	1.43	1.73	3.46	4.30	4.17	3.77	4.11	3.28
<b>Baja California</b>	1.47	1.61	3.65	4.50	5.17	6.27	7.58	4.32
<b>BCS</b>	1.08	1.22	3.06	4.15	3.97	4.60	4.96	3.29
<b>Campeche</b>	0.38	0.54	1.79	1.43	3.38	5.10	5.29	2.56
<b>Chiapas</b>	0.40	0.36	0.53	1.01	0.91	1.61	1.79	0.94
<b>Chihuahua</b>	6.16	7.72	15.49	20.31	23.85	32.04	43.15	21.25
<b>Coahuila</b>	2.73	2.90	5.69	13.76	17.71	17.36	17.64	11.11
<b>Colima</b>	0.78	0.29	0.38	0.45	0.85	0.92	1.03	0.67
<b>CDMX</b>	11.92	12.77	21.92	26.83	31.74	38.15	47.00	27.19
<b>Durango</b>	1.67	2.78	5.22	5.00	7.33	4.87	5.81	4.67
<b>Guanajuato</b>	1.75	2.60	4.28	5.59	6.04	6.10	8.30	4.95
<b>Guerrero</b>	0.63	0.66	1.06	1.50	2.08	1.86	2.13	1.42
<b>Hidalgo</b>	0.78	1.56	1.66	2.43	2.21	3.14	4.00	2.25
<b>Jalisco</b>	2.88	3.27	5.06	6.67	7.92	8.38	9.13	6.19
<b>México</b>	2.80	2.94	4.84	5.78	6.77	7.02	7.26	5.34
<b>Michoacán</b>	1.63	1.98	2.44	4.27	6.30	6.11	7.36	4.30
<b>Morelos</b>	0.75	1.06	2.24	2.44	3.85	4.75	4.93	2.86
<b>Nayarit</b>	0.51	0.63	2.87	3.23	5.51	5.57	4.15	3.21
<b>Nuevo León</b>	8.00	9.32	12.93	12.69	14.78	16.87	23.53	14.01
<b>Oaxaca</b>	0.30	0.42	0.81	1.80	1.21	1.52	2.52	1.23
<b>Puebla</b>	2.73	3.55	4.52	3.50	4.36	5.97	7.43	4.58
<b>Querétaro</b>	1.07	1.24	2.31	2.93	3.55	4.75	4.92	2.97
<b>Quintana Roo</b>	1.88	4.16	7.74	11.51	11.70	12.76	14.21	9.14
<b>San Luis Potosí</b>	1.85	1.72	3.67	4.13	5.58	5.49	5.44	3.98
<b>Sinaloa</b>	2.10	3.45	8.37	9.20	12.32	12.56	12.60	8.66
<b>Sonora</b>	2.74	2.26	4.49	5.19	5.82	6.63	7.39	4.93
<b>Tabasco</b>	0.85	0.95	2.26	2.83	4.75	3.14	3.82	2.66
<b>Tamaulipas</b>	1.11	1.44	2.77	5.29	6.92	6.74	7.62	4.56
<b>Tlaxcala</b>	0.41	0.40	1.71	0.83	1.22	2.35	1.67	1.23
<b>Veracruz</b>	1.16	1.43	2.32	3.27	5.03	6.11	5.59	3.56
<b>Yucatán</b>	2.39	2.47	4.08	4.19	4.68	4.86	5.76	4.06
<b>Zacatecas</b>	0.92	0.81	0.91	1.37	3.88	7.11	8.43	3.35

Fuente: elaboración de los autores con datos del Banco de México e INEGI.

**Cuadro 3**  
**Datos y definición de las variables**

<b>Nombre</b>	<b>Definición de la variable</b>	<b>Fuente</b>
<b><i>IDH<sub>it</sub></i></b>	Índice de Desarrollo Humano del estado <i>i</i> .	Elaboración propia
<b><i>CB<sub>it</sub></i></b>	Crédito otorgado por los bancos comerciales del estado <i>i</i> .	Banxico
<b><i>IP<sub>it</sub></i></b>	Inversión pública del estado <i>i</i> , en pesos constantes de 2013.	INEGI
<b><i>ESC<sub>it</sub></i></b>	Años de escolaridad de los individuos mayores de 25 años, en el estado <i>i</i> .	ENIGH
<b><i>FBK<sub>it</sub></i></b>	Es la formación bruta de capital fijo del estado <i>i</i> , en millones de pesos constantes de 2013.	INEGI
<b><i>GPIB<sub>it</sub></i></b>	Tasa de crecimiento del PIB del estado <i>i</i> .	ENIGH
<b><i>REM<sub>it</sub></i></b>	Son las remuneraciones de los asalariados del estado <i>i</i> , en pesos constantes de 2013.	INEGI
<b><i>crisis</i></b>	Da valor de 1 al año 2010 y cero a todos los demás.	
<b><i>noroeste</i></b>	Da valor de 1 a los estados: Coahuila, Chihuahua, Durango, Nuevo León y Tamaulipas; cero a todos los demás.	
<b><i>noreste</i></b>	Da valor de 1 a los estados: Baja California, Baja California Sur, Sinaloa y Sonora; y cero a todos los demás.	
<b><i>centro – oeste</i></b>	Da valor de 1 a los estados: Aguascalientes, Colima, Guanajuato, Jalisco, Michoacán, Nayarit, Querétaro, San Luis Potosí y Zacatecas; y cero a todos los demás.	
<b><i>centro</i></b>	Da valor de 1 a los estados: Hidalgo, Ciudad de México, Estado de México, Morelos, Puebla y Tlaxcala; y cero a todos los demás.	
<b><i>sur_sureste</i></b>	Da valor de 1 a los estados: Campeche, Chiapas, Guerrero, Oaxaca, Quintana Roo, Tabasco, Veracruz y Yucatán; y cero a todos los demás.	
<b><i>cdmx</i></b>	Da valor de 1 a la Ciudad de México y cero a todos los demás.	

Nota: la clasificación de regiones se tomó de Campos et al. (2017)

**Cuadro 4**  
**Descripción estadística de los datos**

<b>Variable</b>	<b>Media</b>	<b>Desv. Est.</b>	<b>Min.</b>	<b>Max.</b>	<b>Obs.</b>
<i>IDH<sub>it</sub></i>	0.718	0.083	0.540	0.945	224
<i>CB<sub>it</sub></i>	5.585	6.824	0.287	47.003	224
<i>GPIB<sub>it</sub></i>	4.577	4.036	-9.366	18.880	224
<i>IP<sub>it</sub>**</i>	2,780.819	3,054.665	71.498	21,102.120	224
<i>ESC<sub>it</sub></i>	9.586	0.631	8.068	11.921	224
<i>FBK<sub>it</sub>*</i>	4,563.338	5,344.644	217.918	38,890.920	224
<i>REM<sub>it</sub>***</i>	17,665.97	15,210.040	2,198.262	104,989.800	224
<i>crisis</i>	0.1429	0.351	0	1	224
<i>noroeste</i>	0.125	0.33146	0	1	224
<i>noreste</i>	0.15625	0.36391	0	1	224
<i>centro – oeste</i>	0.28125	0.45062	0	1	224
<i>centro</i>	0.15625	0.36391	0	1	224
<i>sur_sureste</i>	0.25	0.43398	0	1	224
<i>cdmx</i>	0.03125	0.17438	0	1	224

Notas: elaboración propia con datos de INEGI y Banxico. \*Millones de pesos constantes. \*\* Miles de pesos constantes. \*\*\*Pesos constantes. El año base de todas las series es 2013.

### 3. Resultados de los modelos de datos panel

Después de estimar el modelo MCO2E de datos panel estatal a través del método de IV (cuadro 5), con efectos aleatorios y errores robustos (modelo 6), se encontró una relación significativa entre el crédito de los bancos comerciales y el IDH estatal. Los resultados sugieren que un incremento de 1% del crédito (%PIB) eleva el IDH en 0.002995. La inversión privada, los años de escolaridad y el efecto de la crisis no fueron estadísticamente significativos. Mientras que el efecto de las regiones fue estadísticamente significativo y negativo, tomando como punto de comparación la Ciudad de México. Por ejemplo, el IDH de los estados del noroeste del país fue 0.0538 puntos menor que el de la Ciudad de México. Mientras que el IDH de la región centro fue 0.1684 menor que en la Ciudad de México.

En los modelos 3 y 4, se evaluó por separado el efecto de la crisis financiera internacional, sin embargo, los coeficientes no fueron estadísticamente significativos. Mientras que en los modelos 1 y 2, se estima el efecto del crédito, de la inversión pública y de la escolaridad en el IDH. Algo relevante sobre los seis modelos es que en todos los casos el IDH es estadísticamente significativo y el coeficiente no varía significativamente, lo cual indica que los resultados son consistentes.

Para verificar la consistencia de los coeficientes del modelo anterior, primero, se realizó la prueba de Hausman, y no se pudo rechazar la hipótesis nula de

efectos aleatorios consistentes. Después se realizó la prueba de Breusch y Pagan (1980) y se rechazó la hipótesis de varianza cero entre los individuos, por lo tanto, estimar con efectos aleatorios genera estimadores consistentes. El uso de errores estándar robustos evita el problema de heteroscedasticidad. Por último, se utilizó la metodología Hausman-Taylor (1981) para poner a prueba la endogeneidad del crédito de la banca comercial.

**Cuadro 5**  
**Modelo MC2E con IV**

Segunda Etapa	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6
	Efectos Aleatorios	Efectos Aleatorios con EER	Efectos Aleatorios	Efectos Aleatorios con EER	Efectos Aleatorios	Efectos Aleatorios con EER
<i>CB<sub>it</sub></i>	0.0030524*** (-0.000469)	0.0030524*** (-0.0005607)	0.0030348*** (0.0004677)	0.0030348*** (-0.0005921)	0.002995*** (-0.000472)	0.002995*** (-0.000567)
<i>IP<sub>it</sub></i>	0.000000203 (-0.000000045)	0.000000203 (-0.000000040)	0.000000304 (0.000000046)	0.000000304 (0.000000041)	0.0000003 (-0.00000004)	0.0000003 (-0.00000004)
<i>ESC<sub>it</sub></i>	0.0034804 (-0.003302)	0.0034804 (-0.0026108)	0.0036644 (0.0032981)	0.0036644 (0.002718)	0.003536 (-0.003319)	0.0035362 (-0.0023934)
<i>crisis</i>			-0.0028983 (0.0026779)	-0.0028983 (0.0020465)	-0.0028945 (-0.002697)	-0.0028945 (-0.0021465)
<i>noroeste</i>					-0.067639 (-0.0696302)	-0.053834* (-0.0300844)
<i>noreste</i>					-0.053834 (-0.0709912)	-0.0676378** (-0.0220812)
<i>centro - oeste</i>					-0.1143896* (-0.067016)	-0.114389*** (-0.0178553)
<i>centro</i>					-0.1684036** (-0.069724)	-0.168403*** (-0.0192124)
<i>sur_sureste</i>					-0.165437** (-0.067479)	-0.165437*** (-0.031902)
<i>intercepto</i>	0.6670077*** (-0.0338167)	0.6670077*** (-0.0301394)	0.6654772*** (0.0337744)	0.6654772*** (0.0270389)	0.784053*** (-0.07134)	0.784053*** (-0.0285886)
<i>R<sup>2</sup> - overall</i>	0.2011	0.2011	0.2018	0.2018	0.4995	0.4995

Notas: elaboración de los autores. Errores Estándar Robustos (EER). Entre paréntesis se muestran los errores estándar. \*10% de significancia estadística, \*\*5% de significancia estadística, \*\*\*1% de significancia estadística

El modelo dinámico se estimó con la especificación de Arellano-Bover/Blundell-Bond. Los resultados del modelo sugieren que, de 2004 a 2016, el crédito de los bancos comerciales tuvo un efecto positivo en el IDH estatal de 0.0013. Mientras que el primer rezago del crédito tuvo un efecto negativo de -0.0017 puntos sobre nivel de desarrollo humano. Las variables potenciales del desarrollo humano no fueron estadísticamente significativas. El primer rezago del IDH explicó en mayor medida el desarrollo humano de los estados en México en 0.75456. Mientras que la crisis financiera redujo en

-0.008296 el IDH estatal durante el periodo de estudio. También se intentó agregar el efecto fijo de las regiones; sin embargo, todas fueron no significativas.

**Cuadro 6**  
**Modelo de Datos Panel Dinámico**

Variable	Coefficientes	Errores Estándar Robustos
$IDH_{it-1}$	0.75456***	0.14852
$IDH_{it-2}$	0.22148	0.15003
$CB_{it}$	0.001324**	0.00057
$CB_{it-1}$	-0.001723**	0.00068
$IP_{it}$	0.0000001	0.000001
$ESC_{it}$	0.0007062	0.00281
<i>crisis</i>	-0.00829***	0.00234
<i>intercepto</i>	0.01611	0.02693
	<i>z</i>	Prob > <i>z</i>
Prueba AR(1)	-2.00	0.046
Prueba AR(2)	-1.30	0.194
Prueba AR(3)	1.18	0.240
	$\chi^2$	Prob > $\chi^2$
Prueba de sobreidentificación Hansen	23.73	0.361

Notas: elaboración propia. \*10% de significancia estadística, \*\*5% de significancia estadística, \*\*\*1% de significancia estadística

Para no perder observaciones fue necesario limitar el número de instrumentos, considerando dos rezagos de la variable dependiente, un máximo de tres instrumentos por cada rezago de la variable dependiente, tres instrumentos exógenos (*FBK*, *GPIB* y *REM*) y dos instrumentos endógenos ( $IDH_{it-1}$ ,  $IDH_{it-2}$  y  $CB_{it}$ ), y eso nos da un total de 30 instrumentos. De acuerdo con Arellano-Bover (1998), si los errores son ruido blanco en niveles, se espera autocorrelación de primer orden en los residuos de primeras diferencias, pero no de segundo orden. Por lo tanto, podemos utilizar un contraste directo sobre la autocorrelación de segundo orden en los residuos de tipo de multiplicador de Lagrange. El cuadro 6 indica que la hipótesis nula de no autocorrelación, se rechaza en el primer rezago, AR(1), pero no se rechaza en el segundo y tercer rezago, AR(2) y AR(3). Adicionalmente, se realizó la prueba Hansen (1982) y se cumple la hipótesis nula de validez de todos los instrumentos. Roodman (2003) asegura que la elección adecuada de los instrumentos y la no correlación de segundo orden en los residuos, son necesarios para obtener estimadores A-B/B-B consistentes.

## Conclusiones

En esta investigación, se encontró evidencia empírica de una relación estadísticamente significativa y positiva entre el crédito de la banca comercial y el Índice de Desarrollo Humano de los Estados en México, durante el periodo

2004-2016. Al estimar el modelo de Variables Instrumentales, los resultados sugieren que un incremento de 1% del crédito (%PIB) eleva el IDH en 0.002995. Mientras que el IDH de los estados del noroeste del país fue 0.0538 puntos menor que el de la Ciudad de México, y el IDH de la región centro fue 0.1684 menor que en la Ciudad de México. No sorprende el hecho de que el crédito esté concentrado en los estados que tienen mayor actividad económica, como la Ciudad de México que en el año 2016 registró una relación de crédito bancario sobre PIB de 47%; mientras que, en el mismo año, Chihuahua apenas sumó créditos otorgados del 1% como porcentaje de su PIB. De esta manera, el efecto positivo del crédito en el desarrollo humano se transmite por dos canales: el componente de ingresos del IDH, de corto plazo; y el de la inversión, que tiene efecto de largo plazo en los componentes de salud y educación del IDH.

Como se puede observar en el cuadro 1, el IDH del nivel estatal en México mostró una naturaleza dinámica, por eso se consideró adecuado estimar un modelo que controlara ese efecto. Los resultados del modelo sugieren que, de 2004 a 2016, el crédito de los bancos comerciales tuvo un efecto positivo en el IDH estatal de 0.0013. Mientras que el primer rezago del crédito redujo el IDH en -0.0017. Esto último se puede explicar por el posible uso irresponsable del crédito bancario, el cual puede tener un efecto negativo en el desarrollo humano; por ejemplo, cuando el financiamiento se destina a actividades improductivas o insostenibles. Por otro lado, el riesgo de incumplimiento lleva a los prestamistas (como los bancos) a tomar estrategias conservadoras, sobre todo en los países donde no existe un estado de derecho que facilite el cobro de las deudas. Ante este escenario, los bancos tienden a preferir ganancias pequeñas, pero de una gran cantidad de buenos préstamos que superarán algunas grandes pérdidas por préstamos incobrables. Sin embargo, como lo explica Merton (1998), el efecto positivo de actividad bancaria en desarrollo económico requiere un sistema financiero que funcione fluidamente, facilitando la asignación eficiente del consumo de los hogares a lo largo de toda su vida, así como la asignación eficiente del capital físico a usos más productivos en el sector empresarial. Y para que eso ocurra, Levine (2004) hace énfasis en el cumplimiento de cinco funciones de las instituciones financieras: asignar eficientemente los recursos, monitorear las inversiones, administrar el riesgo, movilizar y captar los ahorros, así como facilitar el intercambio de bienes.

Es importante destacar que, a pesar de los bajos niveles de crédito, como porcentaje del PIB a nivel estatal (pues sólo cuatro estados superaron la media nacional durante todo el periodo), se encontró una relación positiva entre el financiamiento de los bancos comerciales y el IDH estatales. Por lo tanto, existe potencial para elevar dicho efecto positivo de la banca a los niveles de desarrollo humano. De lo anterior se desprende la primera propuesta de

política, que consiste en promover políticas públicas que eleven el crédito de los bancos comerciales a nivel estatal, para mejorar el nivel de ingresos, salud y educación de las entidades. En particular, tratar de que converja el crédito bancario estatal al promedio nacional de 9.2%, como porcentaje del PIB que se observó de 2004 a 2016.

La segunda propuesta de política consiste en diseñar estrategias para contrarrestar el efecto negativo que tiene el riesgo de incumplimiento en el otorgamiento del crédito, y buscar mecanismos para darle prioridad al financiamiento de las actividades productivas en inversión de infraestructura y en innovación. Las actividades productivas tienen un efecto de corto plazo en la dimensión de los ingresos; mientras que la inversión en infraestructura e innovación tienen influencia de largo plazo en las dimensiones de salud y educación de la población.

## Referencias

- [1] Arellano, M., and S. Bond (1991). Some tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and Application to Employment Equations. *The Review of Economic Studies*, Oxford University Press, 58 (2), 277-297.
- [2] Arellano, M., y O. Bover (1990). La Econometría de Datos Panel. *Investigaciones Económicas (Segunda época)*, 14 (1), 3-45.
- [3] Arellano, M., and O. Bover (1998). Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models. *Journal of Econometrics*, 68 (1), 29-51.
- [4] Agbor, J. A. (2015). How Does Colonial Origin Matter for Economic Performance in Sub-Saharan Africa? In *Growth and Institutions in African Development*. Chapter 13. New York: Routledge Studies in Development Economics (pp. 309-327).
- [5] Asongu, S., and J. C. Nwachukwu (2015). Finance and Inclusive Human Development: Evidence from Africa. Munich Personal RePEc Archive, Paper No. 71787.
- [6] Baran, P. (1957). *Political economy of growth*. New York: Monthly Review Press.
- [7] Banco de México (2019). *Reporte de Estabilidad Financiera: Resumen*. Diciembre de 2019.
- [8] Beck, T., A. Demirgüç-Kunt, and R. Levine (2003). Law and Finance: Why Does Legal Origin Matter? *Journal of Comparative Economics*, 31 (4), 653-675.
- [9] Beck, T., A. Demirgüç-Kunt, R. Levine, and V. Maksimovic (2001). Financial Structure and Economic Development: Firm, Industry, and Country Evidence. In *Financial Structure and Economic Growth* (pp. 189-241). The MIT Press.
- [10] Beck, T., H. Degryse, and C. Kneer (2014). Is More Finance Better? Disentangling intermediation and size effects of financial systems. *Journal of Financial Stability*, 10 (C), 50-64.
- [11] Cameron, A. C., and P. K. Trivedi (2010). *Microeconometrics using Stata*. Stata Press, USA.

- [12] Campos, R. M., C. Domínguez, and G. Márquez (2017). Long-Run Human Development in Mexico. In *Has Latin America Inequality Changed Direction?* (pp. 89-112), Springer Open.
- [13] Clavellina, J. L. (2013). Crédito bancario y crecimiento económico en México. *Economía Informa* No. 378, enero-febrero, UNAM.
- [14] Dasgupta, A. K. (1954). Keynesian Economics and Underdeveloped Countries. *Economic Weekly*, Vol. 6, 101-105.
- [15] Datta, B. (1952). *Economics of Industrialization*. Calcutta: World Press.
- [16] Degryse, H., M. Kim, and S. Ongena (2009) *Microeconometrics of banking: methods, applications and results*. Oxford University Press.
- [17] Del Ángel Mobarak, G. (2010). La paradoja del desarrollo financiero. En *Historia económica general de México: de la Colonia a nuestros días*, Kuntz S. (coord.), El Colegio de México, 635-666.
- [18] Dobb, M.H. (1951). *Some Aspects of Economic Development*. Dehli School of Economics.
- [19] Esquivel, G., L. López-Calva y R. Vélez (2003). Crecimiento Económico, Desarrollo Humano y Desigualdad Regional en México 1950-2000. *Estudios Sobre el Desarrollo Humano*, PNUD. México. No. 2003-3.
- [20] Fillippidis, I, and C. Katrakilidis (2015). Finance, institutions and human Development: Evidence from Developing countries. *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*, 28 (1), 1018-1033.
- [21] Freixas, X., and J. C. Rochet (1997). *Microeconomics of Banking*. MIT, Cambridge.
- [22] Goldsmith, R. W. (1969). *Financial Structure and Development*. Yale University Press.
- [23] Gurley, G., and E. S. Shaw, (1995). Financial Aspects of Economic Development. *The American Economic Review*, 45 (4), 515-538.
- [24] Haber S., y A. Musacchio (2014). *Los buenos tiempos son éstos: la incursión de los bancos extranjeros en México después de un siglo de crisis bancarias*. México, Centro de Estudios Espinosa Yglesias.
- [25] Hernández, F., y A. Villagómez (2013). *El enigmático sistema bancario mexicano contemporáneo*. Centro de Estudios Espinosa Yglesias.
- [26] Hirschman, A. O. (1958). *The Strategy of Economic Development*. Yale University Press.
- [27] King, R., and R. Levine (1993). Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right. *Quarterly Journal of Economics*, 108 (3), 717-737.
- [28] King, R., and R. Levine (1993b). Finance, Entrepreneurship and Growth: Theory and Evidence. *Journal of Monetary Economics*, 32 (3), 513-542.
- [29] Levine, R., (2004). Finance and growth: theory and evidence. National Bureau of Economics Research, Working Paper No. 10 776.
- [30] Levine R. (1997). Financial Development and Economic Growth: Views and Agenda. *Journal of Economic Literature*, 35 (2), 688-726.
- [31] Lewis, W. A. (1955). *The Theory of Economic Growth*. Homewood, IL: Irwin.
- [32] López-Calva, L. F., y M. Székely (Comps.), (2006). *Medición del desarrollo humano en México*. México: Fondo de Cultura Económica.
- [33] Loría, E., & Robles, M. (2020). Reforma financiera y crecimiento potencial en México, 2014-2019. *ECONOMÍAunam*, 17(50), 72-91.
- [34] McKinnon, R. I. (1973). Money and Capital in Economic Development. Brookings Institution.

- [35] Mandelbaum M. K. (1945). *The industrialization of backward areas*. Oxford: Blackwell.
- [36] Nurkse, R. (1953). *Problems of Capital Formation in Underdevelopment Countries*. Oxford: Blackwell.
- [37] Pishke, Von (1998). Poverty, Human Development and Financial Services, *Human Development Occasional Papers*, No. 25.
- [38] Pishke, Von (2009). Finance and Human Development. In Marquardt, Michael J. *Human Resources and Their Developments*. UNESCO-EOLSS, 214-237.
- [39] PNUD (1990). Informe sobre el desarrollo humano 1990.
- [40] PNUD (2014). Informe sobre el desarrollo humano 2014.
- [41] PNUD (2015). Índice de Desarrollo Humano para las entidades federativas. México 2015.
- [42] Rodríguez, A., y F. Venegas-Martínez (2009). Decisiones de los bancos comerciales en condiciones de riesgo e incertidumbre. *Estudios Económicos*, 24 (47), 145-175.
- [43] Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata. *The stata journal*, 9(1), 86-136.
- [44] Rosenstein-Rodan, P. (1943). Problems of Industrialisation of Eastern and South-Eastern Europe. *The Economic Journal*, 53 (210/211), 202-211.
- [45] Sen, A. (1980). Equality of What? In *McMurrin S. Tanner Lectures on Human Values*, Volume 1. Cambridge University Press.
- [46] Sen, A. (1985). *Commodities and Capabilities*. North Holland.
- [47] Sen, A. (1988). The Concept of Development. In *Handbook of Development Economics*, Vol. I, pp. 9-26.
- [48] Sen, A. (1989). *Sobre ética y economía*. Madrid: Alianza Editorial.
- [49] Sen, A. (1998). Human Development and Financial Conservatism, *World Development*, 26 (4), 733-742.
- [50] Sen, A. (2000). *Desarrollo y Libertad*. Editorial Planeta Mexicana.
- [51] Sen, A. (2003). Development as Capability Expansion. In *Readings in Human Development*, ( 41-58) New Delhi and New York: Oxford University Press.
- [52] Singer, H.W. (1952). The Mechanics of Economic Development, *Indian Economic Review*, Reimpreso en: *The economics of underdevelopment*. London: Oxford University Press.
- [53] Uddin, Md A., and M. Masih (2015). Finance, Growth and Human Development: An Islamic Economic Development perspective. Munich: Personal RePEc Archive, Paper No. 65818.

## Anexos

**Anexo 1**  
**Construcción del IDH**

Índice	Esquivel <i>et al.</i> (2003)	Estimación Propia
<b>Salud</b>	Esperanza de vida al nacer de Conapo (2002). El rango mínimo de 20 años y máximo de 80 años.	Esperanza de vida al nacer del Conapo. Rango mínimo de 20 años y rango máximo de 80 años.
<b>Educación</b>	<p>Tasa de alfabetización Conapo de 1950 a 2000, cada cinco años.</p> <hr/> <p>Tasa de matriculación para el rango de edad entre 6 y 12 años.</p>	<p>Se obtuvo de la relación entre la población que sabe leer y escribir, mayor de 15 años; y la población total mayor de 15 años para cada entidad. Encuesta de Ingresos y Gastos de los Hogares, de 2004 a 2016.</p> <hr/> <p>Tasa de matriculación para el rango de edad entre 6 y 23 años. Estadísticas e Indicadores Educativos de la SEP.</p>
<b>Ingreso</b>	PIB <i>per cápita</i> estatal serie de 1940 a 1995 de Esquivel (1999) y para el 2000 de INEGI. Ajustado por componente petrolero de Esquivel (2002). Rango mínimo 1,000 pesos y rango máximo 40,000 pesos, correspondiente a sus datos.	PIB <i>per cápita</i> estatal de 2004 a 2016 de INEGI. Ajustado por componente petrolero de Esquivel (2002). Rango mínimo 5,006 pesos y rango máximo 28,361 pesos. Correspondiente a nuestros datos.

**Anexo 2**  
**Índice de Salud (IS) de México 2004-2016: nacional y estatal**

<b>Entidad</b>	<b>2004</b>	<b>2006</b>	<b>2008</b>	<b>2010</b>	<b>2012</b>	<b>2014</b>	<b>2016</b>
<b>Nacional</b>	0.897	0.900	0.901	0.899	0.904	0.912	0.919
<b>Aguascalientes</b>	0.915	0.918	0.918	0.920	0.924	0.929	0.933
<b>Baja California</b>	0.883	0.886	0.885	0.885	0.889	0.897	0.904
<b>B. C. Sur</b>	0.917	0.920	0.922	0.925	0.929	0.932	0.936
<b>Campeche</b>	0.903	0.905	0.907	0.911	0.915	0.919	0.923
<b>Chiapas</b>	0.853	0.858	0.862	0.866	0.872	0.877	0.883
<b>Chihuahua</b>	0.876	0.879	0.861	0.811	0.844	0.871	0.892
<b>Coahuila</b>	0.916	0.919	0.918	0.912	0.916	0.925	0.932
<b>Colima</b>	0.916	0.919	0.921	0.921	0.925	0.929	0.934
<b>C. de México</b>	0.917	0.920	0.923	0.925	0.928	0.933	0.937
<b>Durango</b>	0.914	0.918	0.904	0.899	0.906	0.921	0.933
<b>Guanajuato</b>	0.906	0.910	0.909	0.911	0.915	0.921	0.927
<b>Guerrero</b>	0.859	0.862	0.861	0.865	0.871	0.878	0.885
<b>Hidalgo</b>	0.886	0.890	0.891	0.894	0.898	0.904	0.910
<b>Jalisco</b>	0.908	0.912	0.913	0.913	0.917	0.923	0.928
<b>México</b>	0.902	0.905	0.907	0.907	0.912	0.918	0.923
<b>Michoacán</b>	0.893	0.897	0.895	0.897	0.902	0.909	0.915
<b>Morelos</b>	0.912	0.915	0.915	0.912	0.916	0.924	0.932
<b>Nayarit</b>	0.904	0.907	0.906	0.898	0.902	0.913	0.923
<b>Nuevo León</b>	0.932	0.934	0.935	0.930	0.918	0.933	0.945
<b>Oaxaca</b>	0.858	0.863	0.863	0.866	0.871	0.879	0.887
<b>Puebla</b>	0.890	0.895	0.897	0.900	0.905	0.911	0.916
<b>Querétaro</b>	0.905	0.908	0.910	0.911	0.916	0.921	0.926
<b>Quintana Roo</b>	0.911	0.914	0.913	0.916	0.920	0.925	0.930
<b>San Luis Potosí</b>	0.893	0.897	0.899	0.896	0.901	0.908	0.915
<b>Sinaloa</b>	0.915	0.918	0.913	0.897	0.901	0.918	0.931
<b>Sonora</b>	0.906	0.909	0.910	0.909	0.913	0.919	0.925
<b>Tabasco</b>	0.895	0.898	0.898	0.900	0.904	0.910	0.916
<b>Tamaulipas</b>	0.916	0.919	0.919	0.912	0.916	0.925	0.933
<b>Tlaxcala</b>	0.900	0.904	0.907	0.906	0.910	0.917	0.924
<b>Veracruz</b>	0.880	0.884	0.885	0.888	0.893	0.899	0.904
<b>Yucatán</b>	0.908	0.911	0.911	0.915	0.919	0.923	0.927
<b>Zacatecas</b>	0.904	0.908	0.907	0.905	0.910	0.917	0.925

Fuente: elaboración propia con datos de Conapo.

**Anexo 3**  
**Índice de Educación (IE) de México 2004-2016: nacional y estatal**

Entidad	2004	2006	2008	2010	2012	2014	2016
<b>Nacional</b>	0.802	0.807	0.815	0.821	0.792	0.834	0.780
<b>Aguascalientes</b>	0.835	0.829	0.846	0.847	0.826	0.855	0.786
<b>Baja California</b>	0.817	0.835	0.826	0.834	0.805	0.856	0.810
<b>B. C. Sur</b>	0.830	0.833	0.853	0.851	0.822	0.851	0.783
<b>Campeche</b>	0.800	0.800	0.812	0.798	0.797	0.818	0.759
<b>Chiapas</b>	0.839	0.833	0.835	0.837	0.805	0.843	0.778
<b>Chihuahua</b>	0.812	0.844	0.813	0.833	0.769	0.841	0.781
<b>Coahuila</b>	0.737	0.761	0.726	0.751	0.750	0.751	0.711
<b>Colima</b>	0.839	0.826	0.826	0.849	0.831	0.840	0.787
<b>C. de México</b>	0.883	0.882	0.898	0.912	0.906	0.938	0.903
<b>Durango</b>	0.819	0.832	0.837	0.849	0.806	0.856	0.787
<b>Guanajuato</b>	0.764	0.760	0.786	0.802	0.761	0.812	0.755
<b>Guerrero</b>	0.742	0.731	0.751	0.731	0.685	0.761	0.709
<b>Hidalgo</b>	0.745	0.737	0.774	0.767	0.758	0.819	0.776
<b>Jalisco</b>	0.804	0.800	0.824	0.830	0.801	0.846	0.785
<b>México</b>	0.809	0.818	0.823	0.828	0.792	0.841	0.791
<b>Michoacán</b>	0.763	0.750	0.767	0.756	0.724	0.808	0.733
<b>Morelos</b>	0.819	0.820	0.816	0.821	0.811	0.834	0.790
<b>Nayarit</b>	0.822	0.829	0.806	0.822	0.785	0.846	0.772
<b>Nuevo León</b>	0.833	0.837	0.835	0.858	0.807	0.873	0.805
<b>Oaxaca</b>	0.757	0.719	0.768	0.777	0.773	0.739	0.717
<b>Puebla</b>	0.767	0.804	0.799	0.809	0.724	0.838	0.781
<b>Querétaro</b>	0.783	0.814	0.810	0.822	0.781	0.841	0.799
<b>Quintana Roo</b>	0.781	0.784	0.799	0.814	0.768	0.835	0.770
<b>San Luis Potosí</b>	0.803	0.804	0.800	0.807	0.761	0.827	0.767
<b>Sinaloa</b>	0.831	0.841	0.839	0.843	0.834	0.847	0.801
<b>Sonora</b>	0.851	0.850	0.858	0.852	0.844	0.861	0.792
<b>Tabasco</b>	0.806	0.817	0.817	0.842	0.813	0.842	0.786
<b>Tamaulipas</b>	0.837	0.843	0.850	0.849	0.815	0.857	0.789
<b>Tlaxcala</b>	0.807	0.838	0.834	0.827	0.808	0.833	0.785
<b>Veracruz</b>	0.766	0.786	0.796	0.791	0.793	0.800	0.746
<b>Yucatán</b>	0.774	0.764	0.802	0.806	0.733	0.814	0.780
<b>Zacatecas</b>	0.790	0.814	0.824	0.811	0.796	0.824	0.780

Fuente: elaboración propia con datos de INEGI y SEP.

**Anexo 4**  
**Índice de Ingresos (II) de México 2004-2016: nacional y estatal**

<b>Entidad</b>	<b>2004</b>	<b>2006</b>	<b>2008</b>	<b>2010</b>	<b>2012</b>	<b>2014</b>	<b>2016</b>
<b>Nacional</b>	0.435	0.457	0.457	0.435	0.460	0.466	0.491
<b>Aguascalientes</b>	0.556	0.569	0.585	0.564	0.591	0.636	0.685
<b>Baja California</b>	0.587	0.599	0.577	0.518	0.529	0.527	0.569
<b>B. C. Sur</b>	0.801	0.810	0.823	0.780	0.763	0.709	0.756
<b>Campeche</b>	0.699	0.778	0.712	0.712	0.698	0.650	0.604
<b>Chiapas</b>	0.015	0.019	0.014	0.005	0.012	0.009	0.000
<b>Chihuahua</b>	0.442	0.486	0.501	0.461	0.491	0.503	0.548
<b>Coahuila</b>	0.688	0.703	0.700	0.668	0.713	0.713	0.721
<b>Colima</b>	0.654	0.658	0.660	0.643	0.659	0.648	0.669
<b>C. de México</b>	0.845	0.879	0.893	0.889	0.931	0.952	1.000
<b>Durango</b>	0.446	0.440	0.437	0.429	0.448	0.459	0.472
<b>Guanajuato</b>	0.298	0.310	0.311	0.300	0.340	0.374	0.424
<b>Guerrero</b>	0.120	0.126	0.128	0.117	0.119	0.130	0.145
<b>Hidalgo</b>	0.285	0.274	0.277	0.242	0.262	0.284	0.321
<b>Jalisco</b>	0.439	0.464	0.465	0.449	0.472	0.491	0.532
<b>México</b>	0.168	0.190	0.194	0.188	0.213	0.214	0.232
<b>Michoacán</b>	0.202	0.224	0.225	0.196	0.217	0.247	0.273
<b>Morelos</b>	0.413	0.422	0.404	0.396	0.380	0.385	0.396
<b>Nayarit</b>	0.452	0.457	0.453	0.420	0.405	0.414	0.435
<b>Nuevo León</b>	0.732	0.770	0.788	0.766	0.793	0.797	0.818
<b>Oaxaca</b>	0.096	0.101	0.102	0.086	0.099	0.107	0.115
<b>Puebla</b>	0.186	0.222	0.231	0.214	0.252	0.241	0.265
<b>Querétaro</b>	0.601	0.633	0.640	0.625	0.656	0.679	0.724
<b>Quintana Roo</b>	0.633	0.635	0.673	0.618	0.627	0.625	0.665
<b>San Luis Potosí</b>	0.374	0.404	0.409	0.392	0.427	0.443	0.485
<b>Sinaloa</b>	0.418	0.426	0.449	0.429	0.440	0.439	0.489
<b>Sonora</b>	0.629	0.667	0.651	0.620	0.672	0.676	0.714
<b>Tabasco</b>	0.428	0.448	0.428	0.407	0.444	0.437	0.382
<b>Tamaulipas</b>	0.509	0.536	0.559	0.501	0.502	0.500	0.507
<b>Tlaxcala</b>	0.406	0.327	0.332	0.337	0.322	0.305	0.325
<b>Veracruz</b>	0.251	0.268	0.262	0.252	0.281	0.279	0.296
<b>Yucatán</b>	0.377	0.402	0.405	0.396	0.421	0.423	0.453
<b>Zacatecas</b>	0.320	0.335	0.368	0.409	0.409	0.417	0.417

Fuente: elaboración propia con datos de INEGI.

**Anexo 5**  
**Modelo MCO2E con IV**

<b>Primera Etapa</b>	<b>Efectos Aleatorios</b>	<b>Efectos Aleatorios</b>	<b>Efectos Aleatorios</b>
<i>REM_d</i>	0.0003179 (0.0000353)	0.0003207*** (0.0000357)	0.0003207*** (-0.0000362)
<i>FBK_d</i>	-0.000185 (0.0000803)	-0.000195** (0.0000824)	-0.000195** (-0.0000835)
<i>GPIB_d</i>	-0.0329723 (0.0576292)	-0.0180061 (0.063794)	-0.0180061 (-0.0646074)
<i>REM_m</i>	-2.21E-08 (0.0000342)	-0.000000022 (0.0000343)	-0.00000481 (-0.0000363)
<i>FBK_m</i>	0.0000206 (0.0001017)	0.0000205 (0.0001019)	0.0000314 (-0.0001066)
<i>GPIB_m</i>	0.0083726 (0.1337254)	0.0083481 (0.1339414)	-0.0114738 (-0.1646401)
<i>IP_d</i>	0.0001088 (0.0001025)	0.0001001 (0.0001039)	0.0001001 (-0.0001052)
<i>ESC_d</i>	1.32345 (0.7018031)	1.295359 (0.7047836)	1.295359* (-0.7137703)
<i>noreste_d</i>			omitido
<i>noroste_d</i>			omitido
<i>noroste_d</i>			-68.39244** (-33.25688)
<i>oeste_d</i>			omitido
<i>centro_d</i>			omitido
<i>s_sureste_d</i>			0.3843844 (-0.7065276)
<i>crisis_d</i>		0.3843844 (0.697632)	-0.00000506 (-0.0001081)
<i>IP_m</i>	-0.00000331 (0.0001003)	-0.0000033 (0.0001005)	0.3421936 (-0.5656087)
<i>ESC_m</i>	0.3551879 (0.4055933)	0.3541502 (0.4062486)	-1.075601 (-1.825641)
<i>noreste_m</i>			-1.179276 (-1.734926)
<i>noroste_m</i>			-0.880809 (-1.933734)
<i>oeste_m</i>			-1.235875 (-1.799626)
<i>centro_m</i>			-1.051476 (-1.819693)
<i>s_sureste_m</i>			omitido
<i>crisis_m</i>		-144.2652 (53.44207)	
<i>_cons</i>	-328.3111 (120.3081)	omitido	omitido

Notas: elaboración de los autores. Errores Estándar Robustos (EER). Entre paréntesis se muestran los errores estándar. \*10% de significancia estadística, \*\*5% de significancia estadística, \*\*\*1% de significancia estadística



## Desigualdad salarial en los subsectores manufactureros en México, 2007-2018

### Wage Inequality in Mexico's Manufacture, 2007-2018

Brenda Murillo-Villanueva\*  
Yolanda Carbajal Suárez\*\*  
Leobardo de Jesús Almonte\*\*

---

#### Información del artículo

Recibido:  
1 enero 2020

Aceptado:  
25 enero 2021

**Clasificación JEL:**  
J31; L60

**Palabras clave:**  
Desigualdad; Salarios;  
Manufactura

---

#### Resumen

Este documento analiza los determinantes de la desigualdad salarial en la manufactura en México. Entre los determinantes consensuados por la literatura económica se encuentran la apertura comercial, el cambio técnico, la oferta de empleo y aspectos institucionales del mercado de trabajo. A partir de un modelo con datos de panel, se busca probar la significancia estadística de estas variables en la determinación de la desigualdad salarial para los 21 subsectores manufactureros en México, en el periodo 2007-2018; para ello, se estima el índice de desigualdad para cada subsector. Los resultados muestran que la apertura comercial, el cambio técnico, la oferta de empleo y la reforma laboral inciden de manera directa sobre la desigualdad salarial.

---

\* Universidad Autónoma del Estado de México, bmv\_17\_5@hotmail.com; \*\* Centro de Investigación en Ciencias Económicas de la Facultad de Economía de la Universidad Autónoma del Estado de México.

**Article information**

Received:  
2 January 2020

Accepted:  
25 January 2021

**JEL Classification:**  
J31; L60

**Keywords:**  
Inequality; Wages;  
Manufacturing

**Abstract**

This paper analyzes the determinants of wage inequality in Mexico's manufacture. Among the consensual determinants in the economic literature are trade openness, technical change, labor supply, and institutional aspects of the labor market. Therefore, by means of a panel data model, this work seeks to prove the statistical significance of these variables as determinants of wage inequality in the 21 Mexican manufacturing subsectors in the period 2007-2018. The results show that trade openness, technical change, labor supply, and labor reforms impinge positively on wage inequality.

**Introducción**

En los últimos años han tomado relevancia los estudios de la desigualdad salarial, la razón se encuentra en que las cifras de crecimiento económico, aunque son de gran utilidad para analizar el desempeño de largo plazo de una economía, por su carácter agregado, no es un buen indicador para medir la distribución del ingreso y por tanto, las mejoras en el bienestar.

En el contexto internacional, se observa que el crecimiento de la desigualdad es una constante en los países desarrollados y en desarrollo (PNUD, 2010 y OIT, 2012), lo que ocasiona que las mejoras en el bienestar se traduzcan solo para una fracción de la población. También se ha encontrado que la desigualdad del ingreso en países en desarrollo obedece a distintas variables como género, escolaridad, calidad del empleo, ubicación geográfica, sector de actividad económica, entre otros (Ramos *et al.*, 2018). Esta gama de posibilidades sugiere que el análisis de esta variable además de ser multidimensional, es muy amplio. Por otro lado, la desigualdad del ingreso en el nivel nacional se desagrega y es la consecuencia de la desigualdad en distintos niveles y sectores de ocupación. De ahí la necesidad de acotar, cada vez más, el análisis de este problema.

Este trabajo considera que es relevante analizar la desigualdad del ingreso en el sector manufacturero, dado el papel de sector estratégico que juega para la actividad económica (véase Loría *et al.*, 2019; De Jesús, 2019 y Ocegueda, 2003), además de que congrega a las industrias más dinámicas, con mayor progreso tecnológico, científico y de innovación (Sánchez-Juárez y Moreno-Brid, 2016). Aunado a esto, la capacidad que posee para generar encadenamientos productivos más allá del propio sector, la generación de empleo formal y calificado, su vinculación con el sector externo y los altos montos de inversión extranjera directa que recibe, caracterizan a este sector como clave para la economía mexicana. Al respecto, Fuentes y García (2009),

a partir de la aplicación de la teoría de grafos y usando la matriz de insumo producto de 2003, presentan evidencia de la importancia que tiene la industria manufacturera en la estructura productiva de México, por ser fuerte demandante de insumos intersectoriales y oferente de productos intermedios. A decir de los autores, “paso obligado de los flujos sectoriales de la economía” (Fuentes y García, 2009: 150).

En México, entre 2000 y 2018, este sector mostró una participación promedio anual de 17% en la producción nacional y de 25% en el empleo nacional (INEGI, 2019). Los datos censales de 2013 señalan que, en ese año, el sector manufacturero participó con 48.2% de la producción bruta total, con 29% del valor agregado bruto y con 33.9% de las remuneraciones totales (INEGI, 2014). De 1999 a 2018, la manufactura recibió 259,526.1 millones de dólares por concepto de inversión extranjera directa (IED), cifra que representó el 49% del total recibido durante el periodo (Secretaría de Economía, 2019). Lo anterior permite plantear la interrogante sobre si, incluso en las industrias más dinámicas de la economía mexicana, es posible encontrar desigualdad del ingreso.

De acuerdo con la *Encuesta Mensual de la Industria Manufacturera* (EMIM, 2019), los trabajadores se pueden clasificar según el tipo de trabajo en empleados y obreros. Los primeros se definen como los trabajadores que desempeñan labores de oficina, administración, ventas, contabilidad, labores ejecutivas de planeación, organización, dirección y control. Y los segundos desempeñan trabajos ligados a la operación de maquinaria en la fabricación de bienes, tareas auxiliares y otras actividades propias del proceso productivo (EMIM, 2019). Por su trabajo, los empleados reciben un sueldo; mientras que los obreros, reciben un salario.

Entre 2007 y 2018, 80% de los trabajadores del sector manufacturero fueron obreros (EMIM, 2019), por ello, gran parte de las remuneraciones totales se destinaron al pago de los salarios, de ahí que en este trabajo se plantee analizar la distribución del ingreso de los obreros en los 21 subsectores, es decir, la desigualdad salarial en los 21 subsectores. Más aún, resulta evidente que el crecimiento de los subsectores de la manufactura ha sido muy heterogéneo, algunos han crecido de manera sostenida y a altas tasas, mientras que otros lo han hecho de forma moderada.

Por ejemplo, la industria alimentaria (311), la de fabricación de equipo de transporte (336) y otras industrias manufactureras (339) son las que más han crecido con tasas superiores al 3%, tanto en la producción como el empleo entre 1988 y 2013; en el mismo periodo, la fabricación de insumos textiles (313) y productos derivados del petróleo (324) han decrecido en términos de producción y empleo (ver Carbajal y Carrillo, 2016). Sin lugar a duda, esto

también es consecuencia de la relación que cada subsector guarda con variables relevantes, como la apertura comercial, el cambio técnico, entre otros.

La basta literatura nacional e internacional sobre desigualdad salarial sugiere que las condiciones de género, la experiencia (Arceo-Gómez y Campos-Vázquez, 2014; Contreras y Gallegos, 2007), la flexibilidad laboral (Hernández, 2012), la apertura comercial (Esquivel y Rodríguez, 2003; Rodríguez, Germán-Soto y González, 2017), el comercio (Chiquiar, *et al.*, 2017, Akerman, *et al.*, 2013), el cambio técnico (Acemoglu, 2002, Card y DiNardo, 2002), la calidad del empleo (Zamudio, 2001, Cañonero y Werner, 2002) y la oferta laboral (Topel, 1994, Hernández-Laos, 2000, De la Garza *et al.*, 2001) son algunas variables que explican la desigualdad salarial en el nivel nacional y en la industria. También se encuentran documentos que sugieren el estudio y tratamiento de la desigualdad salarial desde el enfoque de la polarización (García, Fuentes y Montes, 2012; Huesca, 2003).

En este trabajo, el objetivo está centrado en identificar, a partir de indicadores tradicionales de concentración como el índice de Gini, el nivel de desigualdad salarial que prevalece en los 21 subsectores que conforman al sector manufacturero en México, e identificar sus determinantes durante el periodo 2007-2018.

En ese sentido, la hipótesis central de este trabajo es que a diferencia de la desigualdad salarial que prevalece en el nivel nacional, entre 2007 y 2018, se observa baja desigualdad salarial entre los subsectores de la industria manufacturera, que se explica en gran medida por el comercio internacional, el cambio técnico y la flexibilidad laboral. La metodología que se utilizó para probar la hipótesis consiste en obtener el coeficiente de Gini para la industria manufacturera desagregada en subsectores; asimismo, se estima un modelo con datos de panel para medir la significancia estadística de las variables propuestas, como determinantes de la desigualdad salarial, en el nivel de subsector.

El trabajo se desarrolla en cuatro apartados, además de esta introducción y las conclusiones. En el primero, se revisan las relaciones teóricas y empíricas observadas entre los determinantes de la desigualdad salarial. En el segundo, se discuten algunos datos sobre el salario en los subsectores manufactureros en México. En el tercero, se presenta la metodología utilizada para medir la desigualdad salarial y la relación entre variables. En el cuarto, se muestran los resultados sobre la desigualdad salarial entre los subsectores manufactureros y el grado explicativo del comercio internacional, el cambio técnico y la flexibilidad laboral sobre la desigualdad salarial.

## **1. Desigualdad salarial y su relación con otras variables**

Como se mencionó, las causas que explican el aumento en la dispersión salarial son diversas, pero se pueden resumir en cuatro aspectos (Castro y Huesca, 2007): *i*) la apertura comercial, *ii*) el cambio técnico, *iii*) cambios en el mercado laboral y *iv*) cambios en la oferta de empleo. A continuación, se analiza la forma en que cada uno de estos aspectos influye sobre la desigualdad salarial.

### 1.1. Apertura comercial

De acuerdo con el teorema Stolper-Samuelson (SS) (1941), el comercio afecta al precio relativo de los factores porque ocasiona cambios en el tipo de trabajo que se demanda. De manera clara, el teorema SS indica que si una economía en desarrollo (intensiva en trabajo poco calificado), incrementa su comercio con países desarrollados (intensivos en trabajo calificado), la economía en desarrollo se especializará en la exportación de bienes intensivos en trabajo poco calificado, ocasionando que la demanda y el salario de los trabajadores poco calificados incremente, y que el de los trabajadores calificados, disminuya.

Lo contrario se observará en la economía en desarrollo, esta se especializará en la exportación de bienes intensivos en trabajo calificado, ocasionando que la demanda de este tipo de trabajo aumente, lo mismo que su salario. Por tanto, economías en desarrollo como la mexicana, de mayor comercio con economías desarrolladas, ocasionaría un incremento en la demanda relativa del trabajo no calificado, que se traduce en un incremento en la remuneración al trabajo no calificado, y en un incremento en el salario relativo de este tipo de trabajo, que podría significar una reducción en la desigualdad salarial porque el salario de los trabajadores no calificados experimenta un incremento, como consecuencia del comercio (ver Esquivel y Rodríguez, 2003 y Hoekman y Winters, 2005).

Además, si se considera que en los últimos 10 años, el 88.8% del comercio mexicano se realiza con países desarrollados como EE. UU., Canadá, Europa y Japón (Banxico, 2019), que se caracterizan por ser países abundantes en trabajo calificado, entonces México debió experimentar una reducción en la desigualdad salarial como resultado del comercio.

De acuerdo con Chiquiar *et al.* (2017), la integración de México con países desarrollados como EE. UU. y Canadá a través del TLCAN, ahora T-MEC, llevó a que el empleo manufacturero de trabajadores no calificados aumentara y a que sus salarios reales fueran mayores. Estos resultados coinciden con los que reportan Cañonero y Werner (2002) y Esquivel y Rodríguez (2003) quienes argumentan que con la inserción de México al GATT la desigualdad salarial se incrementó como resultado del aumento en la oferta de empleo no calificado, pero que se redujo después de la instrumentación del TLCAN

porque aumentó el comercio con países abundantes en trabajo calificado. Estos hallazgos apoyan el cumplimiento del teorema SS en México.

Sin embargo, se ha encontrado que el comercio y las reformas al comercio explican solo una pequeña fracción del cambio en la desigualdad salarial, observado en países desarrollados y en desarrollo. De acuerdo con Hoekman y Winters (2005: 24), "... las magnitudes de los efectos de mayor comercio en países de la OECD sobre los salarios y la desigualdad son pequeñas."

Por otro lado, en el trabajo de Chiquiar *et al.* (2017), hay evidencia que sugiere que el comercio tiene efectos diferenciados en las regiones de México; y, que las ciudades del norte, al tener mayor exposición al TLCAN, han experimentado mayor crecimiento en los salarios. Además, Akerman, *et al.* (2013), argumentan que la apertura comercial puede incrementar la desigualdad salarial al interior de la industria manufacturera y de los subsectores, ya que no todas las empresas exportan y no todas se benefician del consecuente incremento salarial. Harrison y Hanson (1999) refieren que al interior de las industrias, la desigualdad salarial es mayor cuanto mayor es su presencia en actividades de exportación.

## 1.2. Cambio técnico

El cambio técnico se define como el cambio en la estructura y contenido de la producción, e implica un mejoramiento o un cambio en las dinámicas de producción existentes, en el conjunto de factores que se combinan, o en las cantidades que se utilizan. Murillo-Villanueva (2019) da evidencia de que entre 2003 y 2012 el cambio técnico en los subsectores manufactureros de México fue gradual, y con cambios importantes en la intensidad con la que se utilizan los insumos primarios. Particularmente, se observa que la mayoría de los subsectores experimentan una reducción en el empleo, que sugiere una relación sustitutiva entre capital y trabajo de baja calificación, y una relación de complementariedad entre capital y trabajo calificado.

El cambio técnico ocasiona variaciones en la composición del empleo a favor del trabajo calificado e incrementa la desigualdad salarial. De acuerdo con Broecke (2016), la globalización, los cambios en la demanda de capacidades y los cambios organizacionales han incrementado el pago a las capacidades y, por tanto, la desigualdad salarial.

Esquivel y Rodríguez (2003) encuentran que en la industria manufacturera el cambio técnico llevó a una reducción en los salarios reales de los trabajadores no calificados, y a un incremento en el salario real de los calificados, presionando a la alza la desigualdad entre calificados y no calificados entre 1988 y 2000. Al respecto, hay diversos trabajos que indican que la calificación

del trabajo influye sobre los salarios, y que los trabajadores con mayor calificación tienen en promedio mayores salarios que los no calificados (Krugman y Lawrence, 1993; Hoekman y Winters, 2005 y Cañonero y Werner, 2002).

En algunos de estos trabajos se ha utilizado a la variable productividad laboral como *proxy* del cambio técnico. La idea detrás de este supuesto es que el cambio técnico incrementa la productividad laboral, vía la reducción en el uso de trabajo. Castellano (2010) presenta evidencia de que, en la industria manufacturera, el incremento de la productividad laboral se traduce en un incremento en los salarios. Los diferenciales entre las productividades laborales entre subsectores podrían llevar a distintos niveles de salario, y a agravar la desigualdad salarial.

También se considera que el perfil tecnológico de los subsectores manufactureros es un indicador de cambio técnico, que contribuye a la explicación de la desigualdad salarial en el sentido de que, a mayor innovación, la desigualdad se agudiza. Se utiliza la clasificación de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo (OCDE), basada en indicadores de intensidad tecnológica que reportan Carbajal-Suárez, Mejía-Reyes y Rendón (2008) y que clasifica a los subsectores de la manufactura en cuatro categorías: alta tecnología, tecnología alta-media, tecnología baja-media y tecnología baja.

### **1.3. Cambios en el mercado laboral**

La fragmentación de los procesos productivos de las grandes empresas y la creciente relevancia de las cadenas globales de valor han tenido como principal objetivo la búsqueda de bajos costos laborales y el incremento en la tasa de ganancia. Por ello se han desarrollado nuevas formas de organización del trabajo que, de acuerdo con Hernández (2012: 34), “no siempre resultan benéficas para los trabajadores”.

La nueva organización del trabajo es resultado de las reformas laborales que fomentan la flexibilidad laboral y la reducción de la participación sindical como vías para incentivar el empleo. En la actualidad, se observan contrataciones sin seguridad laboral y con remuneración flexible determinada por la duración de la jornada laboral, el rendimiento, la productividad del trabajo o los beneficios de la empresa (ver Neffa, 2010). Hernández (2012) refiere que, en 2011, el 56.88% de los trabajadores mexicanos tuvieron empleos temporales, sin contrato formal o con contratos que no especificaban la duración. En ese sentido, la reforma laboral de 2012 que tuvo por objetivo fomentar el acceso al mercado laboral a través de la flexibilidad laboral, podría traducirse en un incremento en la desigualdad salarial.

Aunado a esto, la reducción de la participación sindical también afecta a la desigualdad salarial, especialmente, reduce las remuneraciones de los trabajadores menos calificados. No obstante, de acuerdo con Cragg y Epelbaum (1996), Bell (1997) y López-Acevedo (2001), hasta finales del S. XX, en México, la pérdida de poder sindical no afectó la evolución de la desigualdad salarial.

#### **1.4. Cambios en la oferta de empleo**

Respecto a la oferta de empleo, se ha encontrado evidencia que sugiere que la participación femenina y juvenil, así como el desempleo, son variables que afectan la oferta relativa de empleo y que inciden sobre la desigualdad salarial. Topel (1994) sugiere que la oferta laboral femenina afecta el salario de los hombres menos calificados. En el mismo sentido, De la Garza *et al.* (2001), encuentran que en México las mujeres se emplean en actividades de baja productividad ocasionando que la brecha salarial sea más amplia.

Contrario a la idea de que la liberalización comercial ha intensificado la desigualdad salarial entre hombres y mujeres, Aguayo-Tellez, Airola y Juhn (2010) dan evidencia de que la liberalización comercial en México, aumentó la participación de las mujeres en el mercado laboral manteniendo estable la relación salarial entre hombres y mujeres.

Por otro lado, Meza (2005) encuentra que la participación de los jóvenes aumenta la desigualdad salarial al incrementar la oferta de empleo y abaratar los salarios. La presión que en México ejercen los jóvenes sobre la desigualdad salarial también podría ser relevante, si se considera que cada año se incorporan al mercado laboral más de un millón de jóvenes (ver Hernández-Laos, 2000).

Además, de acuerdo con los resultados que reporta Castellano (2010) para México, en el corto plazo, un incremento de 1% en la tasa de desempleo de la industria manufacturera, reduce el incremento del salario nominal del sector en 0.54%. Lo anterior sugiere que el incremento en la oferta laboral detiene el crecimiento de los salarios y como consecuencia, incrementa la desigualdad salarial.

## **2. Salario en los subsectores manufactureros**

De acuerdo con el Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte (SCIAN, 2013), el sector manufacturero se puede desagregar en 21 subsectores. El nivel de calificación y las habilidades requeridas en los trabajadores diferirá entre industrias, debido a las diferencias de productos,

procesos de producción y contenido tecnológico, lo que se reflejará en los salarios.

En la tabla 1, se presenta el salario real unitario de los obreros que se emplean en los distintos subsectores manufacturero en 2007 y 2018. En ambos años, los datos muestran una notable heterogeneidad salarial entre subsectores. En 2007 el subsector fabricación de productos textiles (314) registró un salario medio real unitario de 31 pesos por hora, el más bajo de la industria manufacturera; mientras que en la industria de derivados del petróleo (324), el salario medio fue de 115 pesos por hora, el mayor en el sector manufacturero y casi cuatro veces mayor que en el primero.

En cambio, en 2018, el menor salario unitario fue de 34 pesos por hora y se registró en la industria de la madera, el mayor salario unitario fue de 98 pesos por hora y nuevamente se registró en la industria de derivados del petróleo (324). En 2007, los salarios de la manufactura oscilaron entre los 31 y 115 pesos por hora, mientras que en 2018 el rango fue de 34 a 98 pesos por hora; esto indica que para 2018, la brecha entre el menor y el mayor salario real unitario disminuyó, lo que podría sugerir una reducción en la desigualdad salarial de la manufactura en los últimos años, como consecuencia de una reducción en el salario de los subsectores con el salario más alto, y del aumento en salario de los subsectores con el salario más bajo.

Finalmente, es importante mencionar que la disparidad en los salarios puede obedecer a las diferencias en calificación, capacidades y habilidades de la mano de obra en las distintas industrias. Se puede observar que los subsectores basados en recursos naturales y de bajo nivel tecnológico, como la industria alimentaria (311), bebidas y tabaco (312), insumos textiles (313), productos textiles (314), prendas de vestir (315), productos de cuero y piel (316), industria de la madera (321), del papel (322), impresión y conexas (323), muebles, colchones, etc. (327), y otras manufacturas (339), ofrecen los salarios más bajos del sector manufacturero, lo que se podría explicar por una menor calificación de la mano de obra.

**Tabla 1**  
**Salario medio real unitario en los subsectores manufactureros, 2007 y 2018**  
**(pesos de 2013 por hora)**

2007		2018	
Salario	SCIAN/ Subsector	Salario	SCIAN/ Subsector
\$31	314 Productos textiles	\$34	321 Industria de la madera
	311 Alimentaria		311 Alimentaria
	312 Bebidas y tabaco		312 Bebidas y tabaco
	313 Insumos textiles		313 Insumos textiles
	315 Prendas de vestir		314 Productos textiles
	316 Productos de cuero y piel		315 Prendas de vestir
\$32-45	321 Industria de la madera	\$35-45	316 Productos de cuero y piel
	322 Industria del papel		334 Cómputo y comunicación
	323 Impresión y conexas		337 Muebles, colchones, etc.
	337 Muebles, colchones, etc.		339 Otras manufacturas
	339 Otras manufacturas		339 Otras manufacturas
	326 Ind. del plástico y hule		322 Industria del papel
	327 Productos a base de minerales no metálicos		323 Impresión y conexas
	331 Metálicas básicas		326 Ind. del plástico y hule
\$46-56	332 Productos metálicos	\$46-56	327 Productos a base de minerales no metálicos
	333 Maquinaria y equipo		332 Productos metálicos
	334 Cómputo y comunicación		333 Maquinaria y equipo
	335 Accesorios y ap. eléctricos		335 Accesorios y ap. eléctricos
	336 Eq. de transporte		
\$70	325 Química	\$61-68	325 Química
			331 Metálicas básicas
			336 Eq. de transporte
\$115	324 Derivados del petróleo	\$98	324 Derivados del petróleo

Fuente: elaborado con datos de la EMIM (INEGI, 2019).

### 3. Metodología y datos

#### 3.1. Desigualdad salarial

En este trabajo, la desigualdad salarial se refiere a la desigualdad en la distribución de los salarios entre obreros que se emplean en el mismo subsector, pero en distintas ramas. Para su medición, se utilizaron los datos de salarios reales por hora en cada una de las 86 ramas manufactureras que conforman los 21 subsectores y que reporta la Encuesta Mensual de la Industria Manufacturera (EMIM, 2019), para el periodo 2007-2018; algunos subsectores

se desagregan en 9 ramas, mientras que otros solo en 2. A partir de esta información, se calculó la desigualdad salarial al interior de los subsectores y entre ramas.

Para la obtención de medidas representativas de la desigualdad, se han utilizado distintos índices derivados de la curva de Lorenz (1905) como el coeficiente de Gini (1914), el índice de Theil (1 y 2), el índice de diferencia absoluta media (AGC); también se han utilizado distintos indicadores de dispersión como los índices de entropía generalizada (ver Atkinson y Bourguignon, 2000, Cowell, 2000 y Heshmati, 2004).

Aun cuando en la literatura se han encontrado diversas medidas de desigualdad, en este trabajo se utiliza el índice de Gini (1914). Este coeficiente es un instrumento para medir la concentración de ingresos entre la población de un país o región en un periodo determinado; se obtiene del área entre la curva de perfecta igualdad y la curva de Lorenz dividida por el área debajo de la línea de perfecta igualdad, se calcula a partir de la ecuación (1).

$$G_{it} = \frac{\sum_{i=1}^{n-1} (p_i - q_i)}{\sum_{i=1}^{n-1} p_i} \quad (1)$$

Donde  $q$  representa la proporción acumulada del producto entre salario unitario y horas trabajadas,  $p$  la proporción acumulada de horas trabajadas por los obreros en las  $i$  ramas manufactureras. Recuérdese que el índice de Gini toma valores entre 0 y 1, donde 0 representa un escenario de perfecta igualdad en la distribución de los salarios (todos tienen el mismo salario), y 1 representa la perfecta desigualdad salarial (una proporción de los trabajadores acapara todos los salarios).

Las ventajas de uso residen en que permite comparar las distribuciones de ingresos entre los subsectores manufactureros, es de fácil interpretación, se puede usar para indicar cómo ha cambiado la distribución del ingreso en los subsectores en el tiempo, además de que satisface las propiedades deseables que deben cumplir las medidas de desigualdad: invariancia a la escala, invariancia a las réplicas, simetría y el principio de transferencias, (o condición de Dalton-Pigou) (véase Atuesta, Mancero y Tromben, 2018). Este último establece que las transferencias de ingresos de trabajadores con altos salarios, a los de bajos salarios resultan en una distribución más equitativa.

Como se observa más adelante, el indicador de brecha salarial  $BS_{it}$  también arroja resultados significativos en el análisis de los determinantes de la desigualdad salarial en los subsectores manufactureros. Este indicador se construyó para cada subsector, a partir de la diferencia salarial entre la rama manufacturera con el salario más alto y la rama con el salario más bajo.

### 3.2. Determinantes de la desigualdad salarial

Una vez obtenido el indicador de la desigualdad salarial, se plantea un modelo con datos de panel para la industria manufacturera que busca probar la significancia estadística de algunas de las variables revisadas en el primer apartado, como determinantes de la desigualdad salarial.

Para el caso que nos ocupa, se utilizan las variables siguientes para explicar la desigualdad salarial medida a través del coeficiente de Gini ( $G_{it}$ ) y de la brecha salarial ( $BS_{it}$ ): el volumen de comercio exterior del subsector  $i$  en el periodo  $t$  ( $C_{it}$ ), que se define como la suma de las exportaciones e importaciones y que mide la intensidad de la apertura comercial; el índice de productividad laboral relativa<sup>1</sup> del subsector  $i$  en el periodo  $t$  ( $P_{it}$ ), el índice de subcontratación<sup>2</sup> del subsector  $i$  en el periodo  $t$  ( $S_{it}$ ), el total de obreros que se emplean en el subsector  $i$  y periodo  $t$  ( $L_{it}$ ), y el perfil tecnológico del subsector  $i$  en el periodo  $t$  ( $PT_{it}$ ). En el anexo 1, se presentan las estadísticas básicas de estas variables.

Por la evidencia de trabajos previos, que consideran a la calificación laboral como un factor central de la desigualdad salarial, quizá sea discutible que en este trabajo se considere la desigualdad entre obreros. Sin embargo, el interés por considerar este tipo de trabajadores se debe a que parte importante de la estructura del empleo, en el sector manufacturero, se compone de obreros; cifra que entre 2007 y 2018 ascendió a 80%. En este caso, el volumen de comercio se utiliza como un indicador absoluto de apertura comercial, el índice de productividad laboral y el perfil tecnológico como variables *proxy* del cambio técnico, y el índice de subcontratación como variable de flexibilidad laboral. El indicador de flexibilidad laboral trata de incorporar los efectos que ha tenido la reforma laboral en México, a partir de su instrumentación formal en 2012, y de que entre los principales cambios a la Ley Federal del Trabajo, se plantea la regulación del *outsourcing*, contratos temporales a prueba y pagos por jornada laboral reducida, bajo el supuesto que estos mecanismos tendrían la capacidad de insertar a jóvenes y mujeres al mercado laboral (véase Loría, Ramírez y Salas, 2015).

---

1  $P_i = \left[ \frac{\left( \frac{PIB_i}{H_i} \right)}{\left( \frac{PIB_n}{H_n} \right)} \right]$ , donde el numerador expresa el producto por hora-trabajo de obrero

en el subsector de actividad  $i$ , y el denominador el producto por hora-trabajo de obrero en el total de la industria manufacturera  $n$ .

2  $S_i = \left[ \frac{HS_i}{H_i} \right]$  donde el numerador es el número de horas trabajadas por obreros suministrados por otra razón social en el subsector  $i$ , y el denominador es el total de horas obrero en el mismo subsector  $i$ .

Con relación al tema, Loría, Ramírez y Salas (2015) proponen, para la realidad del mercado de trabajo en México, utilizar un indicador de flexibilidad laboral factual, que comprenda la tasa porcentual de trabajadores eventuales al total de trabajadores en el sector formal, siendo este un indicador de flexibilidad laboral numérica que representa la facilidad de contratación y despido en el mercado formal de trabajo en México. De ahí que el índice de subcontratación, en este trabajo, se considera como un indicador de flexibilidad laboral y por último, al nivel de empleo como variable de cambios en el mercado laboral.

Los datos de comercio total por subsector se obtuvieron del BIE (INEGI, 2019), mientras que los índices de productividad laboral y subcontratación se construyeron con información de la Encuesta Mensual de la Industria Manufacturera (EMIM, 2019). El modelo de datos de panel se estimó a partir de la ecuación (2).

$$G_{it} = \alpha + \alpha_1 C_{it} + \alpha_2 P_{it} + \alpha_3 S_{it} + \alpha_4 L_{it} + \alpha_5 PT_{it} + u_{it} \quad (2)$$

$$i = 1, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T$$

Donde:  $i$  se refiere a la unidad de estudio de corte transversal (subsectores manufactureros) y  $t$  a la dimensión en el tiempo (datos anuales), la muestra total del modelo sería  $N = nxT$ , donde  $n$  corresponde a 21, que son los subsectores de la manufactura y  $T$  es igual a 12, que son los años que corresponden al periodo 2007-2018. Se tiene un panel balanceado con  $N$  igual a 252 observaciones. Los parámetros  $\alpha, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4$  y  $\alpha_5$  son los que estima el modelo, y el término  $u_{it}$  hace referencia a los errores del modelo. En un modelo con datos de panel, el efecto de un cambio en las variables explicativas es el mismo para las  $i$  unidades de estudio en los  $t$  periodos, y la heterogeneidad se considera en el término de error  $u_{it}$  (Wooldridge, 2002). Esta última puede variar entre unidades de estudio  $i$  o entre unidades  $i$  y tiempo  $t$  (Hsiao, 2003). En ese sentido, el término de error  $u_{it}$  se compone de un efecto individual ( $m_i$ ) y de un término puramente aleatorio ( $e_{it}$ ), de manera que la ecuación (2) se puede reescribir de la siguiente forma.

$$G_{it} = \alpha + \alpha_1 C_{it} + \alpha_2 P_{it} + \alpha_3 S_{it} + \alpha_4 L_{it} + \alpha_5 PT_{it} + m_i + e_{it} \quad (3)$$

El componente de efecto individual puede tomar distintos valores según la heterogeneidad entre unidades de estudio. Si  $m_i = 0$ , se dice que no existe heterogeneidad no observable entre individuos, por lo que, tanto la ordenada al origen como las variables explicativas tienen el mismo efecto sobre todos los subsectores. En este caso, la ecuación del modelo sería como en la ecuación (3a) y representa un modelo de regresión agrupada o *pooled*.

$$G_{it} = \alpha + \alpha_1 C_{it} + \alpha_2 P_{it} + \alpha_3 S_{it} + \alpha_4 L_{it} + \alpha_5 PT_{it} + e_{it} \quad (3a)$$

Si  $m_i \neq 0$ , distinto para cada unidad de estudio  $i$  y constante a lo largo de  $T$ , se concluye que las variables explicativas tienen el mismo efecto sobre todas las unidades, pero que la ordenada al origen  $\alpha$  es diferente para cada unidad y viene dado por  $m_i$ . Este modelo se representa con la ecuación (3b) y se conoce como modelo de efectos fijos.

$$G_{it} = m_i + \alpha_1 C_{it} + \alpha_2 P_{it} + \alpha_3 S_{it} + \alpha_4 L_{it} + \alpha_5 PT_{it} + e_{it} \quad (3b)$$

Por último, si  $m_i \neq 0$  y toma valores distintos para cada unidad y a lo largo del periodo, se dice que  $m_i$  es una variable aleatoria. En este caso, los efectos individuales se distribuyen aleatoriamente alrededor de cierto valor; este modelo incorpora la heterogeneidad no observable en el término de error y no en la constante. A este tipo de modelos se le conoce como de efectos aleatorios y se representa con la ecuación (3), donde  $m_i + e_{it} = u_{it}$ .

## 4. Estimación y discusión de resultados

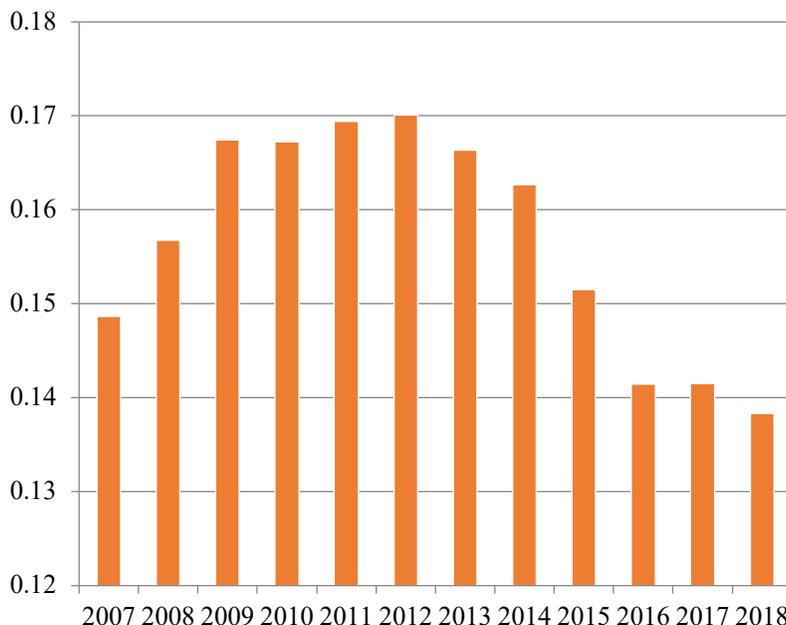
### 4.1. Desigualdad salarial entre los subsectores manufactureros

En un primer ejercicio, se estimó el coeficiente de Gini para medir la desigualdad salarial entre los subsectores de la industria manufacturera (ver gráfica 1). La gráfica 1 indica que la desigualdad salarial en la industria manufacturera es relativamente baja, oscila entre 0.13 y 0.17, se incrementó en la primera mitad del periodo como consecuencia de la Gran Recesión, pero comenzó a reducirse a partir del 2012. La reducción en la desigualdad salarial, en la segunda mitad del periodo, se explica por el efecto transitorio de la Gran Recesión en los salarios y, por una fuerte caída en el salario real de los subsectores de mayor salario, acompañado de un ligero incremento en el salario real de los subsectores con menor salario (ver tabla 1).

Los resultados se presentan en dos grupos. Por un lado, los subsectores de menor desigualdad salarial y, por otro lado, los de mayor desigualdad. Del total de 21 subsectores, 15 se encuentran en la primera categoría (ver tabla 2), y 6 en la segunda (ver gráfica 2).

Gráfica 1

## Desigualdad salarial entre subsectores de la industria manufacturera, 2007-2018



Fuente: estimaciones realizadas con datos de la EMIM (INEGI, 2019).

Ampliando el nivel de desagregación de las actividades manufactureras, se estimó la desigualdad salarial al interior de los subsectores manufactureros, es decir, entre las ramas de cada subsector.

En la tabla 2, se muestran los subsectores del primer grupo. Los resultados muestran que la desigualdad salarial en estos subsectores es muy baja, en la mayoría de los casos y años, el índice no rebasa la cifra de 0.1; además, la mayoría de estos subsectores se caracteriza por registrar los niveles más bajos de salario real por hora. Esto indica que la desigualdad salarial de los subsectores de textil y de calzado (313, 314, 315 y 316), de la industria de la madera (321), del papel (322), plástico (326), minerales no metálicos (327), productos metálicos (332), maquinaria y equipo (333), computación y comunicación (334), aparatos eléctricos (335), muebles (335) y otras manufacturas (339) es baja, porque los trabajadores reciben salarios que son bajos y que son muy similares entre ramas.

**Tabla 2**  
**Desigualdad salarial en los subsectores manufactureros con el menor índice de Gini, 2007-2018**

SCIAN	Descripción	2007	2010	2013	2015	2018
313	Insumos textiles	0.028	0.029	0.033	0.051	0.032
314	Productos textiles	0.015	0.008	0.036	0.033	0.030
315	Prendas de vestir	0.112	0.059	0.036	0.081	0.075
316	Productos de cuero y piel	0.045	0.039	0.030	0.046	0.048
321	Industria de la madera	0.043	0.030	0.029	0.047	0.050
322	Industria del papel	0.011	0.020	0.033	0.022	0.023
323	Impresión e industrias conexas	0.013	0.029	0.007	0.026	0.018
326	Industria del plástico y del hule	0.078	0.088	0.099	0.070	0.021
327	Productos a base de minerales no metálicos	0.133	0.121	0.067	0.066	0.064
332	Productos metálicos	0.084	0.077	0.093	0.101	0.085
333	Maquinaria y equipo	0.072	0.068	0.060	0.087	0.085
334	Equipo de computación, comunicación, etc.	0.069	0.089	0.071	0.060	0.059
335	Accesorios y ap. eléctricos	0.045	0.042	0.044	0.038	0.041
337	Muebles, colchones, etc.	0.052	0.023	0.030	0.044	0.024
339	Otras manufacturas	0.038	0.025	0.019	0.015	0.026

Fuente: estimaciones realizadas con datos de la EMIM (INEGI, 2019).

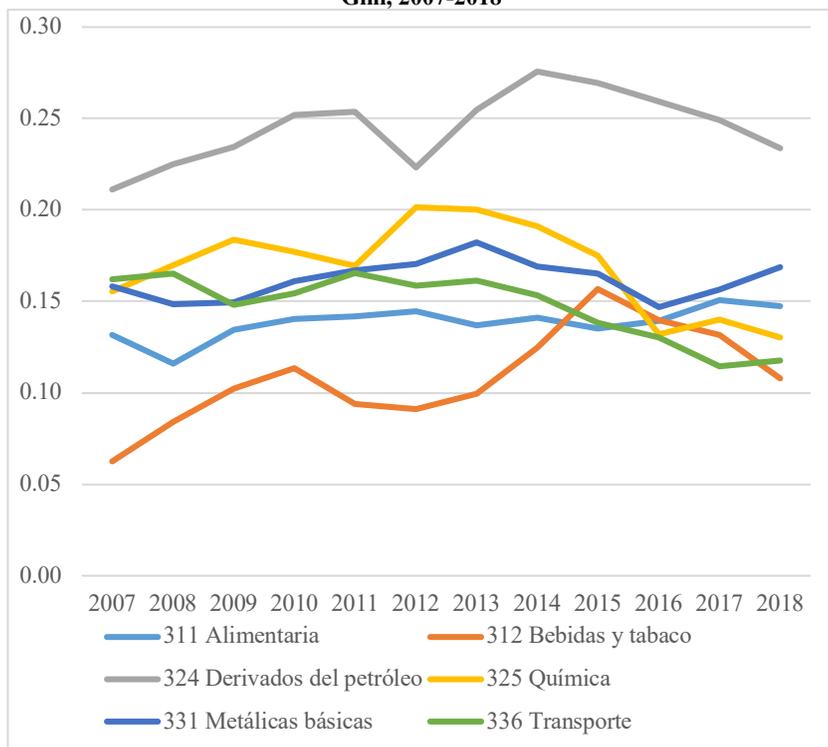
En la gráfica 2, se muestran los resultados del índice de Gini para los subsectores con mayor desigualdad salarial entre 2007 y 2018. En la mayoría de los subsectores, y a lo largo de este periodo, el índice de Gini oscila entre 0.1 y 0.3.

Vemos que el subsector con la desigualdad salarial más elevada es el de fabricación de derivados del petróleo. Esto indicaría que, en términos de salarios, no es lo mismo trabajar en la rama de refinación de petróleo (324110), que en la de fabricación de productos de asfalto (324120) o en la de fabricación de aceites y grasas (324191); los salarios difieren de manera importante entre las tres ramas del mismo subsector.

La industria química (325) es otro subsector donde la desigualdad salarial es elevada, aunque en los últimos años, ha reducido de manera importante (ver gráfica 2). En los subsectores de la industria alimentaria y de metálicas básicas la desigualdad salarial se ha mantenido relativamente constante. Por el contrario, en la industria de bebidas y tabaco, la desigualdad se ha incrementado.

La evidencia de que en la mayoría de los subsectores la desigualdad salarial entre ramas de un mismo subsector se ha reducido, explica porqué el índice de Gini total manufacturero se ha reducido en los últimos años.

**Gráfica 2**  
**Desigualdad salarial en los subsectores manufactureros con el mayor índice de Gini, 2007-2018**



Fuente: estimaciones propias con datos de la EMIM (2019).

#### 4.2. Determinantes de la desigualdad en los subsectores manufactureros

A partir de los índices de desigualdad salarial de los 21 subsectores manufactureros, se integró un panel de datos balanceado de 252 observaciones, resultado de 21 unidades transversales, una para cada subsector y 12 unidades temporales que corresponden al periodo 2007-2018. Se estimó la desigualdad salarial de los subsectores de la manufactura a partir de la especificación de las ecuaciones (3a) y (3b), de la siguiente forma:

$$\ln G_{it} = \alpha + \alpha_1 \ln C_{it} + \alpha_2 P_{it} + \alpha_3 S_{it} + \alpha_4 \ln L_{it} + \alpha_5 PT_{it} + e_{it} \quad (4)$$

donde:

$\ln G_{it}$  = coeficiente de Gini (en logaritmos) de la manufactura, del subsector 1 al 21.

$\ln C_{it}$  = el volumen de comercio exterior de la manufactura, del subsector 1 al 21 (en logaritmos).

$P_{it}$  = índice de productividad laboral de la manufactura, del subsector 1 al 21.

$S_{it}$  = índice de subcontratación de la manufactura, del subsector 1 al 21.

$\ln L_{it}$  = población ocupada en la manufactura, del subsector 1 al 21 (en logaritmos).

$PT_{it}$  = perfil tecnológico, del subsector 1 al 21.

Con el propósito de aportar mayor evidencia de los determinantes de la desigualdad salarial, se estimó la ecuación (4), considerando a la brecha salarial como variable dependiente.

Se estimaron modelos de datos agrupados, de efectos fijos y de efectos aleatorios y se aplicaron las pruebas de datos agrupados (*pool test*) y la de Hausman, que contrasta las estimaciones de efectos fijos y efectos aleatorios. Si se encuentran diferencias significativas, se rechaza la hipótesis nula de igualdad debido a que seguiría existiendo correlación entre el término de error y los regresores; en tal caso, se opta por el modelo de efectos fijos. Si, por el contrario, las estimaciones son significativamente iguales, se elige el modelo de efectos aleatorios. Se concluyó que el modelo de datos agrupados es consistente con efectos fijos, por lo que no fue necesario estimar los modelos con efectos aleatorios. Los resultados de las pruebas arrojaron valores del estadístico F con probabilidades mayores a 0.05 (ver tabla 3).

A partir de la evidencia empírica y la revisión de literatura que se presentó en el apartado 1, se esperaba encontrar las siguientes relaciones entre las variables elegidas, como determinantes de la desigualdad salarial: *a*) el incremento en el volumen de comercio ( $\ln C_{it}$ ) ha incrementado la desigualdad salarial en los subsectores, a causa de la marcada heterogeneidad en términos de su vinculación con el sector externo; *b*) mayor productividad laboral ( $P_{it}$ ) sugiere cambio técnico, que lleva a un incremento en la desigualdad salarial vía una reducción en los salarios de los trabajadores no calificados, y un incremento en los de los calificados; *c*) a mayor subcontratación laboral ( $S_{it}$ ), medida de la flexibilidad laboral, mayor desigualdad salarial; *d*) una relación positiva con el crecimiento del empleo ( $\ln L_{it}$ ); *e*) una relación positiva con el perfil tecnológico ( $PT_{it}$ ), en el sentido de que a mayor perfil tecnológico, se agudiza la desigualdad salarial en los sectores de actividad.

Al estimar la función de desigualdad salarial a partir del índice de Gini, como se expresa en la ecuación 4, destacan los resultados siguientes: el crecimiento

de la productividad del trabajo ( $P_{it}$ ), de la subcontratación laboral ( $S_{it}$ ) y del empleo ( $L_{it}$ ) aportan evidencia para considerar que son elementos que contribuyen al incremento de la desigualdad salarial en la manufactura.

Por la magnitud de los coeficientes  $S_{it}$  (0.092),  $\ln L_{it}$  (0.027) y  $P_{it}$  (0.019), los resultados indican que las condiciones que prevalecen para la contratación del factor trabajo, en los subsectores de la manufactura asociados a la flexibilidad laboral, han sido una de las principales causas para explicar la desigualdad salarial en los subsectores de la manufactura (ver tabla 3), evidencia que coincide con los trabajos de Neffa (2010) y Hernández (2012). Por su parte, se probó que el aumento en la oferta laboral, conduce a un aumento en la desigualdad salarial tal y como lo sugiere Castellano (2010). Y que el incremento de la productividad laboral (variable proxy del cambio técnico y de la calificación laboral), influye de manera directa en el crecimiento de la desigualdad salarial, como lo recomienda la revisión teórica del apartado 1 (ver Cañonero y Wernes, 2002; Esquivel y Rodríguez, 2003 y Hoekman y Winters, 2005).

Si bien se ha argumentado que el proceso de apertura comercial favorecería el crecimiento de la economía por las bondades del tamaño de mercado, y entre los beneficios se observaría un mejoramiento en los niveles salariales de los trabajadores mexicanos, la evidencia indica que el coeficiente de  $\ln C_{it}$  (-0.001), variable proxy de la apertura comercial, no es significativa; aunque el signo sugiere que puede ser una condición para disminuir la brecha salarial en los subsectores de la manufactura, como lo indica la revisión teórica. En relación con el perfil tecnológico  $PT_{it}$  que prevalece en los subsectores de la manufactura, el coeficiente estimado no es significativo, sin embargo, por el signo también dejaría ver la posibilidad de que pueda explicar la desigualdad salarial que prevalece en la manufactura.

A partir de estos resultados, se buscó evidencia adicional, por lo que se construyeron indicadores de desigualdad salarial adicionales al índice de Gini. Específicamente un índice de entropía generalizada, un índice de desigualdad intersectorial y el indicador de brecha salarial ( $BS_{it}$ ). Al trabajar con el índice de Theil y con el índice de desigualdad intersectorial no se encontraron resultados consistentes, pero sí con el indicador de brecha salarial ( $BS_{it}$ ).

**Tabla 3**  
**Estimación de la desigualdad salarial por subsector de la manufactura, 2007-2018**

	Variable dependiente: índice de Gini (IG)		Variable dependiente: brecha salarial	
	Datos agrupados	Efectos fijos	Datos agrupados	Efectos fijos
<i>constante</i>	-0.250 (0.00)		-51.62 (0.00)	
$P_{it}$	0.019 (0.00)	0.019 (0.00)	8.465 (0.00)	8.616 (0.00)
$S_{it}$	0.092 (0.00)	0.092 (0.00)	40.869 (0.00)	39.820 (0.00)
$\ln C_{it}$	-0.001 (0.54)	-0.001 (0.50)	-2.430 (0.00)	-3.049 (0.00)
$\ln L_{it}$	0.027 (0.00)	0.027 (0.00)	7.661 (0.00)	7.944 (0.00)
$PT_{it}$	0.005 (0.62)	0.006 (0.59)	25.369 (0.00)	27.287 (0.00)
$R^2$	0.76	0.76	0.81	0.81
$R^2$ ajustado	0.76	0.75	0.80	0.80
F estadístico	160.9 (0.00)	155.7 (0.00)	213.42 (0.00)	208.031 (0.00)
Prueba de datos agrupados	0.263 (0.99)		0.386 (0.96)	
Prueba de Hausman	1.8149 (0.874)		1.814 (0.874)	

Panel balanceado:  $n = 21$ ,  $T = 12$ ,  $N = 252$ .

Fuente: estimaciones realizadas con *R versión 3.5.3*.

Como se reporta en la tercera columna de la tabla 3, aunque en magnitudes diferentes, los resultados del modelo que utiliza a  $BS_{it}$  como variable dependiente, son consistentes con los que utilizan  $G_{it}$ , en el sentido de que los coeficientes  $S_{it}$ ,  $\ln L_{it}$  y  $P_{it}$  continúan siendo significativos. Se debe puntualizar que lo importante de estos resultados es que se confirma que un factor central en la explicación de la desigualdad salarial, en los subsectores de la manufactura, es el índice de subcontratación  $S_{it}$  (coeficiente de 39.8), que muestra un mayor coeficiente respecto a las demás variables consideradas (ver resultados de estimación con la brecha salarial en la tabla 3). Este hecho deja ver que la política de flexibilidad laboral del mercado de trabajo ha generado efectos adversos en la desigualdad salarial del sector.

Del segundo modelo, también se observa que las variables de comercio exterior  $\ln C_{it}$  y perfil tecnológico  $PT_{it}$  influyen de manera significativa a la desigualdad salarial del sector. Por un lado, se prueba la relación inversa entre la apertura comercial y la desigualdad, mayores niveles de comercio exterior ( $\ln C_{it}$ ) reducen la brecha salarial porque el salario de los trabajadores no calificados incrementa, mientras que el de los calificados se reduce (ver Stolper-Samuelson, 1941) y, por otro lado, el perfil tecnológico  $PT_{it}$ , variable proxy del cambio técnico contribuye al incremento de la brecha salarial.

## Conclusiones

En este trabajo, se analizaron los determinantes de la desigualdad salarial en la manufactura en México. Las principales conclusiones que se extraen, son las siguientes:

Las estimaciones sobre la desigualdad salarial en la industria manufacturera dejan ver que la disparidad entre los ingresos de los obreros en la industria es relativamente baja en comparación con la desigualdad del ingreso a nivel nacional. Los datos muestran que a partir de 2012, la desigualdad salarial en la manufactura se ha reducido. En relación con la desigualdad salarial al interior de los subsectores y entre sus ramas, la evidencia indica que, en 15 de los 21 subsectores, la desigualdad salarial es notoriamente baja; los 6 subsectores restantes se identifican como de alta desigualdad y destaca la industria de derivados del petróleo (324), con la mayor desigualdad.

Al estimar la función de desigualdad salarial con datos de panel, se da evidencia de que el crecimiento de la productividad del trabajo ( $P_{it}$ ), de la subcontratación laboral ( $S_{it}$ ) y del empleo ( $\ln L_{it}$ ), aportan evidencia para considerar que son elementos que contribuyen a la explicación de la desigualdad salarial en los subsectores de la manufactura. Más aún, por la magnitud del coeficiente  $S_{it}$ , mayor a los coeficientes de  $P_{it}$  y ( $\ln L_{it}$ ), los resultados indicarían que las condiciones que prevalecen para la contratación del factor trabajo en los subsectores de la manufactura, vía *outsourcing*, asociadas a la flexibilidad laboral han sido una de las principales causas para explicar la desigualdad salarial en la manufactura. Estos resultados son congruentes con los que se obtienen al considerar como variable dependiente, a la brecha salarial en lugar del índice de Gini. Aunque en magnitudes diferentes, se confirma que un factor central en la explicación de la desigualdad salarial en los subsectores de la manufactura es la subcontratación, lo que deja ver que la política de flexibilidad laboral del mercado de trabajo, ha generado efectos adversos en la desigualdad salarial del sector. Finalmente, lo que destaca de esta segunda estimación es que el perfil tecnológico que prevalece en los subsectores de la manufactura, puede ser un factor que explique la desigualdad salarial, el coeficiente estimado, con efectos fijos, para  $PT_{it}$  es de 27.287 (0.00).

## Referencias

- [1] Acemoglu, D. (2002). "Technology and the Labor Market", *Journal of Economic Literature*, No. 40, 7-72.

- [2] Aguayo-Tellez, E., Airola, J., Juhn, C. and Villegas-Sanchez, C. (2014). "Did Trade Liberalization Help Women? the Case of Mexico in the 1990s", *New Analyses of Worker Well-Being (Research in Labor Economics, Vol. 38)*, Emerald Group Publishing Limited, pp. 1-35. [https://doi.org/10.1108/S0147-9121\(2013\)0000038001](https://doi.org/10.1108/S0147-9121(2013)0000038001)
- [3] Akerman, A., Helpman, E., Itskhoki, O., Muendler, M. y Redding, S. (2013). "Sources of Wage Inequality", *American Economic Review. American Economic Association*, vol. 103(3), pp. 214-219.
- [4] Arceo-Gómez, Eva O. y Raymundo M. Campos-Vázquez (2014). *El Trimestre Económico*, vol. LXXXI (3), núm. 323, pp. 619-653.
- [5] Atkinson, A. y Bourguignon, F. (2000). *Handbook of Income Distribution*, Vol. 1, North Holland.
- [6] Atuesta Montes, B.; X. Mancero y V. Tromben Rojas (2018). *Herramientas para el análisis de las desigualdades y del efecto redistributivo de las políticas públicas*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). Naciones Unidas, Santiago.
- [7] Banxico (2019). "Estadísticas sobre comercio exterior", Banco de México. Disponible en: <https://www.banxico.org.mx/SieInternet/>
- [8] Bell, L. (1997). "The Impact of Minimum Wages in Mexico and Colombia", *Journal of Labor Economics*, 15.
- [9] Bhagwati, J. (1995). "Trade and Wages: Choosing among Alternative Explanations", *Economic Policy Review*, Federal Reserve Bank of New York, January, 42-47.
- [10] Broecke, S. (2016). "Do skills matter for wage inequality?", *IZA World of Labor*, February 2016.
- [11] Cañonero, G. y Werner, A. (2002). "Salarios relativos y liberación del comercio en México", *El Trimestre Económico*, No. 273.
- [12] Carbajal, Y. y Carrillo, B. (2016). "El empleo en los subsectores de la manufactura en las entidades federativas de la Región Centro de México, 1998-2014", *Paradigma económico*. Año 8 núm. 1, 77-105.
- [13] Carbajal-Suárez, Y.; P. Mejía-Reyes y L. Rendón (2008). "Especialización y perfil tecnológico de la manufactura del Estado de México", en P. Mejía-Reyes, L. E. Del Moral y O. Rodríguez (coords.), *Actividad Económica en el Estado de México. Manufactura e Industria Automotriz*, Vol. II. Gobierno del Estado de México, Secretaría de Desarrollo Económico, Estado de México, pp. 69-99.
- [14] Card, David y John E. DiNardo (2002). "Skill Biased Technological Change and Rising Wage Inequality: Some Problems and Puzzles", *NBER Working Paper 8769*, <<http://www.nber.org/papers/w8769>>
- [15] Castellano, S. (2010). "Desempleo y determinación de salarios en la industria manufacturera en México. Un análisis mediante paneles dinámicos". *Economía mexicana. Nueva época*, vol. XIX, núm. 1, primer semestre.
- [16] Castro, D. y Huesca, L. (2007). "Desigualdad salarial en México: una revisión", *Papeles de Población*. Vol. 13, No. 54, 225-264.
- [17] Chiquiar, D., Salcedo, A. y Covarrubias, E. (2017). "Labor Market Consequences of Trade Openness and Competition in Foreign Markets". Banco de México, Documentos de Investigación. Núm. 2017-01.
- [18] Contreras, D. y S. Gallegos (2007). "Descomponiendo la desigualdad salarial en América Latina: una década de cambios". *Serie Estudios Estadísticos y*

- Prospectivos*, Núm. 59. Comisión Económica para América Latina y el Caribe.
- [19] Cowell, F. (2000). "Measurement of inequality", in Atkinson A.B. and Bourguignon F. (Eds), *Handbook of Income Distribution*, Vol. 1, North Holland, chapter 2, 87- 166.
- [20] Cragg, M. y Epelbaum, M. (1996). "Why has Wage Dispersion Grown in Mexico? Is it the Incidence of Reforms or the Growing Demand for Skills?", *Journal of Development Economics*, 51, 99-116.
- [21] De Jesús Almonte, L. (2019). *Lento crecimiento y empleo manufacturero en México. Un análisis de endogeneidad territorial*. UAEM-Eón editores.
- [22] De la Garza, E., Lara, S. y Torres, J. (2001). "Flexibilidad y trabajo femenino en la industria manufacturera de México". *Revista Mexicana de Sociología*, Vol. 63(2).
- [23] Esquivel, G. y Rodríguez, J.A. (2003). "Technology, Trade and Wage Inequality in Mexico before and after NAFTA". *Journal of Development Economics*, 72, 543-565, December 2003.
- [24] Fuentes, Noé Arón, y García Andrés, Adelaido. (2009). Jerarquización sectorial de la economía mexicana: Un enfoque de teoría de grafos. *Problemas del desarrollo*, 40(158), 137-159. Recuperado el 22 de diciembre de 2020, de [http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0301-70362009000300007&lng=es&tlng=es](http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0301-70362009000300007&lng=es&tlng=es).
- [25] García Andrés, A.; Fuentes, N. A., y Montes García, O. (2012). Desigualdad y polarización del ingreso en México: 1980-2008. *Política y cultura*, (37), 285-310. Recuperado el 22 de diciembre de 2020, de [http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci\\_arttext&pid=S0188-77422012000100014&lng=es&tlng=es](http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0188-77422012000100014&lng=es&tlng=es).
- [26] Gini, C. (1914). "Sulla misura della concentrazione e della variabilità dei caratteri", *Atti del Reale Istituto Veneto di Scienze, Lettere ed Arti*, 73(2), 1203-1248 (English translation: "On the measurement of concentration and variability of characters" in *Metron – International Journal of Statistics*, 2005, 63(1), 1-38).
- [27] Harrison, A. y Hanson, G. (1999). "Who Gains from Trade Reform? Some Remaining Puzzles", *Journal of Development Economics*, Vol. 59, 125-154.
- [28] Heshmati, A. (2004). "Inequalities and Their Measurement" MTT Economic Research and IZA, Discussion paper No. 1219, July.
- [29] Hernández, A. (2012). "Diagnóstico del trabajo en el contexto de la globalización económica: el caso de México". *Economía informa*. UNAM, núm. 375, 27-54.
- [30] Hernández-Laos, E. (2000). "Productividad y empleo en la apertura económica de México", *El Trimestre Económico*. No. 265.
- [31] Hoekman, B. y Winters, A. (2005). "Trade and Employment: Stylized Facts and Research Findings" *United Nations Department of Economic and Social Affairs (UN/DESA)* Working paper No. 7.
- [32] Hsiao, C. (2003). *Analysis of Panel Data*, Cambridge University Press, 2nd ed., United Kingdom.
- [33] Huesca Reynoso, Luis (2003). "Análisis de la polarización del ingreso de los hogares en México durante 1984-2000", *Investigación Económica*, vol. LXII, núm. 246, 2003, pp. 89-123. México
- [34] INEGI (2014). *Censos Económicos*, 2014, México: INEGI.

- [35] INEGI (2019). *Encuesta Mensual de la Industria Manufacturera*. INEGI. México.
- [36] INEGI (2019). “Estadísticas de Producto Interno Bruto y Empleo”. *Banco de Información Económica del INEGI* en: <http://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/>
- [37] Krugman, P. y Lawrence, R. (1993). “Trade, Jobs and Wages” *NBER Working Paper*, 4478.
- [38] López-Acevedo, G. (2001). “Evolution of Earnings and Rate of Returns to Education in Mexico”, *Working Paper*, The World Bank.
- [39] Lorenz, M. (1905). “Methods of measuring the concentration of wealth”, *Journal of the Royal Statistical Society* 9, 209-219.
- [40] Loría, E.; J. C. Moreno-Brid; E. Salas e I. L. Sánchez (2019). Explicación Kaldoriana del bajo crecimiento económico en México. *Problemas del desarrollo*, 50 (196), 3-26. <https://doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2019.196.63506>.
- [41] Loría, E.; E. Ramírez Guerra y E. Salas (2015). “La Ley de Okun y la flexibilidad laboral en México: un análisis de cointegración, 1997Q3-2014Q1”, *Contaduría y Administración*, 60(3). doi:<http://dx.doi.org/10.1016/j.cya.2015.05.012>.
- [42] Meza, L. (2005). “Mercados laborales locales y desigualdad salarial en México”, *El Trimestre Económico*, No. 285, 133-178.
- [43] Murillo-Villanueva, B. (2019). “Cambio técnico en la industria manufacturera en México, 2003-2008 y 2008-2012”, *Paradigma económico*. Año 11. Núm. 1, 41-73.
- [44] Neffa, J. (2010). “La transición desde los verdaderos empleos al trabajo precario”, en *Trabajo, identidad y acción colectiva*, Coords.: Garza, E. y J. Neffa. Plaza y Valdés editores, CLACSO y UAM Iztapalapa.
- [45] Ocegueda, J. M. (2003). Análisis Kaldoriano del crecimiento en los estados de México 1980-2000. *Comercio Exterior*, 53 (11), 1024-1034.
- [46] OIT (2012). *World of Work Report*. Organización Internacional del Trabajo.
- [47] PNUD (2010). *Informe Regional sobre Desarrollo Humano para América Latina y el Caribe, 2010*. Programa de Naciones Unidas para el Desarrollo. Disponible en: [www.idhalc-actuarsobreelfuturo.org](http://www.idhalc-actuarsobreelfuturo.org).
- [48] Ramos, C., Alvar González, M. y Moreno, B. (2018). “Factores determinantes de la reducción de la desigualdad en la distribución de la renta en países de América Latina”, *Revista de la CEPAL*, No. 126, 87-107.
- [49] Rodríguez Pérez, R. E.; V. German-Soto y C. J. González Cuatianquis (2017). “Desigualdad salarial en el sector manufacturero de México y sus regiones, según su exposición a la apertura comercial, 2005-2015”, *Equilibrio Económico*, Vol. 13 (1). 43, pp. 49-76.
- [50] Robins, D. (1996). “Evidence on Trade and Wages in the Developing Worlds”, *OECD Developing Center*, Technical Paper No. 119.
- [51] Sánchez-Juárez, I. L. y J. C. Moreno-Brid (2016). El reto del crecimiento económico en México. Industrias manufactureras y política industrial. *Revista finanzas y política económica*, 8 (2), 271-299. <http://dx.doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.2016.8.2.4>
- [52] Stolper, W. y Samuelson, P. (1941). “Protection and real wages”, *The Review of Economic Studies*, 9(1), 58-73.
- [53] Topel, R. (1994) “Regional Labor Markets and the Determinants of Wage Inequality”, *The American Economic Review*, Vol. 84, No. 2, 17-22.

- [54] Wooldridge, J. M. (2002), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, The MIT Press, United Kingdom.
- [55] Zamudio, A. (2001). “La escolaridad y la distribución condicional del ingreso. Una aplicación de regresión cuantil”, *El Trimestre Económico*, Vol. 68, No. 269(1), pp. 39-70.

## Anexo 1

## Panel de datos: estadísticas básicas

	Media	Desviación estándar	Coefficiente de variación
$G_{it}$	0.08	0.061	0.756
$BS_{it}$	23.50	25.64	1.0908
$P_{it}$	1.55	2.89	1.858
$S_{it}$	0.25	0.11	0.435
$\ln C_{it}$	19.16	1.33	0.069
$\ln L_{it}$	11.27	1.00	0.089
$PT_{it}$	0.46	0.24	0.533

Fuente: estimaciones en R versión 3.5.3.



## Efectos de la gran recesión sobre la distribución del ingreso en México

### The Effects of the Great Recession on the Income Distribution in Mexico

María del Rosario Ruiz Hernández\*  
Leonardo Adalberto Gatica\*\*

---

#### Información del artículo

Recibido:  
20 abril 2020

Aceptado:  
17 febrero 2021

**Clasificación JEL:**  
D30; D31; O11

**Palabras clave:**  
México; Gran  
Recesión; Distribución  
del Ingreso;  
Desigualdad

---

#### Resumen

En este artículo analizamos el impacto que la Gran Recesión tuvo sobre la desigualdad del ingreso en México. Estudiamos tres diferentes dimensiones del ingreso de los hogares: el ingreso por trabajo asalariado, el ingreso total por trabajo y el ingreso monetario. Encontramos que el impacto negativo de la contracción económica sobre la inequidad del ingreso monetario no se observa para el ingreso por trabajo asalariado. Esta diferencia se explica por la caída en el ingreso por negocios que afectó en mayor proporción a los hogares del decil más alto, que a los hogares en los cuatro deciles más bajos de la distribución. Esta caída desproporcionada, de los ingresos por negocios, redujo ligeramente la desigualdad de los ingresos totales del trabajo. En el nivel regional se observan efectos heterogéneos; algunos de ellos se contraponen a lo observado en promedio, en el nivel nacional.

---

---

\* Universidad de Guadalajara, rosario.ruiz.h@hotmail.com; \*\* Universidad de Guadalajara, leonardo.gatic@gmail.com

ISSN Electrónico: 2448-8402 | ISSN Impreso: 1870-221X | ©2021 Los autores 

**Article information**

Received:  
20 April 2020

Accepted:  
17 February 2021

**JEL Classification:**  
D30; D31; O11

**Keywords:**  
Mexico; Great  
Recession; Income  
distribution; Inequality

**Abstract**

In this paper, we explore the impact of the Great Recession on income inequality in Mexico. We analyze three different dimensions of household income: wages and salaries, earnings, and monetary income. We found that the negative effect of the downturn on household income inequality is mainly observed in monetary income, but not for wages and salaries. This divergence is explained by the significant contraction of business income that disproportionately affected the top 10 percent of households compared to the bottom 40 percent. Business income losses slightly reduced earnings inequality. We also found heterogeneous regional effects, some of them opposed to the national average.

**Introducción**

Dentro de los análisis sobre la distribución del ingreso, uno de los puntos que ha llamado más la atención, es el efecto que el ciclo económico y las crisis tienen sobre la desigualdad (Parker, 1998; Maliar, Maliar, y Mora, 2005; Piketty y Saez, 2003; Piketty, 2014; Piketty y Zucman, 2014). En los últimos años, varios trabajos se han enfocado en los efectos que la crisis de 2008 y la Gran Recesión han tenido sobre la distribución del ingreso en distintos países (Jenkins et al., 2013-B; Piketty y Saez, 2013; Pfeffer et al., 2013; Camacho y Palmieri, 2019; Brzezinski, 2018). En este trabajo, buscamos analizar y describir el impacto del choque negativo que significó la Gran Recesión sobre los principales componentes diferentes del ingreso de los hogares, y las consecuencias sobre su distribución en el nivel macroeconómico, para el caso de México. Analizamos diferentes componentes del ingreso total de los hogares provenientes de distintas fuentes, las cuales incluyen: salarios, ingresos por negocios, rentas producto de sus ahorros o inversiones, y de transferencias que reciben de otros hogares o del gobierno. De igual forma, analizamos el impacto de la crisis en diferentes regiones del país que, dadas las diferencias en su estructura económica, pudieran haber respondido de manera distinta a este choque negativo.

La Gran Recesión que inició con la crisis de 2007 causó una contracción en la economía global que no se había vivido desde la Gran Depresión de 1929 (Grabka, 2015). En 2008, el PIB del mundo era de 64,413 billones de dólares; para el 2009, había disminuido en más de mil billones de dólares. Países como Alemania, Argentina, Japón, Italia y México perdieron más del 5% de su producto interno bruto entre 2008 y 2009<sup>1</sup>. Diferentes trabajos muestran que este evento tuvo consecuencias importantes en la distribución del ingreso en distintos países. En general, como consecuencia de la contracción económica,

<sup>1</sup> Datos del Banco Mundial.

se observó una caída en el ingreso y en la riqueza de los diferentes grupos socioeconómicos, aunque se argumenta que los hogares menos favorecidos son quienes sufrieron un mayor impacto negativo, y han tenido menos posibilidades de recuperarse una vez pasada la crisis (Wolf 2013; Pfeffer et al., 2013; Piketty y Saez, 2013). Gasparini y Lustig (2011) documentaron las consecuencias de diferentes crisis en Brasil, Argentina y México, mostrando que los aumentos en la desigualdad en estos países se relacionan con los periodos de crisis por los cuales atravesaron. Sin embargo, también se ha observado una tendencia descendente en los indicadores de desigualdad para América Latina, durante la primera década del siglo XXI (Gasparini y Lustig, 2011; López-Calva y Lustig, 2010; López Calva, Lustig y Ortiz-Juárez, 2013); en el caso de México, López Calva, Lustig y Ortiz-Juárez (2013) documentan un ligero aumento en la desigualdad de 2006 a 2008, seguido de un descenso para el 2010.

Nuestro análisis utiliza datos de la Encuesta Nacional de Ingreso Gasto de los Hogares (ENIGH), desde 2006 hasta 2018. En contraste con trabajos previos, consideramos diferentes dimensiones del ingreso con lo que podemos tener una mejor idea del efecto que tuvo la contracción económica causada por la Gran Recesión en México, sobre distintas fuentes de ingreso de los hogares. Para nuestro análisis, utilizamos tres dimensiones de ingreso: Ingreso Salarial (IS) que incluye únicamente los ingresos que reportan los hogares por sueldos y salarios y sus diferentes componentes (trabajo subordinado); Ingreso Total del Trabajo (ITT) en el que incluimos además del ingreso salarial, el ingreso proveniente de negocios (trabajo subordinado e independiente y por autoempleo); y por último, Ingreso Monetario (IM), el cual además de los anteriores, incluye rentas y transferencias.

En nuestro estudio encontramos un patrón similar al que reportan trabajos previos, sobre la desigualdad del ingreso corriente, en el que se observa una caída en la desigualdad entre 2008 y 2010 (López Calva, Lustig y Ortiz-Juárez, 2013; Cortés y Vargas, 2017). En nuestro caso, encontramos también una caída en la desigualdad del ingreso monetario, que es la dimensión más cercana al ingreso corriente que utilizan estudios previos. Sin embargo, para el caso del ingreso salarial y el ingreso por trabajo total, el comportamiento es distinto. La desigualdad del ingreso por trabajo total, al igual que el ingreso monetario, tuvo un descenso en 2010, aunque mucho menor que el ingreso monetario. En el caso de los ingresos que provienen del trabajo asalariado, la desigualdad prácticamente permaneció estable de 2006 a 2008, a partir de ese año, inició un aumento hasta el 2012. Así, aún cuando durante la Gran Recesión podemos observar una caída en la desigualdad en el ingreso monetario total, encontramos que hubo un incremento en la desigualdad en los ingresos provenientes del trabajo asalariado, que está ligado al sector formal de la economía. La evidencia sugiere que la disminución de la desigualdad que se

aprecia en el ingreso total por trabajo se debe principalmente al papel del ingreso por negocios propios y auto empleo, y que las transferencias reforzaron esa disminución en el ingreso monetario. Si bien la contracción económica durante el periodo de la Gran Recesión tuvo en promedio un impacto negativo en el ingreso, los hogares de todos los estratos socioeconómicos del país, los impactos relativos entre los diferentes grupos de hogares fueron muy distintos en las tres dimensiones de ingreso. La disminución de los indicadores de desigualdad en el ingreso monetario observado y que también es reportado por trabajos anteriores, es consecuencia de una caída más profunda en el ingreso monetario de los hogares que se ubican los deciles altos de la distribución, en comparación con los hogares con ingresos bajos, relacionado con las transferencias gubernamentales y la caída en las rentas y los ingresos por negocios. Sin embargo, la diferencia de esos impactos es mucho menor para el ingreso total por trabajo y se revierten en el caso del ingreso por trabajo asalariado. Este comportamiento en el nivel nacional no necesariamente se replica en nivel regional. Al analizar la dinámica de las tres dimensiones de ingreso en ocho regiones, se observan patrones contrastantes fundamentalmente en el ingreso por trabajo asalariado y en el ingreso total por trabajo, así como el papel que las transferencias, aunque no necesariamente gubernamentales, juegan para generar un comportamiento más homogéneo en el caso del ingreso monetario.

El resto de este artículo se organiza de la siguiente manera. A continuación, discutimos la literatura que se ha enfocado en los efectos que las crisis tienen sobre la distribución del ingreso, y en particular aquella que se refiere a las consecuencias que la Gran Recesión tuvo en diversos países y en México. Posteriormente, describimos los datos que empleamos en el estudio y definimos las categorías de ingreso que conforman cada una de las dimensiones que construimos. En los siguientes dos apartados, presentamos los resultados y la evidencia que el análisis empírico muestra sobre las consecuencias de la Gran Recesión en la distribución de ingreso en México; primero, en el nivel nacional y luego, en el nivel regional. Finalmente, cerramos el artículo con las conclusiones.

## **1. Los efectos de las crisis en la distribución del ingreso**

La relación entre la distribución del ingreso y los ciclos económicos es uno de los temas que más ha atraído la atención en el análisis económico (ver por ejemplo Parker (1998), para una revisión de la literatura); y en la última década, ha habido un importante desarrollo en la literatura enfocada en la relación de las crisis y la inequidad (Parker y Vissing-Jorgensen, 2009, 2010; Stiglitz 2009; Morelli y Atkinson 2015; Acemoglu, 2011; Piketty y Saez, 2013). Si bien sabemos que las crisis impactan, al menos en el corto plazo, la distribución del ingreso, existe también un consenso sobre la dificultad para

identificar el efecto directo de las crisis sobre la distribución, debido a las respuestas institucionales y de política económica que se implementan durante estos eventos. A partir de Atkinson y Brandolini (2006), quienes con el objetivo de determinar los impactos que la globalización tiene sobre la desigualdad, se considera la prima salarial de trabajadores calificados, la proporción de trabajadores desempleados y trabajadores no calificados que sufren desempleo, así como la tasa impositiva sobre las ganancias del capital, Jenkins, Brandolini, Micklewright y Nolan (2012) retoman su metodología para analizar esas mismas variables, y estudiar el impacto de las crisis. Jenkins et al. (2012), muestran que el coeficiente de Gini es una función de diversas variables macroeconómicas, además de parámetros institucionales que modifican el estado de bienestar, por lo que es difícil aislar los efectos de las crisis sobre la distribución. De igual manera, algunos trabajos de Piketty y Saez (2003 y 2013) para Estados Unidos, muestran que la concentración del ingreso en el Top\_10 disminuye en los periodos posteriores a las recesiones, señalan que la disminución se debe en gran medida a los cambios institucionales y de política fiscal, y no a los efectos de las crisis *per se*.

Dada la dificultad para identificar los impactos específicos de las contracciones sobre la desigualdad, en general, los análisis se han centrado en la evaluación del comportamiento del ingreso durante los periodos de recesión y crisis, sin que necesariamente se busque aislar el efecto de la contracción económica, de las respuestas de política. En nuestro estudio, si bien tampoco existen los datos para poder aislar el efecto de la crisis y separarlo del impacto de la política impositiva, y principalmente del gasto público redistributivo, que va más allá de las transferencias directas a los hogares y que pueden tener impactos en la desigualdad (Carmona y Camaal, 2018), sí hemos podido al menos aislar los efectos de las transferencias gubernamentales directas, que reciben las familias y que para el caso de México son probablemente uno de los principales canales de la política redistributiva, para disminuir tanto la pobreza como la desigualdad.

En la literatura no se ha identificado un patrón específico de los efectos que las crisis tienen sobre la desigualdad, y se tiende a concluir que el proceso redistributivo durante las crisis y en los periodos posteriores dependen de variables como la tendencia previa de la desigualdad, el tipo de crisis y sus causas, así como de factores institucionales.

Barlevy y Tsiddon (2006), por ejemplo, construyen un modelo en el que descomponen la desigualdad en un factor cíclico y un componente tendencial, y concluyen que el impacto de una crisis depende de la tendencia que tenga la desigualdad en el momento del choque: cuando la tendencia de la desigualdad en el largo plazo aumenta, la recesión incrementa la desigualdad, caso contrario cuando la tendencia es decreciente. La tendencia de la desigualdad

está determinada por factores estructurales y muy probablemente también está asociada con la estructura institucional, por lo que podríamos esperar que los hallazgos de Barlevy y Tsiddon (2006) estuvieran relacionados con variables institucionales y de política fiscal.

Algunos trabajos, como por ejemplo Maliar, Maliar y Mora (2005) que utilizan un modelo de crecimiento con agentes heterogéneos para analizar el caso de los Estados Unidos, identificaron un comportamiento contracíclico de la desigualdad. Consistente con este resultado, Dimelis y Livada (1999) también han identificado un comportamiento contracíclico tanto para los Estados Unidos como para el Reino Unido; sin embargo, observan que en Grecia e Italia la desigualdad tiene un patrón mixto. En contraste con Maliar et al. (2005), Muriel y Sibieta (2009) analizan el caso de las últimas tres crisis en el Reino Unido, y concluyen que los efectos sobre la distribución dependen de las características de cada crisis y de los impactos diferenciados que pueda tener sobre distintos grupos socioeconómicos. Aunque estos últimos autores limitan sus conclusiones al Reino Unido, es muy posible que este sea, en general, el caso dado, ya que los efectos macroeconómicos dependen del tipo de crisis (Reinhart y Rogoff, 2011), y la transmisión de estos efectos sobre los diferentes grupos sociales, dependen del entramado institucional particular de cada economía. Eso implica que en países con regiones heterogéneas en sus dinámicas económicas y en su estructura socioeconómica, los efectos de las crisis en las regiones pueden ser contrastantes, como lo mostramos en nuestro estudio.

La heterogeneidad de la respuesta de la desigualdad frente a las recesiones se ha documentado más recientemente por Camacho y Palmieri (2019), quienes analizaron el impacto de los periodos de recesión sobre la desigualdad, utilizando una muestra de 43 países para el periodo de 1960 a 2016. Sus resultados muestran que las contracciones económicas, no necesariamente incrementan la desigualdad del ingreso, medida por el índice de Gini. Encuentran que, dentro de los tres años posteriores a la contracción, las recesiones tienden a disminuir la desigualdad de forma estadísticamente significativa en el 22% de los países estudiados; mientras únicamente en el 17% de los casos, la desigualdad aumenta. De acuerdo con sus resultados, si se consideran tanto los efectos significativos como los que no lo son, las recesiones tienden a disminuir la desigualdad en el 54% del total de los países estudiados, mientras que en el resto tienden a aumentar. Al considerar únicamente los países de la OCDE y los países de ingresos altos, los resultados generales se revierten y se observa que las recesiones tienden a tener un impacto positivo sobre la desigualdad. Ese también es el efecto que encuentran

en el caso de México.<sup>2</sup> Aún cuando los autores no controlan por el tipo de crisis o recesiones, y lo que se reporta es el promedio de los cambios en el índice de Gini, estos resultados llaman la atención, ya que los países más desarrollados cuentan con marcos institucionales y respuestas de política que esperaríamos disminuir el impacto de las crisis sobre la inequidad, como se plantea en otras investigaciones (Piketty y Saez, 2003 y 2013; Grabka, 2015; Muriel y Sibietta, 2009).

Para el caso de los países de América Latina y en la región, en promedio, se ha documentado que la desigualdad tuvo una tendencia creciente en las dos últimas décadas del siglo XX, que se revirtió a partir del año 2000 (Alvaredo y Gasparini 2015; De Ferranti et al. 2004; De la Torre et al., 2014; Gasparini y Lustig 2011; López-Calva y Lustig, 2010; De la Torre et al., 2017). Uno de los argumentos centrales de Gasparini y Lustig (2011) para explicar el aumento de la desigualdad en el primer periodo, es que las reformas que se llevaron a cabo como respuesta a las crisis afectaron desproporcionadamente a las clases bajas y a la clase media, además de que en ese periodo los mecanismos de seguridad para los grupos más vulnerables eran casi inexistentes o estaban mal diseñados. Sin embargo, aun cuando pareciera que, a partir del 2000, la tendencia de la desigualdad comenzó a ser decreciente, los datos que reportan para los casos particulares de Argentina, Brasil y México, muestran un comportamiento contracíclico: en los periodos de crisis, la desigualdad se incrementa y en los periodos subsecuentes, vuelve a disminuir frente a la recuperación económica, lo que indica que en promedio hay una mejor recuperación de los grupos de ingresos bajos. Si bien esto tiene que ver con las políticas gubernamentales donde las transferencias juegan un papel importante, los cambios en la retribución del trabajo han sido también un factor determinante. Un argumento importante en los trabajos enfocados en América Latina es el De la Torre et al. (2017), quienes proponen que la disminución de la desigualdad -se debe en buena medida- a un aumento en el pago de trabajo no calificado y a una disminución de la retribución a los trabajadores con mayor educación, que ha causado una disminución en la inequidad del ingreso salarial. Sin embargo, durante las crisis, el desempleo afecta con más intensidad a los trabajadores con menores ingresos, por lo que se esperaría una caída de mayor proporción en los salarios de los trabajadores menos calificados y un consecuente incremento en la desigualdad, por ingreso salarial de los hogares. Esto es consistente con el aumento en la desigualdad del componente salarial del ingreso que encontramos y presentamos en este trabajo para el caso de México durante el periodo de la Gran Recesión. Este comportamiento refleja en buena medida la dinámica de lo que ocurre en el mercado de trabajo formal y que

---

2 México se encuentra entre el grupo de países que aumentan su desigualdad durante y después de una recesión cuando se utiliza un análisis de ciclos económicos tradicionales. Cuando se consideran ciclos de crecimiento, México se encuentra entre los países que tienen un aumento en la desigualdad después de tres años de la recesión, pero no antes.

podría explicar la tendencia que se observa en los países de mayores ingresos (Camacho y Palmieri, 2019). Esta tendencia, no obstante, no se mantiene en nuestras medidas de ingreso total por trabajo, que no solo incluye el ingreso salarial, sino el ingreso por negocios y autoempleo, y que, en contraste, incluye las retribuciones que ofrece el sector informal.

En el caso particular de la Gran Recesión diferentes trabajos observan un incremento en la desigualdad tanto en el ingreso como en la riqueza en los Estados Unidos (Meyer y Sullivan, 2013; Wolf, 2013; Pfeffer et al., 2013; Emmons y Noeth, 2012; Piketty y Saez, 2013; U.S. Congress, 2010; Perri y Steinberg, 2012). Estos análisis reportan que la crisis impactó con más fuerza a los sectores con ingresos y riqueza más bajos. Wolf (2013), por ejemplo, señala que entre 2007 y 2010 el Top\_10 aumentó en 0.2% su proporción de riqueza total, mientras que el Bot\_40 tuvo una disminución de 1.1%, lo que provocó un aumento de la desigualdad medida en el coeficiente de Gini de 0.834 a 0.870.<sup>3</sup> En el caso del ingreso personal para el Top\_10, el incremento fue de 0.4%, y para el Bot\_40 de -1.7%. Pfeffer et al. (2013), sostienen que durante la Gran Recesión todos los grupos socioeconómicos sufrieron disminuciones en su ingreso y su riqueza, sin embargo, en términos proporcionales los grupos más afectados fueron los menos aventajados en términos de su pertenencia a minorías, niveles educativos, así como el nivel de ingreso del que disponían antes de la recesión. En el mismo sentido, Emmons y Noeth (2012) documentan una disminución del 26% de la riqueza de los hogares en Estados Unidos, durante mediados del 2007 y principios del 2009. En su análisis muestran, que: en términos porcentuales, los más afectados por la crisis fueron familias jóvenes con jefes menores de 40 años (-43.8% de su ingreso total, contra menos del -20% del resto), en desagregados por raza o etnicidad, la mayor pérdida fue para familias afro-americanas e hispanas (-37.2% de su ingreso total, contra -11% del resto) y en términos educativos, los más afectados fueron los hogares con grado no universitario (-22.3% de su ingreso total, contra -15.5% de quienes sí cuentan con grado universitario).

Sin embargo, la Gran Recesión no impactó los índices de desigualdad en la misma dirección en todos los países. En algunos casos, como el de Suecia, Alemania y Reino Unido, la distribución del ingreso prácticamente no cambió o, incluso en casos como el de Irlanda, se redujo en los años subsecuentes al inicio de la crisis (Grabka, 2015; Jenkins, Brandolini, Micklewright, Nolan, y Basso, 2013).

Aunque nuestro trabajo no se enfoca en la distribución de la riqueza debido a la escases de datos, es importante mencionar que, en general, se ha observado aumento en la desigualdad para la mayoría de los países europeos durante la

---

3 Usamos el termino Top\_10 para referirnos al 10% de la población con mayores ingresos, mientras que el Bot\_40 se refiere al 40% con menores ingresos.

Gran Recesión, aunque hay también algunas excepciones como Bélgica y Eslovaquia (Bogliacino y Maestri, 2016).

En el caso de Alemania, Grabka (2015) señala que no existieron cambios distribucionales significativos durante la Gran Recesión en este país. No obstante, dada la dificultad de identificación como en la mayoría de los casos, el análisis de Grabka (2015) no aísla el efecto de la crisis de las respuestas de política, y considera que el comportamiento que observa se debe a la pronta reacción del gobierno alemán con la creación de estímulos económicos, y a factores como la pronta recuperación del PIB por la alta demanda global de las exportaciones alemanas, y a la flexibilidad en el mercado laboral, que permitió conservar trabajadores calificados bajo la expectativa de la recuperación y el aumento en la demanda de bienes manufacturados.

En otro trabajo, que analiza los cambios de la distribución del ingreso para 21 países miembros de la OCED a partir de la Gran Recesión, Jenkins, et al. (2013), identifican efectos en las dos direcciones.<sup>4</sup> Encuentran que en 10 países existió una ligera caída de la desigualdad durante ese periodo, siendo Irlanda el caso más importante, para el que calculan una disminución del coeficiente de Gini de 2% mientras que en países como Francia y España el coeficiente tuvo un incremento de 3.5% y 1%, respectivamente. En sus conclusiones, plantean: “el panorama general es que no existe una tendencia universal, creciente o decreciente, sobre el comportamiento de la desigualdad, al menos durante los dos años posteriores al inicio de la GR” (Jenkins et al., 2013, pp. 2–10).

Para el caso latinoamericano, la mayoría de los estudios no se enfocan específicamente en la Gran Recesión, pero aquellos que alcanzan a cubrir ese periodo sostienen que la tendencia decreciente de la desigualdad se mantuvo, a pesar de los efectos de la Gran Recesión (Alvaredo y Gasparini 2015; De la Torre et al., 2014; De la Torre et al., 2017; Domínguez y García, 2016).

Comparativamente, ante el caso norteamericano, la literatura que discute el impacto redistributivo que la Gran Recesión tuvo en el caso mexicano, es escasa. Los trabajos relacionados con los efectos que tuvo la Gran Recesión en México se han centrado sobre todo en los impactos en el mercado laboral, la pobreza y la producción a nivel estatal o regional, pero no en los cambios distribucionales. Algunos de los estudios que dan seguimiento y discuten la evolución de la desigualdad en México, abarcan el periodo de la contracción correspondiente a los efectos de la Gran Recesión; todos ellos, y aunque no se detienen en analizar este periodo en detalle, reportan una disminución de los

---

4 En su estudio considera Australia, Austria, Bélgica, Canadá, Dinamarca, Alemania, Grecia, Finlandia, Francia, Irlanda, Italia, Japón, Países Bajos, Nueva Zelanda, Noruega, Portugal, España, Suecia, Suiza, Reino Unido, y Estados Unidos.

indicadores de inequidad entre 2008 y 2010 (Cortés, 2013; Cortés y Vargas, 2017; Iniguez-Montiel y Kurosaki, 2018). Esto, aun cuando en general no hay un patrón definido sobre los efectos de la crisis sobre la desigualdad, llama la atención para el caso mexicano.

Aún en el caso de estudios que, al ajustar los datos de la ENIGH con los de Cuentas Nacionales para corregir problemas de subregistro, reportan una tendencia claramente creciente de la desigualdad después del 2000, se observa también una caída de la desigualdad del ingreso entre 2008 y 2010 (Del Castillo, 2015). Cortés y Vargas (2017), en una importante discusión sobre la medición de la desigualdad en México a lo largo de 50 años, reportan una disminución del índice de Gini para el ingreso corriente de los hogares de 2008 a 2010, de 0.471 a 0.446, y un ligero aumento en 2012 a 0.452. De igual forma, para el periodo 2008-2010, reportan una disminución de la razón del ingreso medio *per cápita* del decil X respecto al decil I de 26 a 23 unidades. Aun cuando estas mediciones se refieren al ingreso corriente, que considera el valor de la renta por la propiedad de la vivienda y el ingreso en especie, concuerdan con la disminución del ingreso monetario de los hogares que nosotros reportamos. Esto implica que, si bien componentes del ingreso corriente como el valor de la renta y el ingreso en especie disminuyen el índice de Gini, no son los que definen la tendencia decreciente de la desigualdad del ingreso de los hogares, durante ese periodo. Esto contrasta con el aumento en la desigualdad que reportamos en este trabajo, para los ingresos por salario, y su disminución para nuestra dimensión de ingreso total por trabajo, cuya magnitud es muy pequeña.

Los choques económicos que afectan las posibilidades de los hogares para generar sus ingresos en distintos mercados dependen de factores estructurales e institucionales no solo en el nivel nacional, sino también en el nivel regional. Un importante número de estudios han dado cuenta de las diferencias regionales de la dinámica económica en el país, y aunque son menos los que se han enfocado a estudiar las diferencias en el proceso distributivo, sabemos de las importantes disparidades de desarrollo en México, y los impactos sobre los niveles de pobreza y desigualdad (Esquivel y Messmacher, 2002; González, 2007; Gutiérrez, 2008; Esquivel y Cruces, 2011; Chiquiar, 2008; Lustig, 2010; Ros, 2015). Así, por ejemplo, tanto la desigualdad del ingreso en general (Gutiérrez, 2008), como la desigualdad salarial (Chiquiar, 2008) han tendido a disminuir en las regiones más expuestas a la apertura comercial. Sin embargo, frente a un choque exógeno como la Gran Recesión, la contracción de la demanda de trabajo en la industria manufacturera, ligada fuertemente con el comercio exterior, puede tener un efecto mayor en la desigualdad en aquellas regiones donde se concentra más este tipo de industria, y principalmente en la manufactura que demanda menor calificación en el trabajo.

Aunque sin indagar en la distribución del ingreso, Espinal (2010) efectivamente señala cómo los estados en los que el PIB se compone principalmente de actividades manufactureras sufrieron un mayor impacto frente a la crisis, que aquellos donde la producción manufacturera tiene un menor peso. De esta forma, esperaríamos no solo impactos diferentes en magnitud para las distintas regiones, sino también dinámicas diferenciadas sobre los ingresos por salarios y los ingresos por negocios y autoempleo. Aun cuando es importante tener una mejor idea de las diferencias regionales en cuanto a las dinámicas de la distribución del ingreso que pueden ser analizadas con un poco más de claridad, durante eventos como el de la Gran Recesión, no existe literatura que indague sobre la dinámica de la desigualdad para distintos componentes del ingreso de los hogares en nivel regional. Aunque el objetivo de este trabajo no es hacer un análisis exhaustivo del tema, presentamos una aproximación muy general que evidencia diferencias importantes para las distintas regiones del país.

Así, consideramos que además de proveer un análisis sobre el impacto que la contracción económica de 2008-2010 -causada por la Gran Recesión- tuvo en la distribución del ingreso de los hogares y de algunos de sus componentes, los resultados que presentamos en este trabajo, aportan elementos a la literatura que busca comprender la forma en como los choques macroeconómicos impactan los ingresos de los hogares en diferentes estratos y para distintos grupos socioeconómicos, ya sea tanto en nivel nacional como regional.

## **2. Descripción y construcción de variables**

La información utilizada en este análisis proviene de las Encuestas Nacionales de Ingreso Gasto de los Hogares (ENIGH) de los años 2006 a 2018. Los valores monetarios se transformaron en valores reales a precios de 2018 utilizando el INPC estatal, para indexar los ingresos de cada hogar, de acuerdo con el nivel de precios calculado para la entidad federativa a la que pertenece.

Para cada hogar consideramos tres dimensiones de ingreso que corresponden a diferentes fuentes. La más simple es la que corresponde al pago por trabajo subordinado o asalariado, y que llamamos ingreso por trabajo asalariado (IS). Por sus características como pago por trabajo subordinado, este ingreso tiene una mayor relación con el mercado formal y puede reflejar con mayor cercanía la dinámica de ese sector en comparación con otros ingresos, como los provenientes del autoempleo y los negocios propios. El ingreso por salarios, si bien no tiene necesariamente una correlación perfecta con la productividad del trabajo debido a las distorsiones de los mercados, sí refleja la valoración del trabajo en el mercado y permite observar su dinámica en distintos estratos socioeconómicos y los efectos que tienen diferentes factores en esa valoración y, por ende, en su distribución y en la desigualdad.

La segunda dimensión es la que llamamos ingresos totales por trabajo (ITT), que además de incluir el ingreso que reciben los hogares por trabajo subordinado también considera los ingresos por trabajo independiente, ya sea como autoempleo o por negocios propios (N). El ingreso total por trabajo se compone, entonces, por la suma de los conceptos de ingresos por trabajo (IS) y de negocios (N):

$$ITT=IS+N \quad (1)$$

Estos conceptos se componen de la siguiente manera:

- Ingresos por trabajo (IS): Sueldos, salarios o jornal, destajo, comisiones y propinas, horas extras, incentivos, gratificaciones o premios, bonos, percepciones adicionales o sobresueldos, primas vacacionales y otras prestaciones en efectivo, reparto de utilidades y aguinaldo. Tanto por trabajo principal como por trabajo secundario.
- Ingresos por negocios (N): Se incluyen negocios de actividades industriales o comerciales, prestación de servicio, actividades agrícolas, cría y explotación de animales, recolección, reforestación y tala de árboles, pesca, caza y captura de animales. Tanto por trabajo principal como por trabajo secundario.

El ITT es un indicador de la remuneración al trabajo que en el caso de México incluye un componente muy importante de los ingresos por autoempleo y por servicios y comercio vinculados al sector informal, particularmente en los deciles de ingreso bajo. No obstante, hay que ser muy cautelosos con la interpretación de estos indicadores, ya que la información de la ENIGH no nos permite separar los ingresos provenientes de la informalidad de aquellos ligados a los mercados formales.

El ingreso total con el que disponen los hogares para tomar sus decisiones de consumo y ahorro se compone además de los pagos al trabajo y remuneraciones por negocios de las transferencias que reciben como remesas o subsidios de programas sociales, así como rentas e ingresos provenientes de activos en posesión de los hogares. Este ingreso es lo que llamamos Ingreso Monetario (IM) y se compone con los ingresos por concepto de trabajo (trabajo subordinado), de negocios (trabajo independiente), de transferencias de todos los tipos (TR), rentas (R) y otros ingresos (OI):

$$IM=IS+N+TR+R+OI \quad (2)$$

donde:

- Rentas (R): Se incluyen los ingresos por alquiler de tierras, terrenos, casas, edificios, locales y otros inmuebles, tanto dentro del país como fuera de él. Además de los intereses provenientes de inversiones a largo plazo, cuentas de ahorro y préstamos a terceros, así como por rendimientos de bonos o cedulas, alquiler de marcas, patentes o derechos de autor. Se incluyen también las ganancias y utilidades producto de la participación en cooperativas, sociedades y empresas que funcionan como sociedades.
- Transferencias (TR): Las transferencias incluyen: indemnizaciones de seguros por accidentes de trabajo, por despido y retiro voluntario, becas de instituciones privadas y donativos de organizaciones no gubernamentales, donativos de otros hogares, todas estas etiquetadas como otras transferencias (OTR), ingresos de otros países (REM), beneficios de programas sociales y becas de gobierno (TRG).
- Otros ingresos (OI): Cualquier otro ingreso extra que tenga el hogar.

En este trabajo, se busca describir los efectos de un choque sobre la capacidad de los hogares, para obtener sus ingresos a partir de distintas fuentes, y dado que no nos enfocamos propiamente en analizar los efectos sobre el bienestar y su distribución, a diferencia de otros análisis que observan el ingreso corriente de los hogares, no incluimos en nuestras categorías la estimación de la renta por la propiedad de la vivienda que habita el hogar. Al enfocarnos en la capacidad que tiene cada hogar para proveerse de ingresos como una unidad, para el análisis de las diferentes dimensiones, agregamos el ingreso de todos los integrantes del hogar y calculamos el promedio mensual de cada una de sus dimensiones. En esta agregación, descontamos los ingresos estacionales y extraordinarios como bonos y aguinaldos, de tal forma que las variables de ingreso que construimos sean comparables para todos los hogares, hayan o no recibidos pagos por prestaciones como las mencionadas durante los periodos del levantamiento de la encuesta.

La ENIGH ha tenido diversos cambios metodológicos desde su creación, sin embargo, el más importante fue en 2016, cuando se amplió la muestra para obtener resultados con representatividad a nivel estatal. Si bien, las ediciones anteriores a la de 2016 no son representativas a nivel estatal, constituyen la única fuente de información sobre el ingreso de los hogares a nivel estatal, por lo que es la mejor aproximación con la que contamos.

Las principales estadísticas de nuestras diferentes dimensiones de ingreso y su composición se muestran en las tablas 1 y 2.

**Tabla 1**  
**Estadísticas principales de las diferentes dimensiones del ingreso mensual**  
**(Pesos constantes 2018)**

Año	Obs.	Media			Mediana			Coeficiente de Variación		
		IM	ITT	IS	IM	ITT	IS	IM	ITT	IS
2006	20,853	14,306	10,852	9,209	9,550	7,415	5,971	1.28	1.26	1.43
2008	29,468	14,339	11,174	8,845	9,150	7,286	5,817	1.76	1.98	1.39
2010	27,593	12,456	9,640	8,214	8,378	6,434	5,259	1.22	1.33	1.49
2012	8,985	12,522	9,372	7,766	8,170	6,128	4,845	1.34	1.43	1.51
2014	19,458	12,232	9,810	8,337	8,052	6,391	5,231	1.77	2.09	1.67
2016	70,267	13,848	9,825	8,572	9,128	6,748	5,707	6.08	1.43	1.37
2018	74,597	13,272	9,909	8,599	9,291	7,082	5,902	1.48	1.29	1.38

Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH, diferentes años.

**Tabla 2**  
**Valor promedio de los componentes de las diferentes dimensiones del ingreso mensual (Pesos constantes 2018)**

Año	Trabajo (IS)	Negocio (N)	Rentas (R)	Transferencias Gobierno o (TRG)	Remesas (REM)	Otras Transferencias (OTR)	Otros (OI)
2006	9,209	1,642	1,633	220	329	1,263	10
2008	8,845	2,329	865	293	188	1,340	12
2010	8,214	1,426	561	307	151	1,355	15
2012	7,766	1,607	661	305	121	1,601	19
2014	8,337	1,473	203	350	95	1,357	16
2016	8,572	1,253	1,513	345	128	1,598	15
2018	8,599	1,310	973	274	131	1,559	15

Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH, diferentes años.

### 3. La desigualdad de las dimensiones del ingreso

De acuerdo con los datos de la tabla 1, a partir de 2008, los promedios para las tres dimensiones de ingreso tuvieron una caída importante y continuaron decreciendo durante varios años, para comenzar a recuperarse en 2014.

De 2008 a 2010, las medianas del ingreso total por trabajo (ITT) y del ingreso monetario (IM) cayeron en menor proporción que sus respectivas medias, y sus coeficientes de variación también disminuyeron, lo cual indica que, en promedio, estas dimensiones de ingreso cayeron en una proporción menor en los deciles bajos que en los altos. No obstante, en el caso del ingreso por

salarios (IS), ocurrió lo contrario y los hogares de los cinco primeros deciles fueron los que tuvieron una mayor pérdida.

Los distintos comportamientos del ingreso por salarios y del ingreso total por trabajo, están acompañados por una caída importante de los ingresos por negocios (tabla 2), lo que indica que esta última caída afectó sobre todo a los hogares en los deciles altos.

De los componentes que diferencian el ingreso total por trabajo y el ingreso monetario, entre 2008 y 2010, solo cayeron los promedios de las remesas y de las rentas. De acuerdo con la tabla 2, mientras que las remesas cayeron en 19.68%, las rentas tuvieron una disminución de 35.14%, lo cual, junto con la contracción de los ingresos por negocios, explica que el ingreso monetario haya tenido en promedio una mayor contracción para los hogares en los deciles por arriba de la media.

Los mayores efectos que tuvo la contracción en el ingreso monetario y el ingreso total del trabajo para los hogares en los deciles altos se pueden observar en la tabla 3.

En 2008, el ingreso monetario promedio de los hogares que se encuentran en el Bot\_40 de la distribución, fue de \$4,171; mientras que, en 2010, fue de \$3,868, lo que implica una disminución de 7.2%. En el caso del promedio del ingreso monetario para los hogares del Top\_10, el cambio entre el año 2008 y el 2010 fue de -18.2%, es decir, la contracción del ingreso monetario promedio del Top\_10 fue casi 2.5 veces que la que tuvo el Bot\_40 (tabla 3).

**Tabla 3**  
**Evolución del ingreso mensual en sus diferentes dimensiones por grupo poblacional**

Año	Top_10				Bot_40											
	Ingreso Monetario		Ingreso Trabajo		Total		Ingreso Salario		Ingreso Monetario		Ingreso Trabajo		Total		Ingreso Salario	
	Pesos	Δ%	Pesos	Δ%	Pesos	Δ%	Pesos	Δ%	Pesos	Δ%	Pesos	Δ%	Pesos	Δ%	Pesos	Δ%
2006	52,811		42,444		42,609	5.1	4,549		3,643		3,858	6.17				
2008	54,803	3.77	46,231	8.9	39,627	-7.0	4,171	-8.3	3,384	-7.12	3,552	-7.9				
2010	44,777	-18.2	39,419	-14.7	39,080	-1.3	3,868	-7.2	3,105	-8.24	3,357	-5.4				
2012	47,318	5.68	39,695	0.7	37,757	-3.3	3,656	-5.4	2,684	-13.5	3,038	-9.5				
2014	46,140	-2.49	42,355	6.7	40,499	7.26	3,754	2.6	2,882	7.37	3,200	5.31				
2016	52,840	14.52	38,097	-10.0	37,568	-7.2	4,305	14.67	3,260	13.09	3,493	9.17				
2018	46,519	-11.9	37,766	-0.87	37,256	-0.8	4,396	2.11	3,441	5.57	3,708	6.15				

Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH, varios años.

En el caso del ingreso total del trabajo, que incluye los salarios y los ingresos por negocios, la disminución para el Top\_10 fue de 14.7%, mientras que para el Bot\_40, fue de 8.24%. La disminución que en este caso sufrió el Bot\_40, es mayor que en el caso del ingreso total por trabajo, lo cual confirma que la pérdida de ingreso por negocios y por rentas se concentró en los deciles altos, además, las transferencias gubernamentales, que se concentran en los hogares de menor ingreso, también ayudaron a mitigar la caída. Por esta misma razón, la pérdida sufrida por el Top\_10 es mayor en el ingreso monetario que la que podemos observar en el ingreso total por trabajo.

La única dimensión donde el impacto fue mayor en el Bot\_40 que en el Top\_10, fue en el ingreso por salarios. En el caso del ingreso por salarios, el Bot\_40 experimentó una reducción del 5.4%; mientras que en el Top\_10, la disminución fue únicamente de un 1.3%.

El impacto negativo de la Gran Recesión sobre el ingreso monetario en el Top\_10 aún es visible, pues estos hogares no han logrado recuperar el nivel de ingresos que tenían en 2008, lo mismo sucede con el ingreso total del trabajo. Esta falta de recuperación en las dos dimensiones está asociada con la tendencia decreciente que se observa en el ingreso por negocios (tabla 2) y en el caso del ingreso monetario, con la dinámica de las rentas (R) (ver tabla 2). Mientras tanto, en el caso de los ingresos salariales se observó una recuperación en 2014, donde los ingresos de esta dimensión fueron superiores a los que se tenían en 2008, sin embargo, ese impacto positivo perdió fuerza, pues en los 4 años siguientes experimentaron una caída de 7.2% en los dos primeros años, y de 0.8% los siguientes dos años para, finalmente, terminar por debajo de su nivel de 2008.

La historia sobre la recuperación de los hogares que se ubican en el Bot\_40 es distinta, ya que desde 2016 el ingreso monetario promedio ha sido mayor que lo que tenían en el 2008, mientras que en el caso del ingreso total del trabajo y del ingreso salarial, la recuperación recién se observa en 2018. Así, hasta el año 2018, los hogares del decil 10 no habían logrado recuperarse del impacto negativo que tuvo la crisis en sus ingresos, mientras que en el caso del Bot\_40, logró rebasar los niveles de ingreso para las tres dimensiones que tenía en 2008.

Una de las posibles causas de la mejor recuperación del ingreso monetario para el Bot\_40 podría estar relacionada con las transferencias, principalmente las que se hacen entre hogares. De acuerdo con los datos de la ENIGH, las transferencias gubernamentales tuvieron un incremento importante; durante 2008, el promedio de ingresos mensuales por transferencias provenientes del gobierno que recibieron los hogares en México fue de 293; mientras que para 2010 tuvieron un incremento de casi 5%, con una ligera disminución en 2012, para recuperarse en el año 2014 con un incremento de 15%. Por el contrario, en el caso de las remesas, se observa una disminución sostenida desde 2008, con

ligeras recuperaciones; pero, en general, las remesas promedio que reciben los hogares, no ha logrado situarse en los niveles anteriores a la Gran Recesión. Otro de los componentes de las transferencias es “otras transferencias”, las cuales incluyen principalmente jubilaciones y transferencias de otros hogares. Como puede observarse en la tabla 2, la magnitud de estas transferencias es significativamente más alta que la de las remesas y las transferencias gubernamentales en todos los años. Si bien este tipo de transferencias sufrieron variaciones importantes en el periodo de la crisis, han logrado recuperarse a niveles incluso superiores a los que tenían antes de la Gran Recesión. Así, los incrementos de las transferencias gubernamentales, y de “otras transferencias”, están estrechamente relacionadas con el aumento que se observa en el ingreso monetario y su recuperación para el año 2016.

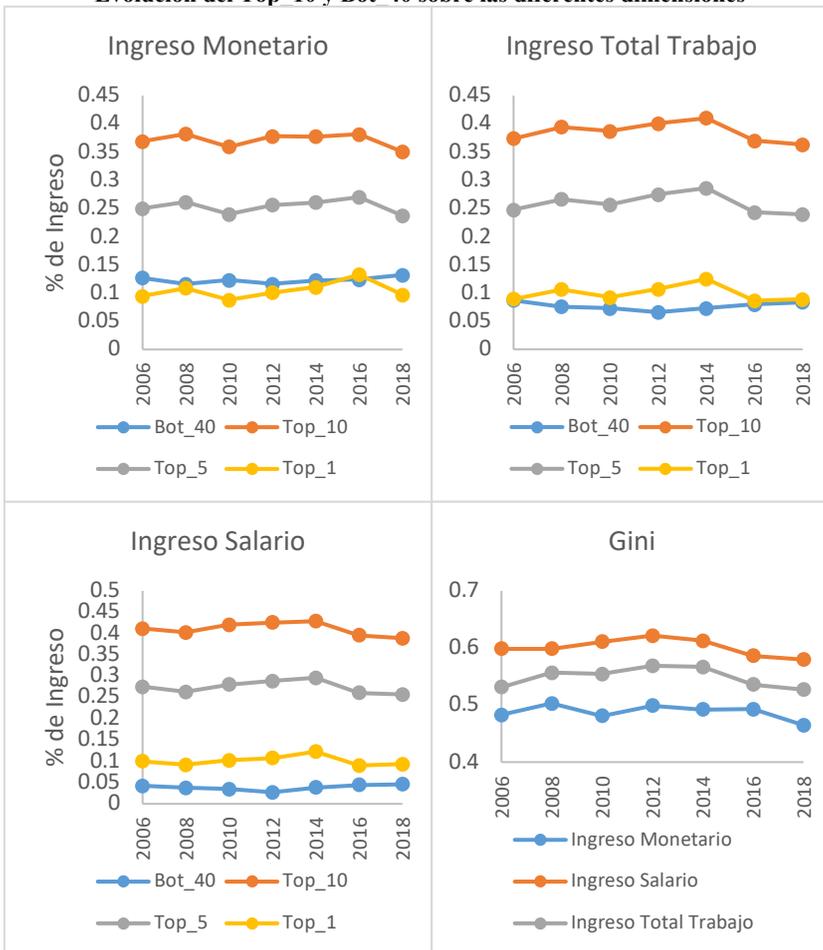
En resumen, la contracción económica tuvo un mayor impacto negativo en el ingreso salarial en los hogares con menores ingresos; sin embargo, cuando se consideran los ingresos totales por trabajo que además de incluir el pago por trabajo subordinado, también incluye los negocios propios y el autoempleo, el mayor impacto se registra en los hogares de ingresos altos. Finalmente, al incluir ingresos provenientes de fuentes distintas al trabajo, el efecto que se observa para el ingreso total por trabajo se refuerza. Estos impactos permanecen durante los años posteriores a la contracción, y se observa una mejor recuperación para los hogares en los deciles bajos que para los del decil más alto, incluyendo los ingresos por salario.

Esta dinámica se refleja en el comportamiento de diferentes indicadores de desigualdad. La gráfica 1 presenta la estimación de diferentes medidas de desigualdad para cada una de las dimensiones del ingreso. En la gráfica correspondiente a los índices de Gini, se puede observar durante el periodo 2008-2010 un aumento para el caso del ingreso por salarios (IS), que contrasta con una ligera disminución de la desigualdad del ingreso total del trabajo (ITT), y una caída aún más pronunciada en la desigualdad del ingreso monetario (IM). Estos distintos cambios en la desigualdad de las tres dimensiones reflejan las dinámicas que ya hemos analizado y descrito, en los párrafos anteriores.

Dadas las limitaciones que tiene el índice de Gini ante cambios en los extremos de la distribución, estimamos también el índice de Theil, para robustecer nuestro análisis. En el caso del ingreso por salarios, entre 2008 y 2010, el índice de Gini creció en 2.1%, mientras que el Índice de Theil también tuvo un aumento de 6.0%. En cuanto a la proporción del total de los ingresos salariales concentrados en el Bot\_40, esta cayó 7.8% mientras que la del Top\_10 aumentó 4.5%, y podemos ver en la tabla 4 que el aumento de la concentración fue mayor en los hogares de los últimos cinco percentiles y más, aún, en el

último percentil (ver tabla 4). Todas estas medidas son consistentes y muestran un aumento de la desigualdad en el ingreso por salarios.

**Grafica 1**  
**Evolución del Top 10 y Bot 40 sobre las diferentes dimensiones**



Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH, diferentes años.

En el mismo periodo, el coeficiente de Gini correspondiente al ingreso total del trabajo tuvo una disminución muy pequeña de 0.4%, mientras que el índice de Theil cayó 12%, y los 4 grupos poblacionales experimentaron también una caída de sus participaciones en el ingreso total. La mayor afectación fue para el Top\_1, con -13% (ver tabla 4), lo cual refleja cómo la caída en los ingresos por negocios fue más importante en los hogares de ingresos altos. Este efecto

no sólo atenuó el aumento en la desigualdad de los salarios, sino que logró revertirlo de tal forma que la inequidad del ingreso total por trabajo disminuyera levemente.

En cuanto al ingreso monetario, en 2008 el coeficiente de Gini fue de 0.5029 y para 2010 se ubicó en 0.4811; una reducción en términos porcentuales de 4.3%. De igual manera, el índice de Theil disminuyó en 12.0%. En contraste con el ingreso total del trabajo, en este caso, no solo las pérdidas en los Top\_10, 5 y 1 fueron mayores, sino que para el Bot\_40, se registró un aumento. Estas disminuciones del coeficiente de Gini y del índice de Theil, correspondientes al ingreso monetario durante 2008-2010, se debieron a una mayor caída de la proporción de ingresos de los deciles superiores, en relación con el impacto experimentado por los hogares en los deciles inferiores. Este fenómeno podría considerarse una tendencia a la igualdad por empobrecimiento, como sostiene Cortés (2012). En este periodo, la proporción de los ingresos monetarios totales que tenían los hogares del Bot\_40 pasó de 11.6% a 12.3%, reflejando un incremento de 6%. En el otro extremo, la proporción del ingreso monetario de los hogares en el Top\_1, Top\_5 y Top\_10 disminuyó en 17%, 7% y 5%, respectivamente (ver tabla 4).

**Tabla 4**  
**Cambio porcentual en la proporción de ingresos, Coeficiente de Gini y el Índice de Theil en cada dimensión durante 2008-2010**

<b>Dimensión</b>	<b>Gini</b>	<b>Theil</b>	<b>Bot_40</b>	<b>Top_10</b>	<b>Top_5</b>	<b>Top_1</b>
<b>Ingreso Monetario</b>	-4.3%	-15.3%	6.1%	-6.0%	-8.3%	-19.3%
<b>Ingreso Total</b>	-0.4%	-12.0%	-3.6%	-1.8%	-3.7%	-13.3%
<b>Trabajo</b>						
<b>Ingreso Salario</b>	2.1%	6.0%	-7.8%	4.5%	6.6%	11.3%

Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH, diferentes años.

Es importante destacar que la marcada caída de los indicadores de desigualdad para el ingreso monetario en el periodo 2008-2010, se debe principalmente a las transferencias entre los hogares y a las pensiones, es decir, no se debe a la retribución del trabajo contemporáneo de los hogares.

De manera similar con lo ocurrido entre 2008 y 2010, para el ingreso monetario, a partir del 2012, el coeficiente de Gini de las tres dimensiones de ingreso ha disminuido. Esta caída también está asociada con la baja en el porcentaje de ingresos del Top\_10, Top\_5 y en algunos casos del Top\_1, mientras que el ingreso del Bot\_40, se mantiene con ligeras variaciones poco perceptibles, como puede verse en la gráfica 1.

La tabla 5 muestra la evolución de tres índices de Palma (Palma, V2 y V3), que son las razones del porcentaje de ingresos del Top\_10, Top\_5 o Top\_1, respecto al Bot\_40, respectivamente. Estos indicadores nos permiten ver con más claridad los cambios que ocurrieron en las colas de la distribución, particularmente en la cola alta (Palma, 2011; Krozer, 2015). En el caso del ingreso salarial (IS), los tres indicadores de Palma aumentan, lo cual implica que hubo una mayor concentración en el decil 10 y que se distribuyó prácticamente en todos los percentiles de ese grupo. En el caso de la caída del ingreso por negocios, que afecta el ingreso total por trabajo (ITT), la historia es distinta. El índice de Palma aumentó de 2008 a 2010, mientras que el Palma V2 no cambió y el Palma V3 disminuyó, lo que indica que si bien aumentó la concentración del ingreso en el Top\_10, el incremento relativo de la participación en el ingreso total se dio principalmente en los hogares del percentil 95 en adelante.

Si bien, en este caso, el índice de Palma para el ingreso total por trabajo (ITT) aumenta en esos años, el aumento es pequeño en relación con el aumento para el ingreso salarial (IS). Esto indica que la caída en los ingresos por negocios es proporcionalmente más importante para el Top\_10, y aún cuando la diferencia en la caída del ingreso por negocios, entre los dos grupos, no logra hacer que el índice disminuya, sí mitiga por mucho el aumento en la desigualdad por salarios.

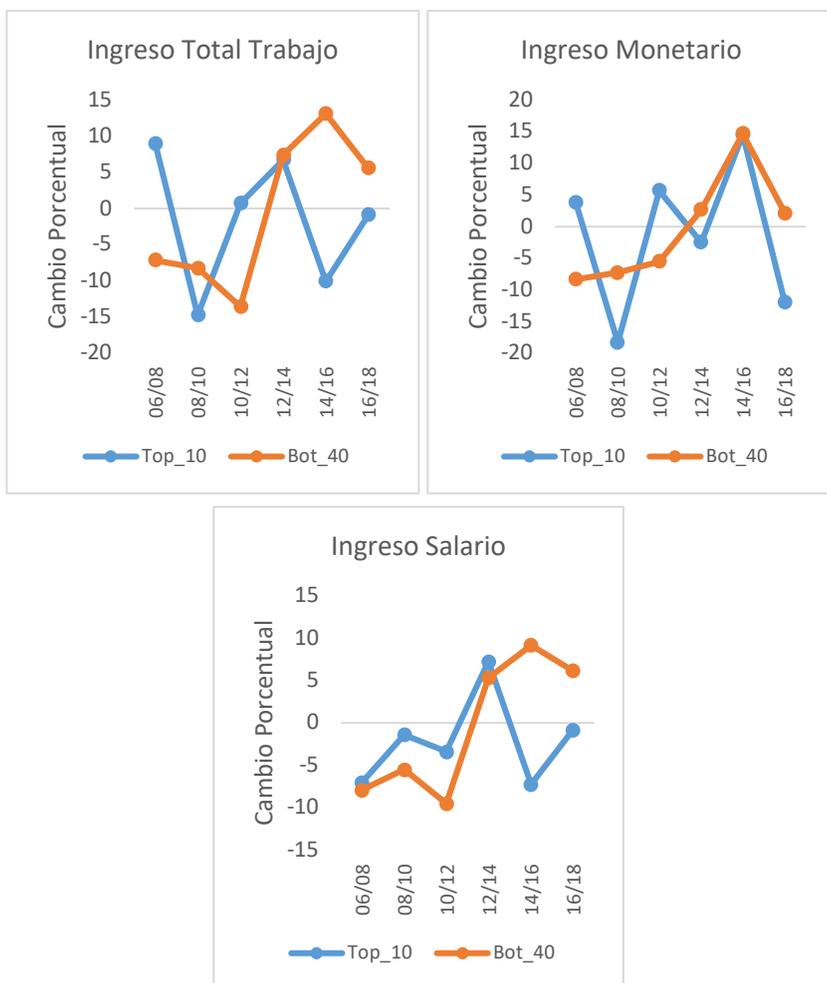
Finalmente, los tres indicadores para el caso del ingreso monetario (IM) disminuyen en el periodo. Esta disminución refleja el papel que las transferencias y la caída de las rentas tuvieron en el aumento de la participación del Bot\_40, en el ingreso monetario total (IM) y en su disminución para el Top\_10.

**Tabla 5**  
Evolución de los índices de palma en las diferentes dimensiones

Año	Palma			Palma V2			Palma V3		
	ITT	IM	IS	ITT	IM	IS	ITT	IM	IS
<b>2006</b>	4.31	2.91	9.70	2.85	1.97	6.48	1.03	0.75	2.36
<b>2008</b>	5.22	3.29	10.73	3.53	2.25	7.01	1.41	0.94	2.45
<b>2010</b>	5.32	2.92	12.15	3.53	1.95	8.10	1.27	0.71	2.95
<b>2012</b>	6.09	3.25	15.64	4.17	2.20	10.59	1.62	0.87	3.96
<b>2014</b>	5.61	3.08	11.27	3.91	2.13	7.78	1.71	0.90	3.22
<b>2016</b>	4.63	3.08	8.89	3.05	2.18	5.85	1.08	1.07	2.03
<b>2018</b>	4.35	2.65	8.48	2.87	1.80	5.61	1.06	0.73	2.04

Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH, diferentes años.

**Grafica 2**  
**Cambios en el ingreso promedio para diferentes puntos en el tiempo y diferentes grupos poblacionales**



Fuente: Elaboración propia con información de la ENIGH, diferentes años.

En los párrafos anteriores mostramos evidencia que nos permite entender mejor la disminución de la desigualdad del ingreso monetario de los hogares mexicanos, durante el periodo de contracción económica causada por la Gran Recesión. Si bien los cambios en la distribución del ingreso dependen de lo que ocurra en todos los percentiles de la distribución de hogares, nuestro análisis indica que una de las principales razones de los cambios observados

en la desigualdad del ingreso monetario es que hubo una mayor afectación en los ingresos de los hogares que se ubican en el Top\_10 de la distribución, en relación con la afectación que tuvieron los hogares que se ubican en el Bot\_40. Este hecho no indica que los ingresos de los hogares del Bot\_40 no se vieran afectados por la crisis, sino más bien, que la afectación que tuvieron fue menor, debido a la redistribución que se dio por las transferencias de todo tipo. Sin embargo, cuando se observan los ingresos salariales, lo que observamos es un incremento en la desigualdad que logra ser revertido por otros componentes del ingreso de los hogares. Aun cuando las transferencias jugaron un papel importante para mitigar el impacto del choque negativo en los hogares con menores ingresos, fue principalmente la diferencia en el impacto que sufrieron los ingresos por negocios en los hogares, de los distintos grupos, lo que revierte el aumento de la desigualdad salarial. La gráfica 2 muestra que el impacto negativo de la Gran Recesión sobre los hogares mexicanos que se ubican en el Top\_10 fue 2.5 veces el impacto sobre el Bot\_40.

#### 4. El impacto regional

Con el fin de identificar si el impacto observado tiene un comportamiento regional, dividimos el país en 8 áreas, considerando la regionalización de Bassols Batalla (1994), que se basa en las características geográficas, históricas y económicas de las entidades federativas (tabla 6).

**Tabla 6**  
**Regiones y Entidades Federativas**

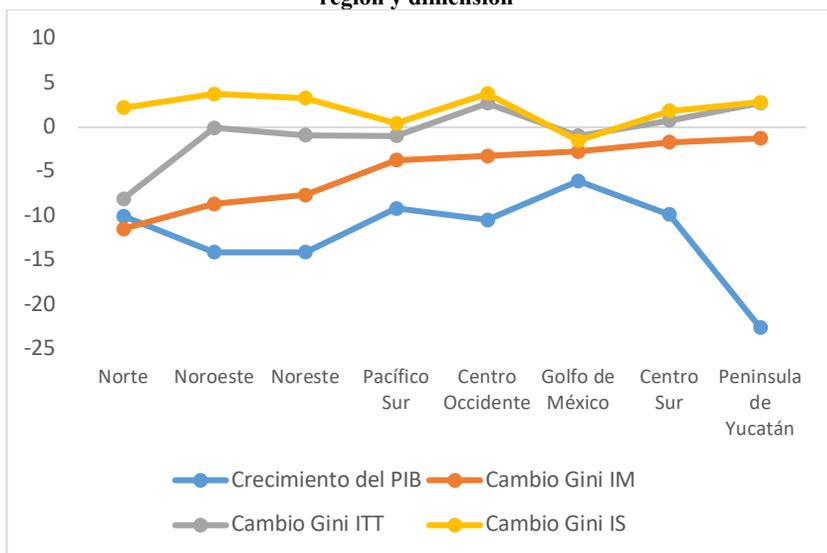
Región	Estados
Noroeste	Baja California, Baja California Sur, Sonora, Sinaloa, Nayarit
Norte	Chihuahua, Coahuila, Durango, Zacatecas, San Luis Potosí
Noreste	Nuevo León, Tamaulipas. Centro Occidente
Centro occidente	Jalisco, Aguascalientes, Colima, Michoacán, Guanajuato
Centro Sur	Querétaro, Estado de México, Distrito Federal, Morelos, Hidalgo, Tlaxcala, Puebla
Pacífico Sur	Guerrero, Oaxaca, Chiapas
Golfo de México	Veracruz, Tabasco

## Península de Campeche, Yucatán y Quintana Roo Yucatán

Fuente: Elaboración propia con información Bassols (1994).

Los cambios porcentuales en el índice de Gini 2008-2010 para las cuatro dimensiones del ingreso y las diferentes regiones, se muestran en la gráfica 3.

**Grafica 3**  
**Cambio porcentual del Índice de Gini y crecimiento del PIB 2008/2010 por región y dimensión<sup>5</sup>**



Fuente: Elaboración propia con información de le ENIGH, diferentes años.

Si bien en nivel nacional el índice de Gini del ingreso salarial aumentó, esto no ocurrió para todas las regiones. En el caso de la región del golfo de México, hubo una ligera disminución y para la región del pacífico sur el incremento fue muy pequeño. El resto de las regiones sufrieron incrementos en la desigualdad, principalmente en el centro occidente, en el noreste y noroeste. Al analizar los cambios del promedio del ingreso salarial para el Bot\_40 y el Top\_10, en cada región, podemos observar que existen diferencias importantes. Hay tres regiones en las que la caída del ingreso salarial para el Top\_10 fue más fuerte que para el Bot\_40, particularmente en el caso de la región del Golfo de México donde el promedio del Bot\_40 prácticamente no cambió y el del Top\_10, cayó 10.3% (ver gráfica 4).

<sup>5</sup> PIB *per cápita* a precios del 2006.

En el resto de las regiones, los ingresos salariales promedio del Bot\_40 sufrieron un impacto negativo mayor que los del Top\_10. Incluso en el caso del Centro Sur y del Noreste, los promedios del Top\_10 tuvieron incrementos de 4.5% y 1.9% durante ese periodo, respectivamente; mientras que, en el caso de la Península de Yucatán, prácticamente no cambió.

Como puede verse en la gráfica 3, al considerar los ingresos por negocios en la dimensión del ingreso total por trabajo, con excepción de la región del Golfo de México, el índice de Gini baja, o prácticamente no cambia, en comparación con el correspondiente al ingreso salarial, como es el caso de la Península de Yucatán. En esta última región, el promedio del ingreso total por trabajo para el Bot\_40 y para el Top\_10 caen en la misma proporción (gráfica 4), y dado que su coeficiente de Gini no cambió, en promedio, es probable que el ingreso por negocios haya caído en la misma proporción para el resto de los hogares. En el caso del Golfo, hay una caída de mayor proporción en el ingreso promedio para el Top\_10 que para el Bot\_40, sin embargo, los cambios en los índices de Gini para el IS y el ITT son de -1.5058 y -0.9589, respectivamente. Es decir que, si bien en ambas dimensiones de ingreso hubo una disminución del coeficiente de Gini, en contraste con el resto de las regiones, la inclusión de los ingresos por negocios provoca una menor caída del coeficiente que cuando solo se consideran los ingresos salariales. Al igual que en estas dos regiones, la del Golfo y la de la Península de Yucatán, el ingreso total por trabajo, para el Top\_10 tuvo una caída igual o mayor que para el Bot\_40, comparada con en el caso de la región Noreste donde tuvo un aumento.

Como puede verse en la gráfica 4, existen diferencias importantes en las dinámicas del ingreso total por trabajo para estos dos grupos en las diferentes regiones. Al igual que en el Golfo y en la Península de Yucatán, en el resto de las regiones el ingreso total por trabajo para el Top\_10 tuvo una caída igual o mayor que para el Bot\_40, e incluso en el caso de la región Noreste, el ingreso promedio del Bot\_40 tuvo un aumento. Las diferencias entre los dos grupos de hogares varían desde cero hasta 26.9 puntos porcentuales, en el caso de la región Norte.

En la gráfica 3, se puede observar como la desigualdad tiende a aumentar en las regiones donde el PIB se contrajo más. Este comportamiento, de alguna manera contracíclico, se observa en el caso de los ingresos salariales y de los ingresos totales por trabajo, que se encuentran vinculados con el pago a los factores de la producción. En el caso del ingreso monetario, esta relación se pierde dado que incluye principalmente componentes que no están ligados al pago de factores; en gran medida, las transferencias buscan mitigar los impactos negativos en el ingreso de los hogares y, además, el ingreso por rentas y pagos de activos es probablemente uno de los rubros que presenta mayor subregistro en la encuesta. Aunque sigue habiendo diferencias regionales

importantes en el cambio del coeficiente de Gini, en el caso del ingreso monetario, en todas las regiones se registró una disminución de su valor (gráfica 3). De igual forma, la heterogeneidad en las diferencias en los cambios del ingreso monetario para el Bot\_40 y el Top\_10 es muy grande; sin embargo, en este caso, en todas las regiones el ingreso monetario promedio disminuyó tanto para el Bot\_40 como para el Top\_10, y este último siempre tuvo una mayor caída que el primero (gráfica 4).

#### **Gráfica 4**

**Cambio porcentual en el ingreso promedio 2008/2010 por región y dimensión**



Fuente: Elaboración propia con información de le ENIGH, diferentes años.

Hasta aquí, hemos asumido que los cambios descritos en los ingresos promedio del Top\_10 y del Bot\_40 en el nivel regional, responden al choque negativo que implicó la Gran Recesión, por lo que a continuación presentamos un análisis econométrico para validar la significancia estadística sobre el mayor impacto de la Gran Recesión en el Top\_10, en relación con el Bot\_40.

Las diferencias en la dinámica de cada región están ligadas a la composición sectorial de su producción y a su peso en el comercio exterior del país. Sin embargo, aun regiones que pudieran ser similares en ese aspecto, como las del

norte o las del centro, presentan dinámicas muy distintas, tendrían que analizarse con más detalle.

## 5. Análisis econométrico

Para validar estadísticamente los impactos que hemos descrito en este trabajo, utilizamos un modelo de regresión lineal con métodos robustos, para hacer un análisis de diferencias en diferencias. Para ello utilizamos las ENIGH del 2008 y del 2010 y, de cada una de ellas, obtenemos los hogares que se ubican en el Top\_10 y aquellos que están en el Bot\_40. En nuestra regresión, la variable a explicar es el ingreso monetario de los hogares (IM). Utilizamos cuatro grupos de variables de control. El primero incluye factores sociodemográficos del hogar, como lo son: la educación, la edad, la edad al cuadrado, el sexo del jefe de familia, la situación conyugal y la relación entre mayores y menores que habitan en el hogar. En el segundo grupo identificamos las variables económicas, en las que incluimos las horas trabajadas. En el tercer grupo capturamos los efectos regionales con una variable dicotómica para cada región, que toma el valor 1 para la región de referencia y cero para cualquier otra región. Tomamos como referencia la región 1.

Finalmente, en un cuarto grupo incluimos tres variables dicotómicas para determinar si la Gran Recesión tuvo algún impacto sobre el ingreso. Una de ellas toma el valor 1, si el hogar corresponde al Top\_10 y cero si se encuentra en el Bot\_40. Una segunda variable dicotómica toma el valor 1 para los datos del año 2010, fecha en la que se manifiestan los efectos de la Gran Recesión sobre los hogares, y cero en otro caso. Finalmente, incluimos una última variable de interacción entre las dos anteriores. La muestra total para el modelo es de 28,795 hogares.

El modelo econométrico tiene la siguiente forma:

$$\ln IM = \beta_0 + \beta_1 R + \beta_2 H + \beta_3 X + \beta_4 D, \quad (3)$$

donde  $\beta_1$  es un vector con siete entradas, correspondientes a cada región con excepción de la región de referencia;  $\beta_2$  es un vector con un único elemento;  $\beta_3$  es un vector de siete parámetros y  $\beta_4$  contiene tres parámetros. La descripción de nuestras variables se presenta en la tabla 7.

El coeficiente  $\beta_{4,1}$  tendrá el impacto de la crisis sobre el ingreso de los hogares del Bot\_40, mientras que la suma de los coeficientes  $\beta_{4,2}$  y  $\beta_{4,3}$  representará el impacto sobre los hogares del Top\_10. Los parámetros en el vector  $\beta_1$  definen las diferencias de ingreso entre regiones. El resto de los parámetros corresponden a variables sociodemográficas de control. Nuestra variable dependiente se encuentra en logaritmos, por lo cual los coeficientes representan semielasticidades.

**Tabla 7**  
**Descripción de Variables**

<b>Grupo</b>	<b>Variables</b>	<b>Descripción</b>
<b>R</b>	<i>Región i</i>	Es una matriz de variables dicotómicas que corresponden a la región <i>i</i> , con $i = 2, \dots, 8$ . Toma el valor 1 si corresponde a la región y cero en otro caso. Región 1, Centro Occidente (de referencia); Región 2, Centro Sur; Región 3, Golfo de México; Región 4, Noreste; Región 5, Noroeste; Región 6, Norte; Región 7, Pacífico Sur y Región 8, Península de Yucatán.
<b>H</b>	<i>Horas trabajo</i>	Número de horas totales trabajadas por el hogar en un mes.
<b>X</b>	<i>Educación</i>	Son los años de educación del jefe del hogar.
	<i>Edad</i>	Es la edad del jefe del hogar.
	<i>Edad 2</i>	Es la edad al cuadrado del jefe del hogar.
	<i>Mayores</i>	Es el número de personas mayores en el hogar.
	<i>Menores</i>	Es el número de personas menores en el hogar.
	<i>Sexo</i>	Es el sexo del jefe del hogar con 1 si es hombre y cero si es mujer.
	<i>Sit. Conyugal</i>	Es la situación conyugal del jefe del hogar con 1 si está casado y cero en otro caso.
<b>D</b>	<i>Top10</i>	Toma valor de 1 si el hogar pertenece al Top_10 y cero si pertenece al Bot_40.
	<i>Crisis</i>	Toma valor 1 si el dato corresponde al año 2010 y cero en otro caso.
	<i>Top10_Crisis</i>	Es la interacción de las variables dicotómicas de <i>Top10</i> y <i>Crisis</i> , por tanto, toma el valor 1 si el hogar pertenece al Top_10 y el ingreso observado es del 2010 y cero en otro caso.

**Tabla 8**  
**Estimaciones del modelo (MCO método robusto)**

<b>Variable</b>	<b>Dependiente:</b>		
<b>ln_ingreso</b>			
Constante	7.794817***	Edad	0.001790***

	(0.00110)		(0.000043)
Región 2	0.014107***	Edad 2	-0.000035***
	(0.00033)		(0.0000004)
Región 3	-0.102755***	Mayores	0.049227***
	(0.00042)		(0.00010)
Región 4	0.053167***	Menores	0.000454***
	(0.00046)		(0.00010)
Región 5	0.030671***	Sexo	-0.031495***
	(0.00045)		(0.00036)
Región 6	-0.015453***	Sit. conyugal	0.094532***
	(0.00043)		(0.00037)
Región 7	-0.254445***	Top10	2.140118***
	(0.00043)		(0.00043)
Región 8	-0.024525***	Crisis	-0.085464***
	(0.00063)		(0.00063)
Horas	0.002061***	Top10_Crisis	-0.096542***
trabajo	(0.000002)		(0.000466)
Educación	0.03162***		
	(0.000029)		

Núm. de obs. 28526657

R<sup>2</sup>0.7638

Errores estandar robustos entre paréntesis. \*\*\*Significativo al 1%.

Los resultados del modelo de regresión se muestran en la tabla 8. Todas las variables de control conservan el signo esperado y resultaron significativas en un 99%. El ingreso de los hogares tiene un comportamiento de “U” invertida con respecto a la edad, y aumenta con la educación y con las horas trabajadas. La presencia de personas mayores y de niños en el hogar tiene un efecto positivo sobre el ingreso del hogar, al igual que un estado civil de casado para el jefe de familia. Todas las diferencias regionales fueron significativas.

Los coeficientes de interés,  $\beta_{4,2}$  y  $\beta_{4,3}$ , son significativos y guardan el signo esperado, lo cual respalda la hipótesis del impacto de la Gran Recesión en la disminución de la desigualdad del ingreso monetario. De acuerdo con estos resultados, la Gran Recesión habría reducido el ingreso monetario de los

hogares del Bot\_40 en 8.5%, mientras que el impacto en el caso del Top\_10 fue de casi el doble con 18.21%.

Estos resultados nos permiten validar estadísticamente lo que se ha discutido en la sección anterior, donde mostramos que, en el corto plazo, la Gran Recesión provocó una disminución a la desigualdad del ingreso monetario, ocasionada principalmente por un mayor impacto negativo en los hogares del Top\_10, respecto al Bot\_40, mientras que, para el ingreso total por trabajo, la disminución de los indicadores de desigualdad fue mucho menor, y para el ingreso salarial, hubo un aumento.

## **Conclusiones**

A partir de la Gran Recesión, se ha publicado un número importante de trabajos enfocados en analizar las consecuencias que la crisis tuvo sobre la distribución del ingreso. Sin embargo, para el caso de México, no se han analizado con suficiente profundidad los cambios que la contracción económica produjo en la distribución del ingreso entre los diferentes sectores de la población.

Con este trabajo, contribuimos a la literatura enfocada en este tema, a través del análisis de la dinámica de diferentes dimensiones del ingreso de los hogares. La dimensión más simple que analizamos es el ingreso por trabajo asalariado. La segunda es el ingreso total por trabajo, que incluye el ingreso por salarios, más el ingreso por negocios propios y autoempleo. La última dimensión agrega al ingreso total por trabajo los ingresos por rentas y pagos de activos, más transferencias, que incluyen pensiones y jubilaciones, transferencias de gobierno y entre hogares, y remesas.

Nuestro análisis es consistente con aquellos que registran una caída de la desigualdad del ingreso corriente de los hogares, durante el periodo de contracción económica, causada por la Gran Recesión (Cortés, 2013; Cortés y Vargas, 2017; Iniguez-Montiel y Kurosaki, 2018); pero, también mostramos evidencia que sugiere que la caída de la desigualdad de nuestra categoría de ingreso monetario, fue resultado de los efectos del choque negativo sobre los ingresos por negocios y autoempleo, y sobre todo de las transferencias entre hogares, las pensiones y las transferencias gubernamentales. Durante el periodo de 2008-2010 en el que se registra la caída del PIB como resultado de la Gran Recesión; a nivel nacional, los ingresos de los hogares en sus tres dimensiones cayeron, en promedio, tanto para aquellos en los deciles bajos como para los del decil más alto.

En contraste con el ingreso monetario, la desigualdad del ingreso salarial aumentó en ese periodo. Sin embargo, la contracción económica afectó en mayor proporción el ingreso por negocios y autoempleo de los hogares en los

deciles altos, que al de los hogares en los deciles bajos. Este efecto fue lo suficientemente fuerte como para revertir la tendencia de la desigualdad del ingreso salarial, por lo que la desigualdad con respecto al ingreso total por trabajo disminuyó.

Hay que considerar que es en el ingreso por negocios propios y autoempleo, donde más se registran los ingresos del trabajo informal, por lo que es muy probable que el empleo informal juegue un papel importante en la caída de los indicadores de desigualdad, durante el periodo de contracción.

Finalmente, la caída en las rentas, que afectó más a los hogares con mayores ingresos, también fue importante en la disminución de la desigualdad del ingreso monetario, pero el componente del ingreso monetario que magnifica la caída de los indicadores de desigualdad que ya se observaba en el ingreso total del trabajo, fueron las transferencias. Este fenómeno puede considerarse, como lo que se ha denominado: “estancamiento que favorece a los pobres” (Ramírez y Valdez, 2018), o disminución de desigualdad por empobrecimiento (Cortés, 2011), que en este caso ocurre a la mayor afectación que sufrieron los ingresos por negocios y autoempleo en los deciles superiores, pero que no se observa en la desigualdad de los ingresos por trabajo asalariado.

En el nivel regional, el comportamiento de las tres dimensiones de ingreso no es homogéneo. Cada región tiene una dinámica propia que puede diferir del comportamiento promedio en el nivel nacional. Si bien existe una relación negativa entre el crecimiento del PIB en cada región y el cambio de los coeficientes de Gini para el ingreso salarial y el ingreso total por trabajo, lo cual es consistente con un comportamiento contracíclico de la desigualdad, la contracción económica impactó de forma distinta estas dimensiones del ingreso en las diferentes zonas del país. No en todas las regiones hubo una mayor caída de los ingresos salariales para los hogares en los deciles bajos. De igual manera, hay regiones donde la afectación a los ingresos por negocios no fue más fuerte en los hogares con mayores ingresos. En términos de política económica y política pública, estas diferencias son relevantes. Las distintas dinámicas que se observan en el nivel regional deben ser analizadas con mayor detenimiento al diseñar programas y ejecutar cualquier política redistributiva, que tenga como objetivo disminuir la desigualdad y fortalecer la capacidad de los hogares, para enfrentar los impactos de choques negativos de la economía.

## Referencias

- [1] Acemoglu, D. (2011, January). Thoughts on inequality and the financial crisis. *In AEA meeting*, Denver (Vol. 7).
- [2] Alvaredo, F., y Gasparini, L. (2015). Recent trends in inequality and poverty in developing countries. *Handbook of income distribution*, 2, 697-805.
- [3] Atkinson, A. B., y Brandolini, A. (2006). From earnings dispersion to income inequality.
- [4] Barlevy, G., y Tsiddon, D. (2006). Earnings inequality and the business cycle. *European Economic Review*, 50(1), 55–89.
- [5] Bassols Batalla, Á. (1994). Regiones para el desarrollo de México. *Problemas del Desarrollo*. Revista Latinoamericana de Economía, 25(96).
- [6] Bogliacino, F y Maestri, V. (2016) Wealth inequality and the Great Recession, *Intereconomics: Review of European Economic Policy*, 51(2), 61-66.
- [7] Brzezinski, M. (2018). Income inequality and the Great Recession in Central and Eastern Europe. *Economic Systems*, 42(2), 219-247.
- [8] Camacho, M., y Palmieri, G. (2019). Do economic recessions cause inequality to rise? *Journal of Applied Economics*, 22(1), 304-320.
- [9] Camberos, M., y Bracamontes, J. (2015). Las crisis económicas y sus efectos en el mercado de trabajo, en la desigualdad y en la pobreza de México. *Contaduría y administración*, 60, 219–249.
- [10] Carmona, N., y Caamal C. G. (2018). ¿Las transferencias federales han logrado reducir la desigualdad en las entidades federativas en México? *EconoQuantum*, 15(1), 31-51.
- [11] Cortés, F. (2011). Desigualdad económica y poder en México. CEPAL. Recuperado de <https://repositorio.cepal.org/handle/11362/24260>
- [12] Cortés, F. (2012). Desigualdad económica en México: Enfoques conceptuales y tendencias empíricas. *Estudios Sociológicos*, 157–189.
- [13] Cortés, F. (2013). Medio siglo de desigualdad en el ingreso en México. *Economía UNAM*, 10(29), 12-34.
- [14] Cortés, F y Vargas, D. (2017). La evolución de la desigualdad en México: viejos y nuevos resultados. *Revista de Economía Mexicana* (2), 39-96.
- [15] Chiquiar, D. (2008). Globalization, regional wage differentials and the Stolper–Samuelson Theorem: Evidence from Mexico. *Journal of International Economics*, 74(1), 70-93.
- [16] De Ferranti, D., Perry, G. E., Ferreira, F., y Walton, M. (2004). Inequality in Latin America: breaking with history?. *The World Bank*.
- [17] De la Torre, A., Yeyati, E., Beylis, G., Didier, T., Rodríguez-Castelán, C., y Schmukler, S. (2014). Inequality in a lower growth Latin America. Latin America and the Caribbean Semiannual Report (October). *Washington, DC: World Bank*.
- [18] De la Torre, A., Messina, J., & Silva, J. (2017). The inequality story in Latin America and the Caribbean: Searching for an explanation. In *Has Latin American inequality changed direction?* 317-338. Springer, Cham.
- [19] Del Castillo-Negrete, M. (2015). La magnitud de la desigualdad en el ingreso y la riqueza en México. Una propuesta de cálculo. *Serie Estudios y Perspectivas*. Sede Subregional de la CEPAL en México, Naciones Unidas, México, D.F
- [20] Dimelis, S., y Livada, A. (1999). Inequality and business cycles in the US and European Union countries. *International Advances in Economic Research*, 5(3), 321-338.

- [21] Domínguez, M. I. D., y García, B. G. (2016). Income Distribution and the 2008–2012 Economic Crisis: The Latin American Experience. Selected Papers from the Asia Conference on Economics y Business Research 2015, 121–126.
- [22] Emmons, W. R., y Noeth, B. J. (2012). Household financial stability: Who suffered the most from the crisis? *The Regional Economist*, 20(4), 11-17
- [23] Espinal, A. E. (2010). Gran Recesión 2008-2009 en EE. UU. y México: Un enfoque regional. *Paradigma económico*, 2(2), 5–40.
- [24] Esquivel, G., y Cruces, G. (2011). The dynamics of income inequality in Mexico since NAFTA [with Comment]. *Economía*, 12(1), 155-188.
- [25] Esquivel, G., y Messmacher, M. (2002). Sources of regional (non) convergence in Mexico. El Colegio de México y Banco de Mexico, Mexico City.
- [26] Gasparini, L., y Lustig, N. (2011). The Rise and Fall of Income Inequality in Latin America in Ocampo, José Antonio y Ros, Jaime (Eds.), *The Oxford Handbook of Latin American Economics*. Oxford University Press. pp 691-714.
- [27] González, J. Z., Pérez, J. F. M., y Montoya, F. R. (2009). La crisis financiera y económica del 2008. Origen y consecuencias en los Estados Unidos y México. *El cotidiano*, 157, 17–27.
- [28] Gutiérrez Flores, L. (2008). La distribución del ingreso en México: un análisis regional, 1990-2004. *Problemas del desarrollo*, 39(152), 139-163.
- [29] Grabka, M. (2015). Income and wealth inequality after the financial crisis: The case of Germany. *Empirica*, 42, 371–390. <https://doi.org/10.1007/s10663-015-9280-8>
- [30] Iniguez-Montiel, A. J., & Kurosaki, T. (2018). Growth, inequality and poverty dynamics in Mexico. *Latin American Economic Review*, 27(1), 1-25.
- [31] Jenkins, S. P., Brandolini, A., Micklewright, J., Nolan, B., y Basso, G. (2013-A). The Great Recession and its consequences for household incomes in 21 countries. In Jenkins, S. P., Brandolini, A., Micklewright, J., y Nolan, B. (Eds.). (2012). *The great recession and the distribution of household income* (33-89). OUP Oxford.
- [32] Jenkins, S. P., Brandolini, J., Micklewright, J., y Nolan, B. (2013-B). Scope, review of approaches, and evidence from the past. In Jenkins, S. P., Brandolini, A., Micklewright, J., & Nolan, B. (Eds.). (2013). *The great recession and the distribution of household income* (1-32). OUP Oxford,
- [33] Krozer, A. (2015). The Inequality We Want: How Much Is Too Much? *Journal of International Commerce, Economics and Policy*, 06(03), 1550016. <https://doi.org/10.1142/S1793993315500167>
- [34] López-Calva, L. F., y Lustig, N. C. (Eds.). (2010). Declining inequality in Latin America: A decade of progress?. *Brookings Institution Press*.
- [35] Lustig, N. (2010) “El impacto de 25 años de reformas sobre la pobreza y la desigualdad.”, en Nora Lustig (coord.). *Los Grandes problemas de México*. Vol. IX. Crecimiento Económico y Equidad. El Colegio de México.
- [36] Lustig, N., Lopez-Calva, L. F., y Ortiz-Juarez, E. (2013). Declining inequality in Latin America in the 2000s: The cases of Argentina, Brazil, and Mexico. *World development*, 44, 129-141.
- [37] Maliar, L., Maliar, S., y Mora, J. (2005). Income and wealth distributions along the business cycle: Implications from the neoclassical growth model. *The BE Journal of Macroeconomics*, 5(1).

- [38] Meyer, B. D., y Sullivan, J. X. (2013). Consumption and income inequality and the great recession. *American Economic Review*, 103(3), 178-83.
- [39] Morelli, S., y Atkinson, A. B. (2015). Inequality and crises revisited. *Economia Politica*, 32(1), 31-51.
- [40] Muriel, A., y Sibieta, L. (2009). Living standards during previous recessions. *Institute for Fiscal Studies (IFS)*, Briefing Note no. 85 (<http://www.ifs.org.uk/bns/bn85.pdf>).
- [41] Palma, J. G. (2011). Homogeneous middles vs. Heterogeneous tails, and the end of the 'inverted-U': It's all about the share of the rich. *Development and Change*, 42(1), 87-153.
- [42] Parker, S. C. (1998). Income inequality and the business cycle: A survey of the evidence and some new results. *Journal of Post Keynesian Economics*, 21(2), 201-225.
- [43] Parker, J. A., y Vissing-Jorgensen, A. (2009). Who bears aggregate fluctuations and how? *American Economic Review*, 99(2), 399-405.
- [44] Parker, J. A., y Vissing-Jorgensen, A. (2010). The increase in income cyclicality of high-income households and its relation to the rise in top income shares (No. w16577). *National Bureau of Economic Research*.
- [45] Perri, F., y Steinberg, J. (2012). Inequality and redistribution during the Great Recession. Federal Bank of Minneapolis, Economic Policy Paper 12-1.
- [46] Pfeffer, F. T., Danziger, S., y Schoeni, R. F. (2013). Wealth disparities before and after the Great Recession. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 650(1), 98-123.
- [47] Piketty, T., y Saez, E. (2003). Income inequality in the United States, 1913-1998. *The Quarterly journal of economics*, 118(1), 1-41.
- [48] Piketty, T. (2014). *El capital en el siglo XXI*. Fondo de cultura económica.
- [49] Piketty, T., y Saez, E. (2013). Top incomes and the great recession: Recent evolutions and policy implications. *IMF economic review*, 61(3), 456-478.
- [50] Piketty, T., y Zucman, G. (2014). Capital is back: Wealth-income ratios in rich countries 1700-2010. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(3), 1255-1310.
- [51] Ramírez, B., y Valdez, X. (2018). Pobreza, desigualdad y crecimiento económico: Una estimación para las regiones en México. En *México en el umbral del siglo XXI: hacia un entendimiento de sus principales problemas económico-sociales* (93-114). Universidad de Guadalajara.
- [52] Reinhart, C. M., y Rogoff, K. S. (2012). *Esta vez es distinto: ocho siglos de necesidad financiera*. Fondo de Cultura Económica.
- [53] Rivas, M. G. (2007). The effects of trade openness on regional inequality in Mexico. *The Annals of Regional Science*, 41(3), 545-561.
- [54] U.S. Congress (2010) Income Inequality and the Great Recession, Report del U.S. Congress Joint Economic Committee. ([https://www.jec.senate.gov/public/\\_cache/files/91975589-257c-403b-8093-8f3b584a088c/income-inequality-brief-fall-2010-cmb-and-ces.pdf](https://www.jec.senate.gov/public/_cache/files/91975589-257c-403b-8093-8f3b584a088c/income-inequality-brief-fall-2010-cmb-and-ces.pdf)).
- [55] Székely, M. (2005). Pobreza y desigualdad en México entre 1950 y 2004. *El Trimestre Económico*, 72(288), 913-931.
- [56] Stiglitz, J. (2009). Joseph Stiglitz and why inequality is at the root of the recession. Next left website, 9 January.
- [57] Wolff, E. N. (2013). The asset price meltdown, rising leverage, and the wealth of the middle class. *Journal of Economic Issues*, 47(2), 333-342.





## Crecimiento económico y gasto público en salud según población objetivo en México

### Economic Growth and Public Spending on Health According to Target Population in Mexico

Jorge José Luis Reynoso-González\*  
Adrián De León Arias\*\*

#### Información del artículo

Recibido:  
16 junio 2020

Aceptado:  
16 abril 2021

**Clasificación JEL:**  
O47; I18; I14; H55

#### Palabras clave:

Crecimiento  
Económico; Gasto  
público en salud;  
Seguridad Social;  
Desarrollo económico  
regional

#### Resumen

En este artículo, se analiza la relación de largo plazo entre gasto público en salud (GPS) y crecimiento económico (CE) en México, desde una perspectiva regional y considerando el gasto público en salud hacia la población con y sin acceso a seguridad social. En particular, ofrecemos un análisis diferencial por tipo de acceso a servicios de salud y región que enriquece la literatura al respecto. El análisis econométrico se desarrolla a través de datos en panel con información de PIB y GPS de 32 entidades federativas, en el período de 1993 a 2017, y aplica técnicas de cointegración y modelación mediante MG-FMOLS. Los principales resultados encuentran evidencia a favor de una relación de largo plazo entre CE y ambos tipos de GPS. Adicionalmente, se explora la relación entre estos resultados y el nivel de desarrollo por entidad federativa.

\* Universidad de Guadalajara, [jorge.reynoso@academicos.udg.mx](mailto:jorge.reynoso@academicos.udg.mx); \*\* Universidad de Guadalajara.

ISSN Electrónico: 2448-8402 | ISSN Impreso: 1870-221X | ©2021 Los autores 

**Article information**

Received:  
16 June 2020

Accepted:  
16 April 2021

**JEL Classification:**  
O47; I18; I14; H55

**Keywords:**

Economic Growth;  
Public expenditure on  
Health; Social security;  
Regional Economic  
Development

**Abstract**

This article analyzes the long-term relationship between Public Spending on Health (PHS) and economic growth (EG) in Mexico through a regional perspective and considering public spending on health to the population, with and without access to social security. In particular, we offer a differential analysis by type of access to health services and region that enriches the literature in this regard. The econometric analysis is developed through panel data with GDP and PHS information from 32 states in a period from 1993 to 2017 and applies cointegration and modeling techniques using MG-FMOLS. The main results find evidence in favor of a long-term relationship between CE and both types of GPS. Additionally, the relationship between these results and the level of development by state is explored.

**Introducción**

El objetivo general de este trabajo es analizar la relación de largo plazo que existe entre el gasto público en salud (GPS) y crecimiento económico (CE). Estudios realizados en el nivel internacional han mostrado la existencia de dicha relación (véase Gerdtam & Jönsson (2000), Wang (2011), Reeves et al. (2013), y Abdullah et al. (2017)); mientras que investigaciones realizadas para México, sugieren promover políticas orientadas a mejorar la salud, ya que contribuyen al CE (véase, por ejemplo, Mayer-Foulkes (2001, 2008) y Lorenzo-Valdes & Ruiz-Porrás (2017)). En este trabajo, en particular, se explora la relación entre GPS y CE de México en una perspectiva intranacional y una diferenciación en el GPS según población objetivo. Lo anterior, para aprovechar la riqueza de información que ofrece el análisis regional, mientras se controla por diferencias tecnológicas, institucionales, culturales y empresariales que se observan entre países. Además, al desagregar el GPS, según población que se atiende, permite incorporar al análisis características socioeconómicas diferentes.

Lo anterior resulta de interés, dado que, en México, el sistema de salud es mixto y fragmentado, en particular, el sector público ofrece servicios de salud a través de instituciones de SS, tales como IMSS, ISSSTE, PEMEX, SEDENA y SEMAR. Y por otro lado, existen instituciones y programas que atienden a población sin SS, tales como la Secretaría de salud, Servicios Estatales de Salud y Seguro Popular<sup>1</sup> (Gómez Fröde, 2017; Martínez-Trejo, 2018; OCDE, 2016). Es importante hacer distinción entre estos dos tipos de oferta de

<sup>1</sup> El Seguro Popular deja de existir el 31 de diciembre del 2019 y es sustituido por el Instituto de Salud para el Bienestar (INSABI). Sin embargo, esto no afecta el análisis de esta investigación debido a que el período abarcado es 1993-2017.

servicios de salud, específicamente en dos características: 1) el paquete de servicios que ofrecen y 2) la forma de acceso, es decir, contributiva o subsidiada, ya que puede tener diferentes implicaciones para el crecimiento económico.

Respecto a la diferencia en el paquete de servicios, las instituciones de SS ofrecen mayores beneficios en comparación con las instituciones que no son de SS. Por ejemplo, un estudio de la OCDE (2016) revela que mientras el Seguro Popular realiza 319 consultas ambulatorias por cada 1,000 afiliados, el IMSS e ISSSTE efectúan 338 y 620, respectivamente. Más aún, de acuerdo con Grossman (2000), el consumo de productos y servicios de salud es un determinante en la acumulación de salud y, en este sentido, es de esperarse que el GPS desagregado que es dirigido a la población con y sin SS tenga efectos disímiles sobre el CE.

En este contexto, el presente trabajo analiza el gasto público que se destina a la población con y sin SS, y su relación con el CE de México. En particular, para realizar dicho análisis, se implementarán técnicas de series de tiempo adecuadas para paneles de datos, ya que este enfoque permite combinar propiedades de series de tiempo y corte transversal. Adicionalmente, se efectuarán pruebas de raíz unitaria y de cointegración, así como estimación de elasticidades de largo plazo mediante la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinarios Completamente Modificados en Medias de Grupo (MG-FMOLS, por sus siglas en inglés), propuesta por Pedroni (2001), además, se analiza causalidad en el sentido de Granger a través de un modelo de Vector de Corrección de Errores en Panel (PVEC, por sus siglas en inglés).

En cuanto a los resultados de las pruebas de cointegración, estos muestran la existencia de movimientos comunes y equilibrio de largo plazo entre CE y ambos tipos de GPS. El principal hallazgo es que, en el nivel nacional, el GPS desagregado por población objetivo tiene efecto positivo de largo plazo sobre el CE; sin embargo, dicho efecto es disímil, siendo mayor el del GPS destinado a la población con SS. En el nivel estatal, se observan diferencias en la productividad del GPS, donde se explora su relación con el nivel de desarrollo de las entidades federativas, tal que el menor nivel de desarrollo se asocia con una elasticidad mayor de ambos tipos de GPS sobre el CE.

Respecto al análisis de causalidad en el sentido de Granger, que podría condicionar los resultados mencionados en el párrafo anterior, nuestros resultados muestran evidencia de efecto de causalidad de largo plazo de los dos GPS, con y sin SS, hacia el PIB; y del PIB hacia el GPS sin SS. Por otro lado, existe efecto causal de corto plazo bidireccional entre el PIB y ambos GPS, con y sin SS.

La estructura de este trabajo es como sigue: En la sección 2, se presenta la revisión de literatura sobre CE y salud, así como estudios empíricos sobre la relación de GPS y CE, en el nivel internacional y para México. En la sección 3, se presentan los datos y metodología utilizada. En la sección 4, se reportan los resultados. Por último, en la sección 5, se exponen las conclusiones.

## 1. Revisión de literatura

Un área de amplio interés en la literatura sobre crecimiento económico es la identificación y dinámica de los factores que lo determinan. Desde una perspectiva básica, se enfatiza el papel del capital físico en el proceso de producción como el factor fundamental de crecimiento, mientras que estudios basados en el crecimiento endógeno han introducido otros factores en el debate, tales como capital humano, innovación e infraestructura social, entre otros (Romer, 2012). En general, la dinámica de esos factores se da a través de su acumulación en un sector especializado con rendimientos crecientes o, al menos, donde se da una aparición relativamente lenta de rendimientos decrecientes. Dentro de los trabajos desarrollados bajo el enfoque de crecimiento endógeno, la salud es un tema que sobresale como uno de los determinantes que contribuyen al incremento del nivel de producción de los países. La idea central es que mejoras en el estado de salud de la población conducen a un mayor crecimiento económico. Es difícil analizar e incluir la salud en el modelo de Solow, dado que, como lo señala Grimm (2011), es limitado, por ello, solo se realiza a través del incremento en la tasa de crecimiento de la población y como un factor asociado a la *calidad*, en el desempeño de los trabajadores.

En lo que sigue, se presenta un resumen de resultados de investigación que identifican la importancia de la salud como un factor de crecimiento económico, desde un nivel microeconómico a un nivel más agregado. Un trabajo seminal en esta empresa, es Mushkin (1962) quien sostiene que individuos más sanos son más productivos, tanto como productores como consumidores, y pueden alcanzar niveles de ingreso más altos. Más aún, niveles más altos de ingreso podrían conducir a niveles de salud mayores. La salud como parte del capital humano refleja la calidad de este, y la inversión en dicho componente proporciona productividad dentro de la empresa, lo que facilita una mayor productividad a la economía nacional (Becker, 1962; Schultz, 1961). Por otro lado, Mincer (1981) expone que el deterioro de la salud junto con la obsolescencia de las habilidades es la depreciación del capital humano, aunque no indefinidamente, mediante la producción de salud y reentrenamiento.

Por su parte, Grossman (2000) también observa que la salud se asocia con mayores niveles de ingreso; en su modelo plantea la salud como un *stock* de

capital que produce días saludables, así, los individuos pueden invertir combinando tiempo (por ejemplo, visitas al médico) y, productos y servicios comprados en el mercado (por ejemplo, servicios médicos y medicinas). Asimismo, Bleakley (2010) sostiene que la salud puede afectar el ingreso por medio de dos canales del capital humano, la primera y más directa es que la enfermedad reduce la habilidad de trabajar, y la segunda es que la tasa de utilización del capital humano puede ser mayor, si pasa menos tiempo inactivo debido a la enfermedad.

La salud es un aspecto crucial del capital humano y, por lo tanto, un ingrediente elemental en el crecimiento económico; pues trabajadores que son física y emocionalmente más sanos, son más energéticos y más robustos; son más productivos y tienen ingresos más altos, además de reducir el ausentismo por enfermedad (Bloom, Canning, y Sevilla, 2001). En trabajos como Bloom et al. (2001), y Bloom, Canning y Sevilla (2004), se encontró que la salud tiene un impacto positivo y estadísticamente significativo en el crecimiento económico; el primero sugiere que por cada año que se incrementa la esperanza de vida contribuye a un incremento en el producto en un cuatro por ciento.

Bloom et al. (2004) realizan extensa revisión de literatura sobre el efecto que tiene la salud en el crecimiento económico, y encuentran que existe una relación positiva. Por su parte, Acemoglu y Johnson (2007) comentan que la mejora en salud es un objetivo social importante que tiene beneficios directos en términos de alargar y mejorar la vida de millones de personas, además, existe un creciente consenso de que la mejora en la salud puede tener beneficios indirectos, a través del aceleramiento en el crecimiento económico. Sin embargo, la evidencia que da soporte a este consenso no es conclusiva todavía; otros autores, como Barro (1996), encuentran una relación bidireccional entre salud y crecimiento económico, es decir, que al mejorar la salud se produce un mayor crecimiento y que a un mayor nivel de crecimiento habrá mayor acumulación de salud.

Como se puede ver, existe una extensa literatura que aborda el tema de la salud y crecimiento económico con un amplio consenso sobre una relación positiva entre ambos (Grimm, 2011). Aunque la correlación positiva entre la salud y el crecimiento económico está bien establecida, los mecanismos subyacentes son complejos y difíciles de discernir (Bloom, Prettnner, y Bloom, 2018). Una estrategia para analizar dichos mecanismos, en la literatura al respecto, es analizar la vinculación de la oferta de salud, vía el gasto público.

Destacando la importancia del gasto en salud, Wang (2011) comenta que mejora la calidad de vida en la población y refleja la intención de desarrollo económico en un país. Este gasto incrementa la seguridad social, tranquilidad y bienestar que incrementa la productividad laboral (Amiri y Ventelou, 2012); además, es aceptado como un indicador de desarrollo económico, pues es un

factor decisivo para la reducción de pobreza y para la promoción del desarrollo sostenible (Dincer y Yüksel, 2019).

Por otro lado, mejorar la salud a partir del gasto, no solo podría tener efecto directo en la productividad, también podría ser indirectamente, ya que está relacionada de manera positiva con la escolaridad; Grossman (2000) explica que mejoras en la salud podrían conducir a un mayor nivel de escolaridad, y que mayor nivel de escolaridad podría hacer más eficiente la producción de salud.

Con objeto de identificar los aspectos diferenciales de la relación entre gasto en salud y CE, se ha desarrollado una amplia literatura, basada mayormente en análisis de series de tiempo. En seguida, se expone una breve revisión de estudios que examinan dicha relación con datos internacionales.

En un trabajo de amplia referencia, Rivera & Currais (1999, 2003) analizan el efecto del gasto en salud en el ingreso para países de la OCDE, mediante una ecuación log-lineal derivada del modelo de Solow extendido considerando salud, y encuentran un efecto positivo. Sin embargo, cuando advierten de la posible existencia de endogeneidad, los regresores estimados estarían correlacionados con el término de perturbación y la estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios, y serían sesgados e inconsistentes, por tal razón, llevan a cabo pruebas de Hausman para evaluar endogeneidad, lo que los conduce a utilizar variables instrumentales; los resultados sugieren que no se puede rechazar una causación de reversa del ingreso hacia el gasto.

Por su parte, Gerdtham & Löthgren (2000) examinan la relación de largo plazo entre el gasto en salud y el PIB para 21 países integrantes de la OCDE, para el período de 1960 a 1997, además realizan pruebas de raíz unitaria y de cointegración; sus resultados indican que el gasto en salud y crecimiento en el PIB están cointegrados. De manera similar, Baltagi & Moscone (2010) exploran la relación de largo plazo entre el PIB y gasto en salud para 20 países miembros de la OCDE en un período de 1971 a 2004. Encuentran que existe cointegración entre estas variables; adicionalmente, estiman la elasticidad del gasto respecto al PIB y encuentran que la salud es un bien necesario y no un bien de lujo.

Con un enfoque de análisis de panel tipo cuantil, Wang (2011) examina el gasto total en salud de 31 países en un período de 1986 a 2007. Implementa pruebas de cointegración y estima el efecto del gasto en salud sobre el PIB, mediante la técnica FMOLS, así como regresión cuantílica. Sus resultados muestran que, en el largo plazo, el GPS mejora el CE, sin embargo, el efecto es diferenciado de acuerdo con el nivel de crecimiento de cada país.

Utilizando paneles de datos, Reeves, Basu, Mckee, Meissner y Stuckler (2013) utilizan técnicas de panel con efectos fijos con información del PIB y gasto público por sectores de 25 países de la OCDE, en el período de 1995 a 2010; concluyen que el gasto es pro crecimiento con un multiplicador positivo en los sectores de protección social, salud y educación.

Con enfoque de causalidad en el sentido de Granger, Bedir (2016) examina la relación entre gasto en salud y el nivel de ingresos de mercados emergentes en Europa, en Oriente Medio de África y Asia en un período de 1995 a 2013. Sus resultados muestran que el sentido de causalidad es heterogéneo entre países y concluye que, en algunos mercados emergentes, el ingreso es un determinante en el gasto en salud. Asimismo, Dincer y Yüksel (2019) usan los métodos de cointegración y pruebas de causalidad en el sentido de Granger para panel de datos con información de países del E7<sup>2</sup>, examinan el gasto en salud diferenciando el total, el privado y el público; y, encuentran que existe una relación de largo plazo entre gasto en salud, total y público con CE, y no así, con el gasto privado.

De los principales estudios que se han encontrado para México sobre la relación de salud y CE, está el elaborado por la Comisión Mexicana sobre Macroeconomía y Salud (2006), el cual trata de abordar problemas de salud y sus implicaciones para la economía nacional, se enfoca en el papel que tiene la inversión en salud en la acumulación de capital humano y en las condiciones de pobreza. Dicho estudio encuentra la existencia de un rezago significativo y una gran desigualdad en los indicadores básicos de salud, tales como la tasa de mortalidad infantil y la tasa de mortalidad materna; e identifica la existencia de un grupo de la población en trampa de pobreza.

Por su parte, Mayer-Foulkes (2001) realiza un análisis de causalidad en el sentido de Granger entre CE y salud (medida en expectativa de vida y mortalidad), por grupos de edad y género, con datos de 1950 a 1995. Y encuentra una fuerte causalidad en períodos mayores a los 25 años, de salud hacia el CE; la magnitud del efecto es de dos por ciento. Por otro lado, Mayer-Foulkes (2008) examina la existencia de trampas de pobreza del capital humano en México, utiliza información de la Encuesta Nacional de Salud para realizar un modelo *probit* con el que analiza la probabilidad de que jóvenes continúen estudiando más allá de la educación primaria y secundaria; el principal resultado relevante para la actual investigación, es que la salud de los infantes juega un papel importante en la permanencia de los estudios.

En estudios más recientes, se encuentra el de Fuentes-Castillo (2016), quien en su tesis doctoral, examina la relación de largo plazo entre salud y CE en un

---

2 Países del E7: Brasil, China, India, México, Turquía, Indonesia y Rusia.

período de 1940 a 2011. Utiliza variables de expectativa de vida, tasa de mortalidad infantil, razón de muerte materna, GPS real y GPS como proporción del PIB. Implementa la técnica de cointegración considerando cambios estructurales. Su principal hallazgo es que existe relación de largo plazo entre CE con la tasa de mortalidad infantil, razón de mortalidad materna y GPS real. Es decir, sus resultados son diferenciados.

En un enfoque más orientado a desarrollo económico, Lorenzo-Valdes y Ruiz-Porras (2017) analizan, con indicadores regionales, la relación dinámica entre producción, natalidad y mortalidad, en un período de 1993 a 2010. Usan pruebas de cointegración y de causalidad en el sentido de Granger, así como estimación de elasticidades mediante DOLS; sus principales resultados son que existe cointegración de la producción con natalidad y mortalidad; que hay correlaciones negativas de la producción y las otras dos variables; que el efecto de la natalidad es mayor que el de la mortalidad; además de que existen efectos de causalidad de la mortalidad hacia la producción, y el efecto es bidireccional entre la natalidad y producción. Estos autores sugieren, según sus hallazgos, que las políticas de salud y de seguridad social contribuyen a promover el crecimiento a largo plazo.

Por su parte, Ruiz-Porras, Aceves-Dávalos y León-Cazares (2017) examinan los fondos de aportación que financian la educación (FAEB), la infraestructura social (FAIS) y la salud (FASSA) mediante técnicas econométricas en panel; entre sus principales hallazgos está que el FAEB incrementa la productividad laboral y el desarrollo económico, mientras que FAIS y FASSA tienen un impacto menor; además encuentran que las transferencias tienen efectos diferenciados en el nivel estatal.

En este contexto, la principal contribución a la literatura del presente trabajo es el análisis de la relación de largo plazo entre CE y GPS desagregado según población objetivo, con y sin SS. Esto permite distinguir características de las instituciones que ofrecen servicios de salud, tales como paquetes de servicios y formas de acceso. Más aún, permite incorporar al análisis características socioeconómicas de la población que recibe servicios de salud de cada tipo de institución.

## **2. Metodología**

En referencia a los resultados de investigación identificados en la sección anterior, con objeto de profundizar en el análisis de la relación de gasto en salud y CE se explora dicha relación a partir de un panel de datos con 32 estados de la República Mexicana de 1993 a 2017, con una periodicidad anual. Las variables que se incluyen en dicho panel son Producto Interno Bruto

(PIB)<sup>3</sup>, gasto público total en salud (GTOTOT), GPS dirigido a personas que no tienen SS (GSINSS), GPS dirigido a personas con SS (GCONSS)<sup>4</sup> y Población (POB)<sup>5</sup>. Cabe señalar que las variables se transformaron en logaritmo natural por sus beneficios de suavizamiento y de interpretación. Si las variables cumplen las propiedades necesarias para el análisis de largo plazo, se proponen dos modelos para realizar el análisis. El primero incluye el gasto en salud total, y el segundo, incluye el gasto en salud desagregado según su población objetivo, con y sin seguridad social, para poder examinar la relación de largo plazo del gasto, en conjunto y por separado, con el PIB<sup>6</sup>:

1) Modelo con GPS total:

$$\ln(PIB_{it}) = \beta_1 \ln(POB_{it}) + \beta_2 \ln(GTOTOT_{it}) + \beta_3 D + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

2) Modelo con GPS desagregado por población objetivo:

$$\ln(PIB_{it}) = \beta_1 \ln(POB_{it}) + \beta_2 \ln(GSINSS_{it}) + \beta_3 \ln(GCONSS_{it}) + \beta_4 D + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Donde  $\ln(PIB_{it})$  es el logaritmo natural del PIB,  $\ln(GTOTOT_{it})$  es el logaritmo natural del GPS total,  $\ln(GSINSS_{it})$  es el logaritmo natural del GPS en población sin SS,  $\ln(GCONSS)$  es el logaritmo natural del GPS en población con SS,  $\ln(POB_{it})$  es la variable de estado y representa el logaritmo natural de población, D es una variable que absorbe el efecto de la crisis financiera 2008-2009 y  $\varepsilon_{it}$  es el error. El subíndice i indica la entidad federativa, y t señala el tiempo.

La metodología está basada en técnicas de series de tiempo adaptadas para panel de datos, ya que este enfoque permite combinar las propiedades de series de tiempo y corte transversal; a la vez, considera la heterogeneidad de las unidades de medición (entidades federativas) y muestra las dinámicas de cambio, minimiza sesgos de la agregación de datos, reduce la variabilidad y la potencial multicolinealidad de las variables, además, incrementa los grados de libertad y la eficiencia de los estimadores (Baltagi, 2005; Hsiao, 2007, 2014). Con el objeto de identificar características del panel de datos, se aplican técnicas complementarias e independientes. Se inicia haciendo pruebas de raíz unitaria, ya que, si se tienen variables con raíz unitaria o no estacionarias se

3 La variable de PIB fue tomada de Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI).

4 Las variables de gasto en salud se obtienen de la Secretaría de Salud.

5 Se obtiene de Consejo Nacional de Población (CONAPO).

6 Por lo regular en la literatura de CE, los modelos empíricos son especificados en términos per cápita, sin embargo, las variables de gasto público en salud per cápita (gasto dividido entre número de beneficiarios) están disponibles a partir del año 2000. Esto implica una reducción considerable en el periodo de estudio. Aun así, se realizaron las estimaciones en términos per cápita con el objetivo de comparar con los resultados expuestos en el presente trabajo, y fueron similares.

podría tener análisis erróneos, pues esto podría ocasionar regresiones espurias<sup>7</sup> o inferencia estadística inválida. Se presentan las pruebas a nivel y en diferencias, esto es necesario para conocer el orden de integración<sup>8</sup>.

Las técnicas para realizar las pruebas de raíz unitaria<sup>9</sup> implementadas en este estudio son: la propuesta por Levin, Lin y Chu (2002) (LLC), la propuesta por Im, Pesaran y Shin (2003) (IPS), de tipo Fisher-ADF propuesto por Maddala & Wu (1999) (Fisher-ADF)<sup>10</sup>, y la propuesta por (Bai & Carrion-i-Silvestre, 2009) (BCiS). Cabe señalar que las pruebas Fisher-ADF e IPS permiten heterogeneidad entre los individuos, lo cual dadas las características de las entidades federativas podrían ser más apropiadas.

Adicionalmente, la evaluación de la dinámica de los datos a través de la prueba BCiS que permite múltiples quiebres y pendientes diferentes para cada entidad, nos permitiría considerar un alto grado de heterogeneidad<sup>11</sup>. Dado el período de análisis, se requiere analizar que las series puedan contener quiebres estructurales, estos son cambios de parámetros en una serie de tiempo y podrían ocurrir, por ejemplo, como resultado en el régimen de políticas o eventos geopolíticos poco frecuentes pero significativos (Bai & Carrion-i-Silvestre, 2009). Es importante considerar esta posibilidad en el análisis, ya que no hacerlo puede llevar a considerar una variable estacionaria con quiebres estructurales como no estacionaria. Con los resultados de estas pruebas en conjunto se obtiene mayor certeza del orden de integración, resulta de gran importancia identificar esta característica de las variables, ya que la primera condición para que exista una relación no espuria es que sean integradas del mismo orden.

Inclusive, para descartar la existencia de regresiones espurias, se aplican pruebas de cointegración entre las variables de estudio, estas son implementadas para conocer si existe una combinación lineal de dos o más series no estacionarias (Enders, 2015); en otras palabras, identificar si las variables se mueven conjuntamente a lo largo del tiempo y sus diferencias son estables. En este sentido, muestran la presencia de una relación de largo plazo.

---

7 Las regresiones espurias se caracterizan por tener  $R^2$  alto, aunque las variables no estén correlacionadas.

8 El orden de integración de una serie no estacionaria se refiere al número de veces que se tiene que diferenciar para que sea estacionaria.

9 Se realizan diferentes técnicas de raíz unitaria con el objetivo de obtener mayor robustez.

10 Los supuestos específicos de las pruebas LLC, IPS y Fisher-ADF son descritos en Breitung & Pesaran (2005).

11 Es preciso mencionar que una limitante de esta técnica en el panel utilizado, es que no se tiene una dimensión en el tiempo muy grande y podría no ser detectado todos los quiebres estructurales.

El análisis de cointegración de este estudio sigue la metodología propuesta por Maddala & Wu (1999) (Fisher-Johansen), es una extensión de la metodología de Johansen (1991): estima los estadísticos de traza y máximo *eigenvalor* para cada unidad  $i$  ( $i=1,2,3,\dots,N$ ). Los valores  $p$  ( $\pi_i$ ) de cada estadístico de prueba individual son utilizados para construir los dos estadísticos combinados de las  $N$  unidades. Tanto el estadístico de traza como el de máximo *eigenvalor* siguen la misma distribución,  $-2 \sum_{i=1}^N \log(\pi_i) \rightarrow \chi_{2N}^2$ , y son utilizados para evaluar la hipótesis nula de no cointegración, así como el número de relaciones de cointegración. De acuerdo con la heterogeneidad de las entidades federativas, esta metodología se considera adecuada<sup>12</sup>.

Se han desarrollado diferentes tipos de pruebas de cointegración basada en los residuales para paneles de datos, uno de los más conocidos es el de Pedroni (1999, 2004), este se basa en los residuales y desarrolla siete estadísticos de pruebas. La estimación se realiza utilizando Mínimos Cuadrados Ordinarios Completamente Modificados Agrupados (PFMOLS, por sus siglas en inglés), aunque considera heterogeneidad permitiendo que el intercepto y la pendiente varíen entre las unidades, si la relación de largo plazo es heterogénea entre las unidades se producirán pruebas inconsistentes (Pedroni, 2019). En este sentido, se considera que esta técnica no es adecuada para el contexto de las entidades federativas.

Sin embargo, las técnicas de cointegración antes mencionadas no consideran cambios estructurales, y esto puede llevar a inferencias engañosas en las pruebas. De hecho, las pruebas que distinguen entre procesos espurios o cointegrados tienden a favorecer los modelos espurios cuando el proceso está cointegrado dentro del régimen de ruptura (Westerglund & Edgerton, 2008). Ante la posibilidad de esta situación, de manera complementaria, se implementa el método de cointegración propuesto por Westerglund y Edgerton (2008) (WE) que considera quiebres estructurales no conocidos. Individualmente, se estima punto de quiebre para cada miembro del panel, en diferentes fechas<sup>13</sup>. Cabe señalar que esta técnica permite heterogeneidad y autocorrelación en los errores, así como dependencia transversal. De esta manera, se determina si existe una relación de largo plazo entre las variables de estudio, incluso ante la existencia de dichos quiebres.

Es importante notar que mientras se estiman elasticidades del PIB, respecto de los tipos de gasto en salud, realizar estas estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios con variables no estacionarias podría llevar a tener sesgos y su distribución depende de parámetros que no permiten hacer inferencia. En

---

12 Existen estudios hechos con paneles de datos con el PIB de los Estados mexicanos, que utilizan esta metodología y han encontrado resultados robustos (véase Lorenzo-Valdes & Ruiz-Porras (2017) y Rodríguez-Benavides & Mendoza-González (2015) ).

13 Sigue la estrategia de Bai & Perron (1998) para localizar los puntos de quiebre.

particular, Pedroni (2001) expone que estos parámetros son regresores que no son parte del verdadero proceso generador de datos, pero que podrían causar endogeneidad y correlación en el modelo. Para abordar este problema, se han desarrollado diferentes enfoques para panel, el de Mínimos Cuadrados Ordinarios Dinámicos (DOLS, por sus siglas en inglés) y Mínimos Cuadrados Ordinarios Completamente Modificados (FMOLS, por sus siglas en inglés). El primero, estima de manera paramétrica incluyendo adelantos y rezagos de las diferencias de los regresores resolviendo el problema de endogeneidad y autocorrelación serial. El segundo, también resuelve este problema, pero mediante un tratamiento no paramétrico.

Incidentalmente, dentro de los enfoques de DOLS y FMOLS en panel, existe variación en la forma de estimar, agrupados y medias de grupo. Los agrupados pueden suponer completa homogeneidad entre las unidades y contemplar heterogeneidad dejando que las constantes y la pendiente sean diferentes. De acuerdo con Pedroni (2001, 2019), la técnica de datos agrupados supone que la relación de cointegración es la misma para todas las unidades. Para resolver esta situación, este autor propone el enfoque de medias de grupo (MG). Básicamente, consiste en generar el estimador para cada una de las unidades y hacer un promedio, proporcionando heterogeneidad, no solo en la constante y la pendiente, sino en la relación de cointegración.

Por lo anterior, MGFOLS se consideran adecuados para el objetivo de este trabajo, no solo por la heterogeneidad que se podría contemplar entre las entidades federativas, sino también porque un tema discutido en la literatura es la endogeneidad originada por la causalidad de reversa del PIB hacia el gasto público en salud, pues si esta variable crece, también los ingresos públicos y por lo tanto el gasto público. Pedroni (2019) comenta que, la estrategia principal es ajustar el sesgo que surge de la retroalimentación dinámica, debido a la endogeneidad de los regresores mediante el uso de la dinámica de los mismos como un instrumento interno, resolviendo así la endogeneidad completa. Una ventaja de los MGFOLS es que sufre de poca distorsión en muestras pequeñas (Pedroni, 2002). En este contexto, se implementa MGFOLS para realizar las estimaciones de los coeficientes de largo plazo, que, al estar transformadas a logaritmos, se consideran las elasticidades de largo plazo del PIB respecto al gasto público en salud, además de proporcionar estimadores individuales de las entidades federativas.

En los resultados se presentan las elasticidades de largo plazo para el panel completo, y las correspondientes a cada entidad federativa. En un esfuerzo por caracterizar dichas elasticidades en los estados, se incluyen variables las cuales no pertenecen al modelo, pero sí a características de las entidades. Estas características que se consideran pueden ayudar a explorar una posible asociación con la productividad del GPS, que son las siguientes: nivel de

desarrollo (ND)<sup>14</sup>, grado de marginación (GM)<sup>15</sup>, coeficiente de Gini (CG) e índice de desarrollo humano (IDH)<sup>16</sup>. Se agruparán las entidades federativas por nivel de desarrollo: bajo, medio y alto.

Como se menciona anteriormente, un tema debatido es el sentido de causalidad de las variables de estudios, para esto se toma la noción de Granger (1969). Si las variables son estacionarias, la prueba de causalidad en el sentido de Granger puede hacerse mediante un Vector Autorregresivo (VAR), sin embargo, si las variables son no estacionarias y cointegradas, y se hace en primeras diferencias estaría mal especificado, ya que al aplicar diferencias se remueve la información de largo plazo, la forma de abordar este problema es mediante un Vector de Corrección de Errores en Panel (PVEC, por sus siglas en inglés) (Engle & Granger, 1987). Cabe mencionar que esta técnica puede identificar la relación de largo y corto plazo, además permite introducir efectos fijos. Así, esta técnica es utilizada en el presente trabajo para determinar el efecto causal, de corto y largo plazo.

La causalidad de largo plazo puede ser obtenida en el modelo VEC mediante el Término de Corrección de Error (ECT, por sus siglas en inglés), si es negativo y estadísticamente significativo, entonces hay un efecto de causalidad de las variables independientes hacia la variable dependiente. Para la causalidad en el corto plazo, se realiza la prueba de Wald para investigar si los coeficientes de corto plazo son estadísticamente significativos.

### 3. Resultados<sup>17</sup>

En cuanto a la realización de las pruebas de raíz unitaria LLC, IPS, Fisher-ADF y BCiS, la hipótesis nula es que existe raíz unitaria. El cuadro 1 muestra los resultados que permiten evaluar si las variables PIB, GCONSS, GSINSS y POB son no estacionarias a nivel<sup>18</sup>. En general, todas las pruebas indican la ausencia de raíz unitaria en primeras diferencias, es decir, son integradas de primer orden, I(1); por lo tanto, son elegibles para realizar el análisis de cointegración.

Las pruebas de cointegración que se reportan en el cuadro 2, muestran si las variables de estudio, a pesar de ser no estacionarias, tienen movimientos en

---

14 Véase en Padilla-Hermida y Garrido-Noguera (2010).

15 El coeficiente de Gini y el Grado de marginación son publicados por Consejo Nacional de Población (CONAPO).

16 IDH publicado por (De la Torre García et al., 2015).

17 Los cálculos y resultados a detalle están disponibles con el autor por correspondencia.

18 Los resultados de las pruebas de raíz unitaria no son concluyentes para GTOTOT. Por esta razón, el modelo de la ecuación 1 (que sería utilizado para contrastar el modelo de la ecuación 2) no se estima.

común. En el cuadro 2a, se muestra la prueba Fisher-Johansen, se evalúa la hipótesis nula de no cointegración y el número de relaciones de cointegración existentes entre las variables en estudio, dicha evaluación se hace con base en los estadísticos combinados de traza y *eigenvalor*. Los resultados sugieren que hay dos o tres relaciones de cointegración. Por lo que este resultado sugiere que PIB, GSINSS, GCONSS y POB están cointegradas.

**Cuadro 1**  
**Pruebas de raíz unitaria**

Variable	A nivel		Primera diferencia		Orden
	Estadístico	Probabilidad	Estadístico	Probabilidad	
<b>PIB</b>					
LLC	-0.4533	0.3252	-24.7087	0	1
IPS	6.4583	1	-25.8564	0	1
Fisher-ADF	8.0347	1	621.5558	0	1
BCiS (est-Z)	0.383	0.371	-4.2024907	0	
BCiS (est-Pm)	-0.459	0.359	10.42	0	1
<b>GTOTOT</b>					
LLC	-3.1347	0.0009	-19.4932	0	0
IPS	3.6284	0.9999	-20.4369	0	1
Fisher-ADF	19.9105	1	620.8552	0	1
BCiS (est-Z)	-2.4200	0.0213	-4.40	0	0
BCiS (est-Pm)	4.410	0.000	16.35	0	
<b>GSINSS</b>					
LLC	0.7489	0.773	-20.4099	0	1
IPS	7.1911	1	-21.3515	0	1
Fisher-ADF	58.5534	0.6687	602.1615	0	1
BCiS (est-Z)	0.1622	0.3937	-4.8086253	0	
BCiS (est-Pm)	0.148	0.395	17.78	0	1
<b>GCONSS</b>					
LLC	-0.4918	0.3114	-21.545	0	1
IPS	5.5643	1	-22.6588	0	1
Fisher-ADF	17.1255	1	690.7351	0	1
BCiS (est-Z)	-1.5767	0.1151	-3.8024313	0	
BCiS (est-Pm)	0.890	0.268	11.72	0	1
<b>POB</b>					
LLC	-4.2663	0	-7.1195	0	0
IPS	3.7157	0.9999	-5.2034	0	1
Fisher-ADF	45.7199	0.9592	696.1035	0	1
BCiS (est-Z)	0.633	0.32651381	10.601	0	
BCiS (est-Pm)	-0.360	0.374	-3.67	0	1

Nota: El número de rezagos fue determinado mediante el Criterio de Información de Schwarz.

De manera complementaria, para identificar si las variables están cointegradas aun en presencia de quiebres estructurales, se hace la prueba de Westerlund & Edgerton (2008). En el cuadro 2b se muestran los resultados considerando que

no tenga quiebre, con quiebre en el nivel o quiebre en el régimen. El estadístico de  $Z\tau$  sugiere cointegración sin quiebres y con quiebres en el nivel; lo mismo sugieren ambos estadísticos,  $Z\tau$  y  $Z\phi$ , con quiebres en el régimen. Con los resultados de las dos pruebas de cointegración, se encuentra evidencia a favor de la existencia de relación de largo plazo entre las variables en estudio.

**Cuadro 2**  
**Pruebas de cointegración para panel**

<b>a) Prueba de cointegración (Fisher-Johansen)</b>				
	Pruebas de traza		Pruebas de eigenvalor	
	Estadístico	Probabilidad*	Estadístico	Probabilidad*
Ninguna	817.7	0	817.7	0
A lo más 1	334.5	0	334.5	0
A lo más 2	142.8	0	142.8	0
A lo más 3	70.78	0.2619	70.78	0.2619
<b>b) Prueba de cointegración con quiebre estructural (WE)</b>				
	$Z\tau$	Probabilidad	$Z\phi$	Probabilidad
Sin quiebre	-3.906	0.000	-1.048	0.147
Con quiebres a nivel	-1.31	0.095	0.347	0.636
Con quiebre en el regimen	-4.12	0.000	-2.97	0.001

Nota: \*La probabilidad se calcula usando una distribución Chi-cuadrada.

Una vez que se tiene evidencia de que las variables tienen movimientos comunes y relación de largo plazo, se procede a la estimación de elasticidades de largo plazo del PIB, con respecto a los gastos y la población. En el cuadro 3, se muestran dichas estimaciones, los valores de la última fila corresponden a los coeficientes para todo el panel, estos son el promedio de los coeficientes individuales de cada estado. Indican que, cuando el gasto público en salud destinado a la población CONSS incrementa en uno por ciento, el PIB incrementa en 0.50 por ciento; mientras que al incremento del uno por ciento del GSINSS, el PIB incrementa el 0.16 por ciento<sup>19</sup>. Los tres coeficientes son estadísticamente significativos. A nivel estatal, mientras que Campeche reporta la mayor productividad de ambos GPS (GSINSS de 0.83 y GCONSS 2.92); Coahuila, Colima y Querétaro muestran elasticidad negativa en el GSINSS de -0.04, -0.03 y -0.02, respectivamente; de igual manera. Por otro lado, Chiapas y Sonora muestran elasticidad negativa<sup>20</sup> en el GCONSS de -0.17 y -0.08, respectivamente.

19 Puede ser interesante notar que si se suman los coeficientes de GCONSS y GSINSS, el resultado conjunto muestra un efecto del GPS sobre el PIB que es cercano al estimado por el de Wang (2011), para México (0.86).

20 Tabasco y Baja California también presentan elasticidad negativa en GCONSS, pero no son estadísticamente significativas.

Visto desde la perspectiva del capital humano, si el gasto en salud propicia la acumulación de capital humano, y así, la productividad laboral se traduce en crecimiento económico, es de esperarse que los rendimientos de cada tipo de gasto en salud sean disímiles debido a las considerables brechas entre los derechos de atención. En el trabajo de Durán-Arenas (2012), se presentan tres tipos de desigualdad: 1) en el acceso a servicio de salud, que se da en el nivel regional, pues en zonas menos desarrolladas cuentan con menos infraestructura y personal médico por habitante, que en ciudades más importantes del país; 2) en paquetes de beneficios, por ejemplo, el Seguro Popular solo cubría el 12.8 % de los diagnósticos que cubren el IMSS y el ISSSTE; y 3) en calidad de la atención médica, ya que existen estudios donde se evalúa la calidad en tratamientos específicos por institución que dejan a la luz esta desigualdad. Como ya se había mencionado, en un estudio más reciente hecho por la OCDE (2016), se exponen algunas diferencias en el acceso y otras características.

Por otro lado, la diferencia entre las elasticidades del GCONSS y GSINSS sugerimos podría estar relacionada con la distorsión que ocasiona en el mercado laboral. De acuerdo con Levy (2008), la combinación de seguridad social y protección social induce a los trabajadores y empresas a trabajar e invertir en actividades informales que impiden el crecimiento de la productividad, genera incentivos para trabajadores y empresas a violar las leyes orientadas a proteger a los trabajadores, y falla en reducir efectivamente la desigualdad en el ingreso. Por un lado, se grava al empleo formal y por otro, se subsidia al informal (Busso et al., 2012; Levy, 2008). Cabe señalar que el ingreso de las instituciones de seguridad social proviene de subsidios del gobierno, y de aportaciones de la empresa y de los trabajadores; mientras que el ingreso de las instituciones desvinculadas del trabajo, viene de subsidio y una aportación de quien recibe el servicio.

De acuerdo con lo anteriormente expuesto, otra explicación sugerida que podría tener el hecho de que la elasticidad de GSINSS sea menor a la de GCONSS, es que el primero funciona como un incentivo para los trabajadores a operar en el sector informal, cuando un individuo tiene que elegir entre un empleo formal e informal, no solo pondera el salario, sino los beneficios entre ambos sectores; si es adverso al riesgo elegirá el sector formal, por los beneficios que ofrece. Sin embargo, al existir servicios de salud que son subsidiados, se podría evadir contribuir a la seguridad social y elegir el sector informal mientras recibe servicios de salud de instituciones sin seguridad social. Por ejemplo, el estudio de Aterido et al. (2011), encuentra que el programa del Seguro Popular disminuye el flujo de trabajadores al sector formal, en un 20 por ciento.

En lo que sigue, las elasticidades de largo plazo en el nivel nacional serán utilizadas como elementos a asociar con los niveles de desarrollo socio-

económico de las entidades federativas. Para llevar a cabo dicho análisis hemos identificado variables con características socioeconómicas de las entidades federativas y que no fueron incluidas en la estimación del modelo por dos razones; en primer lugar, la información no está disponible para cada año; y en segundo, la técnica utilizada para estimar las elasticidades, básicamente se genera del estimador individual y se promedian para obtener el estimador del panel completo, de modo que una variable dicotómica o categórica para clasificar los estados, tendría poca utilidad. Sin embargo, con estas variables se pretende captar información de los estados que podría asociarse con la magnitud de las elasticidades encontradas previamente en el estudio.

En particular, en el cuadro 3, se agrupan las entidades de acuerdo con la clasificación de desarrollo financiero propuesto por Padilla-Hermida & Garrido-Noguera (2010), que se considera pertinente ya que incluye variables socioeconómicas para la construcción de los grupos de los estados. Centrando primero el análisis en las entidades catalogadas de bajo desarrollo, llama la atención que, en la mayoría de estos estados, las elasticidades identificadas previamente en el estudio son mayores a la media nacional, dicho en otras palabras, son aquellos donde el gasto en salud es más productivo o tiene mayores rendimientos de manera conjunta.

Cabe señalar que se muestran algunas excepciones como Tabasco, Quintana Roo y Baja California Sur, donde el GCONSS no es significativo y si lo es el GSINSS, en estos estados el coeficiente de Gini es mayor o muy cercano a la media nacional. En el caso de Colima, ambos gastos no son significativos, sin embargo, es de los estados con IM bajo, con menor índice de Gini y un IDH muy alto. Chiapas tiene una elasticidad negativa respecto a GCONSS, nótese que es de los estados con Gini e IM muy alto, así como IDH bajo.

Es de notar que el GSINSS, en su naturaleza, tiene como objetivo proveer de servicios a la población más desprotegida, que no tiene afiliación a la seguridad social y que, por lo regular, no puede o le es muy difícil recurrir al sector privado de salud. Teniendo esto en mente, la productividad de este gasto es de algún modo mayor en el grupo de estados de bajo desarrollo, que, según el coeficiente de Gini, en promedio es donde hay mayor desigualdad. En este contexto, este gasto podría funcionar como un mecanismo redistributivo, que con mejoras en los paquetes y calidad de servicios podría contribuir en gran medida al desarrollo de estas entidades.

**Cuadro 3**  
**Elasticidades de largo plazo (Variable independiente: LPIB)**

Estado	Variables del Modelo			Características de las entidades			
	LGSINSS	LGCONS	LPOB	CDE <sup>1</sup>	IM <sup>2</sup>	Gini <sup>3</sup>	IDH <sup>4</sup>
<i>Tabasco</i>	0.44***	-0.47	3.74***	Bajo	Medio	0.516	Medio
<i>Quintana Roo</i>	0.10***	0.06	1.09***	Bajo	Medio	0.477	Alto
<i>Baja California Sur</i>	0.30***	0.18	1.24***	Bajo	Bajo	0.493	Muy Alto
<i>Michoacán de Ocampo</i>	0.28***	0.28***	1.14***	Bajo	Alto	0.472	Bajo
<i>Morelos</i>	0.24***	0.47***	-0.3**	Bajo	Medio	0.433	Alto
<i>Yucatán</i>	0.19***	0.46***	1.14***	Bajo	Alto	0.461	Medio
<i>Durango</i>	0.12***	0.53***	1.61***	Bajo	Medio	0.499	Medio
<i>Guerrero</i>	0.20***	0.61***	-0.41***	Bajo	Muy alto	0.533	Bajo
<i>Tlaxcala</i>	0.15***	0.71***	0.55**	Bajo	Medio	0.42	Medio
<i>Colima</i>	-0.03	0.06	2.59***	Bajo	Bajo	0.445	Muy Alto
<i>Hidalgo</i>	0.10***	0.75***	1.24***	Bajo	Alto	0.48	Medio
<i>Zacatecas</i>	0.07	0.81***	2.64***	Bajo	Medio	0.526	Bajo
<i>Nayarit</i>	0.32***	0.9***	0.33*	Bajo	Medio	0.498	Medio
<i>Oaxaca</i>	0.21***	0.89***	-0.16	Bajo	Muy alto	0.511	Bajo
<i>Chiapas</i>	0.1***	-0.17***	3.12***	Bajo	Muy alto	0.535	Bajo
<i>Campeche</i>	0.83***	2.92***	-4.22***	Bajo	Alto	0.533	Alto
<i>Sonora</i>	0.11***	-0.08**	3.29***	Medio	Bajo	0.477	Muy Alto
<i>Baja California</i>	0.11***	-0.05	1.57***	Medio	Muy bajo	0.465	Alto
<i>Aguascalientes</i>	0.05***	0.02	2.08***	Medio	Bajo	0.479	Alto
<i>Querétaro</i>	-0.02	0.48***	2***	Medio	Bajo	0.503	Muy Alto
<i>San Luis Potosí</i>	0.05	0.58***	2.93***	Medio	Alto	0.492	Medio
<i>Guanajuato</i>	0.06***	0.56***	2.01***	Medio	Medio	0.463	Bajo
<i>Tamaulipas</i>	0.09	0.67***	1.18**	Medio	Bajo	0.466	Alto
<i>Veracruz</i>	0.09*	0.68***	2.38***	Medio	Alto	0.493	Bajo
<i>Sinaloa</i>	0.13***	1.05***	1.24***	Medio	Medio	0.466	Alto
<i>Coahuila de Zaragoza</i>	-0.04	1.09***	1.35***	Alto	Muy bajo	0.464	Muy Alto
<i>Chihuahua</i>	0.08***	0.77***	1.24***	Alto	Bajo	0.5	Medio
<i>Distrito Federal</i>	0.06***	0.09***	6.48***	Alto	Muy bajo	0.457	Muy Alto
<i>México</i>	0.09***	0.2***	0.99***	Alto	bajo	0.47	Alto
<i>Puebla</i>	0.13***	0.23***	1.64***	Alto	Alto	0.485	Bajo
<i>Nuevo León</i>	0.33***	0.33***	0.77***	Alto	Muy bajo	0.485	Muy Alto
<i>Jalisco</i>	0.09***	0.5***	1.83***	Alto	bajo	0.473	Alto
<b>Nacional</b>	<b>0.16***</b>	<b>0.50***</b>	<b>1.51***</b>			<b>0.49</b>	

Los "\*\*\*", "\*\*" y "\*" denotan significancia al 1%, 5% y 10% respectivamente. (1) Clasificación de acuerdo a su desarrollo económico: bajo, medio y alto. (2) Grado de Marginación. (3) Coeficiente de Gini, indica el grado de desigualdad respecto al ingreso, a más se acerque a 1 mayor es la desigualdad. (4) Índice de Desarrollo Humano.

Por otro lado, las entidades clasificadas con desarrollo medio tienen elasticidad del G SINSS menor a la media nacional y en algunos casos no son estadísticamente significativas, como son los casos de Tamaulipas, Querétaro, y San Luis Potosí. El G CONSS tiene elasticidades por encima de la media nacional, siendo este el más productivo en este grupo de estados. En los casos de Aguascalientes y Baja California, no es estadísticamente significativo. Como se puede apreciar, la relación de las elasticidades con características socioeconómicas no es tan clara como en los estados de desarrollo bajo, sin embargo, se puede considerar que las entidades de desarrollo medio tienen mayor relevancia el G CONSS, en cuanto a la productividad de los gastos en salud.

En el caso de los estados con desarrollo alto, la mayoría tiene elasticidades menores a la media, lo que sugiere una menor productividad del gasto y/o rendimientos decrecientes del nivel de GS. Cabe señalar que, en este grupo de estados, en comparación con los otros grupos, tienen en promedio un coeficiente de Gini más bajo, todos los estados tienen un IM bajo o muy bajo y, en su mayoría IDH alto o muy alto. El caso particular de Coahuila, la elasticidad del G SINSS no es estadísticamente significativa, pero el PIB es más sensible a cambios del G CONSS, pues tiene una elasticidad mayor a 1; es de mencionar que tiene un IM muy bajo, IDH muy alto y el coeficiente de Gini más bajo de este grupo, después del Distrito Federal.

Adicionalmente, se pretende abonar a la literatura sobre el sentido de causalidad entre gasto público en salud y crecimiento económico, es decir, mayor gasto en salud conduce a un mayor crecimiento o viceversa. Para esto, se realiza un análisis de causalidad en el sentido de Granger, a partir de un modelo VEC, para su estimación se selecciona el número de rezagos óptimos con el criterio de información de Akaike y el de Schwarz. Posterior a la estimación del modelo VEC, se desarrolla la prueba de correlación serial de Breusch-Godfrey (LM)<sup>21</sup>, para confirmar la validez de sus estimaciones (Wooldridge, 2010). Los resultados de las pruebas de causalidad son mostrados en el cuadro 4.

El cuadro 4 muestra que el coeficiente de largo plazo es negativo y estadísticamente significativo para el caso de PIB y el G SINSS como variable dependiente. Esto sugiere que 1) G SINSS, G CONSS y POB causan en el sentido de Granger, al PIB en el largo plazo (G SINSS, G CONSS y POB → PIB), y 2) PIB, G CONSS y POB causan en el sentido de Granger, al G SINSS en el largo plazo (PIB, G CONSS y POB → G SINSS). Por lo contrario, no hay

---

21 La hipótesis nula es no correlación serial, la cual no fue rechazada con un estadístico LM de 17.46 (prob. 0.35).

evidencia de relación de largo plazo cuando POB y GCONSS son variables dependientes.

**Cuadro 4**  
**Pruebas de causalidad en el sentido de Granger**

Variable dependiente	Dirección de causalidad/ variables explicativas				Coeficiente de largo plazo (Estadístico t)
	Estadísticos X <sup>2</sup> (Valor P)				
	LPIB	LPOB	LGCONSS	LGSINSS	
LPIB		4.49 (0.81)	62.62 (0.00)	27.97 (0.00)	-0.013** (-2.10)
LPOB	7.21 (0.51)		20.01 (0.01)	8.69 (0.37)	0.0007 (1.65)
LGCONSS	20.17 (0.01)	14.24 (0.08)		26.29 (0.00)	0.0008 (1.20)
LGSINSS	41.53 (0.00)	9.37 (0.31)	7.75 (0.46)		-0.034*** (-5.17)

Corto plazo. Se presenta el estadístico X<sup>2</sup> de la prueba de Wald y su valor p entre paréntesis (). Largo plazo: Se reporta el coeficiente del ECT y su estadístico t en paréntesis. Los "\*\*\*\*", "\*\*\*" y "\*\*" denotan significancia de 1%, 5% y 10% respectivamente.

La causalidad bidireccional en el sentido de Granger, de corto y largo plazo se refuerza mutuamente en el caso de PIB y GSINSS. En la relación de causalidad entre PIB y GCONSS es bidireccional solo en el corto plazo. Estos resultados coinciden con estudios como el de Rivera & Currais (1999, 2003) y el de Rahman (2011).

Paradójicamente, el gasto que sostiene bidireccionalidad con el PIB es el GSINSS, esto es así, no solo por las mejoras en salud hacia los beneficiarios de los servicios que presta, sino también debido a la forma en que es financiado, ya que este gasto proviene de recursos federales y estatales, y con un aporte del beneficiario. En cambio, el GCONSS procede de recursos federales, empresa y trabajador. En este sentido, los resultados apoyan la propuesta de Levy (2008), sobre redefinir la seguridad social, tanto en su alcance como en la forma que es financiado, y otorgar derechos sociales universales financiados por impuestos al consumo.

## **Conclusión**

Mientras que el objetivo de este trabajo fue analizar la relación de largo plazo entre CE y GPS, la principal contribución a la literatura es que al desagregar el GPS, según población objetivo, se distinguen las características de las instituciones que les ofrecen servicios de salud, tanto en sus paquetes de servicios como en la forma de acceso (contributivo o subsidiado), así como por las características laborales formales de la población que recibe servicios de salud, obtenemos resultados más específicos que condicionan la relación GPS y CE.

Los resultados se obtuvieron mediante el empleo de técnicas de series de tiempo, adecuadas para panel de datos, específicamente, pruebas de raíz unitaria y de cointegración, así como estimación de elasticidades y pruebas de causalidad. El estudio, en particular, se sustenta en un panel de datos con indicadores anuales de entidades federativas en el período de 1993 a 2017.

El primer resultado que se obtiene es la evidencia de movimientos comunes y equilibrio de largo plazo entre el PIB y ambos GPS. Otros resultados muestran que la estimación de las elasticidades en el nivel nacional indica mayor productividad del gasto dirigido a la población con seguridad social, en comparación con el gasto destinado a la población sin seguridad social, lo que puede estar asociado a las brechas entre los derechos de atención que ofrece cada tipo de institución. Este resultado apoya el argumento del estudio elaborado por la OCDE (2016), en el que se expone que México corre el riesgo de afianzar la desigualdad socioeconómica con un sistema de salud con marcadas diferencias en calidad y acceso.

Adicionalmente, los resultados sugieren a través del análisis de las elasticidades a nivel estatal, que el efecto del GPS es disímil entre las entidades federativas, se observa que esas diferencias pudieran estar asociadas al nivel de desarrollo socioeconómico de los estados. Así, por ejemplo, los dos tipos de GPS son más productivos en estados de bajo desarrollo, mientras que en los de desarrollo medio, el GPS dirigido a la SS cobra más relevancia en cuanto a la productividad; en los estados de desarrollo alto, ambos GPS son relevantes, pero con una productividad menor que la de los otros dos grupos.

Si se considera el estatus socioeconómico de la población a quien va dirigido el GSINSS, se trata de personas que participan en el mercado informal y no tienen acceso, o les es muy difícil recurrir a servicios de salud privados; en este sentido, promover este gasto, especialmente en estados de bajo desarrollo, podría explorarse como instrumento de política para mitigar las trampas intergeneracionales de las que trata (Mayer-Foulkes, 2008); además de tener un impacto positivo en el crecimiento.

La evidencia presentada muestra que el análisis en el nivel regional y diferenciando el GPS por población objetivo, proporciona más información que puede contribuir a la generación de políticas públicas específicas para cada entidad federativa. Por ejemplo, en estados donde existe mayor desigualdad y el efecto del GSINSS es mayor, es conveniente promover este gasto ya que contribuiría a la disminución de la desigualdad e incentivaría el CE. Sin embargo, este estudio no es conclusivo, es necesario obtener más información con respecto a las problemáticas de salud específicas de cada entidad, para generar programas más eficientes.

Una de las limitaciones de este estudio, es que al utilizar indicadores agregados no se captan características particulares de individuos, por lo que es conveniente para futuras investigaciones, realizar el análisis utilizando microdatos. Otra futura línea de investigación podría ser examinar los mecanismos adyacentes en los que el GPS interactúa con el CE; por ejemplo, examinar los GPS y su interacción con el mercado laboral, así como indicadores de pobreza.

## Referencias

- [1] Abdullah, S. M., Siddiqua, S., & Huque, R. (2017). Is health care a necessary or luxury product for Asian countries? An answer using panel approach. *Health Economics Review*, 7(4). <https://doi.org/10.1186/s13561-017-0144-8>
- [2] Acemoglu, D., & Johnson, S. (2006). *Disease and Development: The Effect of Life Expectancy on Economic Growth* (N.º 12269; NBER Working Paper). <http://www.nber.org/papers/w12269>
- [3] Amiri, A., & Ventelou, B. (2012). Granger causality between total expenditure on health and GDP in OECD: Evidence from the Toda–Yamamoto approach. *Economics Letters*, 116, 541-544. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2012.04.040>
- [4] Aterido, R., Hallward-Driemeier, M., & Pagés, C. (2011). *Does Expanding Health Insurance Beyond Formal-Sector Workers Encourage Informality?: Measuring the Impact of Mexico's Seguro Popular* (N.º 5996; IZA Discussion Papers).
- [5] Bai, J., & Carrion-i-Silvestre, J. L. (2009). Structural changes, common stochastic trends, and unit roots in panel data. *Review of Economic Studies*, 76(2), 471-501.
- [6] Bai, J., & Perron, P. (1998). Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes. *Econometrica*, 66(1), 47-78.
- [7] Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (3a. ed). John Wiley & Sons, Ltd.
- [8] Baltagi, B. H., & Moscone, F. (2010). Health care expenditure and income in the OECD reconsidered: Evidence from panel data. *Economic Modelling*, 27(4), 804-811. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2009.12.001>
- [9] Barro, R. (1996). Health and Economic Growth. *World Health Organization*.
- [10] Becker, G. S. (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *The Journal of Political Economy*, 70(5), 9-49.

- [11] Bedir, S. (2016). Healthcare Expenditure and Economic Growth in Developing Countries. *Advances in Economics and Business*, 4(2), 76-86. <https://doi.org/10.13189/aeb.2016.040202>
- [12] Bleakley, H. (2010). Health, Human Capital, and Development. *Annual Review of Economics*, 2(1), 283-310.
- [13] Bloom, D. E., Canning, D., & Sevilla, J. (2001). *The Effect of Health on Economic Growth: Theory and Evidence* (N.º 8587; NBER Working Paper). <http://www.nber.org/papers/w8587>
- [14] Bloom, D. E., Canning, D., & Sevilla, J. (2004). The effect of health on economic growth: A production function approach. *World Development*, 32(1), 1-13. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2003.07.002>
- [15] Bloom, D. E., Pretzner, K., & Bloom, D. E. (2018). Health and Economic Growth. *IZA Discussion Paper, No. 11939*.
- [16] Breitung, J., & Pesaran, M. H. (2005). *Unit Roots and Cointegration in Panels* (N.º 1565).
- [17] Busso, M., Fazio, M. V., & Levy, S. (2012). *(In) Formal and (Un) Productive : The Productivity Costs of Excessive Informality in Mexico* (IDB-WP-341; IDB Working Paper Series).
- [18] Comisión Mexicana sobre Macroeconomía y Salud. (2006). *Macroeconomía y salud. Invertir en salud para el desarrollo económico*. México: Fondo de Cultura Económica.
- [19] De la Torre García, R., Rodríguez García, C., Mier, C., Praz, P. E., & Ramírez, A. P. (2015). *Índice de Desarrollo Humano para las entidades federativas , México 2015. Avance continuo, diferencias persistentes*. Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo.
- [20] Dincer, H., & Yüksel, S. (2019). Identifying the Causality Relationship between Health Expenditure and Economic Growth: An Application on E7 Countries. *Journal of Health System and Policies*, 1, 5-23.
- [21] Durán-Arenas, L. (2012). Modelo institucional de atención a la salud en México. En *Los determinantes sociales de la salud en México* (1era. Ed.). México: Fondo de Cultura Económica.
- [22] Enders, W. (2015). *Applied econometric time series* (4a. Ed). John Wiley & Sons.
- [23] Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation , Estimation , and Testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- [24] Fuentes-Castillo, M. E. (2016). *La relación de largo plazo entre salud y crecimiento económico en México y sus entidades federativas, 1940-2011*. (Tesis doctoral). Universidad Autónoma de Coahuila.
- [25] Gerdtham, U. G., & Jönsson, B. (2000). International comparisons of health expenditure: Theory, data and econometric analysis. En *Handbook of Health Economics* (Vol. 1, pp. 11-53). Elsevier.
- [26] Gerdtham, U. G., & Løthgren, M. (2000). On stationarity and cointegration of international health expenditure and GDP. *Journal of Health Economics*, 19, 461-475.
- [27] Gómez Fröde, C. (2017). El sistema de cuentas nacionales de salud en México. *Revista CONAMED*, 22(3), 129-135.
- [28] Granger, C. J. W. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424-438.
- [29] Grimm, M. (2011). Does inequality in health impede economic growth? *Oxford Economic Papers*, 63(3), 448-474. <https://doi.org/10.1093/oeq/gpr002>

- [30] Grossman, M. (2000). The Human Capital Model. En *Handbook of Health Economics* (Vol. 1, pp. 347-408).
- [31] Hsiao, C. (2007). Panel data analysis. Advantages and challenges. *Test*, 16, 1-22.
- [32] Hsiao, C. (2014). Analysis of panel data: Third edition. En *Analysis of Panel Data* (Third Edit). Cambridge University Press.
- [33] Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- [34] Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.
- [35] Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- [36] Levy, S. (2008). *Good Intentions, Bad Outcomes: social policy, informality, and economic growth in Mexico*. The Brooking Institution.
- [37] Lorenzo-Valdes, A., & Ruiz-Porras, A. (2017). Producción estatal y tasas de natalidad y mortalidad en México: un análisis de sus relaciones de largo plazo y dinámicas. *Acta Universitaria*, 27(NE-1), 17-32. <https://doi.org/10.15174/au.2017.1498>
- [38] Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652.
- [39] Martínez-Trejo, L. O. (2018). Sistema de Salud en México. *Encrucijada, Revista Electrónica del Centro de Estudios en Administración Pública*, 29, 1-15.
- [40] Mayer-Foulkes, D. (2001). The long-term impact of health on economic growth in Mexico, 1950-1995. *Journal of International Development*, 13(1), 123-126.
- [41] Mayer-Foulkes, D. (2008). The Human Development Trap in Mexico. *World Development*, 36(5), 775-796. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2007.04.023>
- [42] Mincer, J. (1981). *Human Capital and Economic Growth* (N.º 803; NBER Working Paper).
- [43] Mushkin, S. J. (1962). Investment in Human Beings. *The Journal of Political Economy*, 70(5, Part 2), 129-157.
- [44] OCDE. (2016). *Estudios de la OCDE sobre los sistemas de salud: Mexico*. <https://doi.org/10.1787/9789264230491-en>
- [45] Padilla-Hermida, R., & Garrido-Noguera, C. (2010). Una propuesta de clasificación de las entidades federativas mexicanas para la gestión de la banca de desarrollo. *Análisis Económico*, 25(58).
- [46] Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670.
- [47] Pedroni, P. (2001). Fully Modified OLS for Heterogeneous Panels. En *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels* (pp. 93-130). Emerald Group Publishing Limited. [https://doi.org/dx.doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15004-2](https://doi.org/dx.doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15004-2)
- [48] Pedroni, P. (2002). Fully Modified OLS for Heterogeneous Cointegrated Panels. En B. H. Baltagi (Ed.), *Recent Developments in the Econometrics of Panel Data* (pp. 425-461). Edward Elgar Publishing Limited.

- [49] Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20, 597-625.
- [50] Pedroni, P. (2019). Panel Cointegration Techniques and Open Challenges. En M. Tsionas (Ed.), *Panel Data Econometric Theory*. Elsevier Inc.
- [51] Rahman, M. M. (2011). Causal Relationship among Education Expenditure, Health Expenditure and GDP: A Case Study for Bangladesh. *International Journal of Economics and Finance*, 3(3), 149-159. <https://doi.org/10.5539/ijef.v3n3p149>
- [52] Reeves, A., Basu, S., Mckee, M., Meissner, C., & Stuckler, D. (2013). Does investment in the health sector promote or inhibit economic growth? *Globalization and Health*, 9(43), 1-12.
- [53] Rivera, B., & Currais, L. (1999). Economic growth and health: Direct impact or reverse causation? *Applied Economics Letters*, 6(11), 761-764. <https://doi.org/10.1080/135048599352367>
- [54] Rivera, B., & Currais, L. (2003). The effect of health investment on growth: A causality analysis. *International Advances in Economic Research*, 9(4), 312-323.
- [55] Rodríguez-Benavides, D., & Mendoza-González, M. (2015). Reexaminando la hipótesis de convergencia a la economía líder regional en México: un análisis de cointegración en panel. *Paradigma económico*, 7(1), 5-48.
- [56] Romer, D. (2012). *Advanced Macroeconomics* (4a Ed). McGraw Hill.
- [57] Ruiz-Porras, A., Aceves-Dávalos, J. C., & León-Cazares, F. (2017). Fondos de aportaciones, desarrollo estatal y elasticidades de sustitución en México: Los impactos de financiar la educación, la infraestructura y la salud. En A. Ruiz-Porras & F. Venegas-Martínez (Eds.), *Avances en economía financiera y desarrollo económico. Modelos analíticos y estudios cuantitativos* (pp. 381-413). Universidad de Guadalajara.
- [58] Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *American Economic Review*, 51(1), 1-17. <http://www.jstor.org/stable/1818907>
- [59] Wang, K. M. (2011). Health care expenditure and economic growth: Quantile panel-type analysis. *Economic Modelling*, 28, 1536-1549.
- [60] Westerlund, J., & Edgerton, D. L. (2008). A simple test for cointegration in dependent panels with structural breaks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 70(5), 665-704. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2008.00513.x>
- [61] Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2a ed.). The MIT Press.



*Ensayos Revista de Economía* de la Universidad Autónoma de Nuevo León, volumen cuarenta, número uno, se terminó de imprimir el primero de mayo del año dos mil veintiuno en los talleres de Serna Impresos, S.A. de C.V., Vallarta 345 Sur, Monterrey, Nuevo León, México, C.P. 64000.  
El tiraje consta de 30 ejemplares.



**Ensayos Revista de Economía** es una revista arbitrada que publica artículos de investigación inéditos de alto rigor académico en los campos de la economía aplicada y teórica, la estadística y las ciencias sociales afines. Se publican trabajos en español e inglés dos veces al año, enero y julio. Está indexada en EconLit (*American Economic Association*), SciELO México, Sistema de Clasificación de Revistas Mexicanas de Ciencia y Tecnología (CRMCyT) del Consejo Nacional de Ciencia, Humanidades y Tecnología (CONAHCYT), CLASE, Latindex, SciELO y puede consultarse en la base de datos Fuente Académica Premier™ de EBSCO y en *RePEc (Research Papers in Economics)*.

#### **Instrucciones para autores:**

- Los trabajos deben corresponder a investigaciones concluidas que planteen claramente una hipótesis.
- Se dará preferencia a los trabajos que empleen un modelo teórico matemático como soporte o una metodología estadística/econométrica que someta a prueba la hipótesis.
- Los artículos deben enviarse acompañado de una carta firmada por el autor o los autores declarando que posee(n) los derechos de autor, que el trabajo es inédito y original, y que no está sometido, ni en proceso, para su publicación total o parcial en otra revista especializada o libro.
- El autor o los autores debe(n) enviar una copia de su currículum vitae.
- Los artículos pueden redactarse en inglés o español; sin embargo, el título, el resumen y las palabras clave deben presentarse en ambos idiomas.
- El resumen no excede las 150 palabras e incluye los códigos de clasificación JEL después del resumen.
- El título del trabajo debe ser claro y breve (máximo 10 palabras).
- Los manuscritos deben enviarse en formato compatible con Microsoft Word, con una extensión máxima de 45 cuartillas, interlineado de 1.5, y fuente Times New Roman tamaño 12.
- Las gráficas y cuadros deben enviarse en formato Excel. No se deben incluir gráficas o cuadros en formato de imagen.
- La sección de referencias incluye únicamente los trabajos citados en el texto, ordenados alfabéticamente y siguiendo el formato establecido para citar artículos, libros, capítulos de libros, informes técnicos, tesis, entre otras fuentes de información. Las instrucciones de citación están disponibles en la página de la revista.
- Los artículos deben enviarse de forma electrónica a través de la página de la revista: <http://ensayos.uanl.mx>. Para ello, el autor debe registrarse en la página como usuario y seguir los cinco pasos para nuevos envíos.

**Ensayos Revista de Economía** is a peer-reviewed journal that publishes original research articles of high academic rigor in the fields of applied and theoretical economics, statistics, and related social sciences. The journal publishes works in both Spanish and English twice a year, in January and July. It is indexed in EconLit (*American Economic Association*), SciELO Mexico, *Clasificación de Revistas Mexicanas de Ciencia y Tecnología (CRMCyT)* of the *National Council of Science, Humanities, and Technology (CONAHCYT)*, CLASE, Latindex, SciELO, and can also be accessed through the *Fuente Académica Premier™* database by EBSCO and *RePEc (Research Papers in Economics)*.

#### **Author guidelines:**

- The papers must correspond to completed research that clearly states a hypothesis.
- Preference will be given to papers that employ a supporting mathematical theoretical model or a statistical/econometric methodology that tests the hypothesis.
- Articles must be accompanied by a signed letter from the author(s) declaring ownership of the copyright, originality of the work, and that is not under review or in process for full or partial publication in another specialized journal or book.
- The author(s) must send a copy of their curriculum vitae.
- Articles may be written in English or Spanish; however, the title, abstract, and keywords must be presented in both languages.
- The abstract must not exceed 150 words, and should include JEL classification codes after the abstract.
- The article title should be clear and concise (maximum of 10 words).
- Manuscripts must be submitted in a Microsoft Word compatible format, with a maximum length of 45 pages, 1.5 line spacing, and Times New Roman font, size 12.
- Graphs and tables must be submitted in Excel format. Graphs or tables in image format are not accepted.
- The reference section should include only works cited in the text, listed alphabetically and following the citation format for articles, books, book chapters, technical reports, theses, and other sources. Citation guidelines are available on the journal's website.
- Articles must be submitted electronically through the journal's website: <https://ensayos.uanl.mx>. Authors must register as users and follow the five steps for new articles.

**E**NSAYOS  
*Revista de Economía*