

¿Son la desigualdad y la pobreza  
un freno al crecimiento económico en México?  
Correlación y causalidad  
desde una perspectiva regional\*

Are inequality and poverty a brake  
for economic growth in Mexico?

Correlation and causality  
from a regional perspective

*Jorge Eduardo Mendoza Cota\*\**

ABSTRACT

The Mexican economy has been characterized by low growth accompanied by high-income inequality. To estimate the relation and the causality of inequality and poverty in economic growth, a panel data model was established at the state level, to relate the Gini coefficient and the poverty index with the growth rate of the gross domestic product (GDP). The coefficient of the secondary education variable was positive, which suggests that the formation of education level is relevant for promoting growth. The results show that the Gini coefficient and the proportion of poverty within the total population have an inverse relationship with economic growth. The Granger test indicates a causal effect of inequality and poverty on growth.

*Keywords:* Inequality; poverty; education; economic growth; panel models. *JEL codes:* B23, D63, I24, I32, O4, O10.

\* Artículo recibido el 9 de mayo de 2022 y aceptado el 13 de julio de 2022. Los contenidos del artículo son responsabilidad exclusiva del autor.

\*\* Jorge Eduardo Mendoza Cota, El Colegio de la Frontera Norte, Tijuana, México (correo electrónico: emendoza@colef.mx).

## RESUMEN

La economía mexicana se ha caracterizado por un crecimiento reducido acompañado de una elevada desigualdad del ingreso y pobreza. Con el objetivo de estimar la relación y la causalidad de la desigualdad y la pobreza en el crecimiento económico, se estableció un modelo de datos de panel a escala estatal, con el fin de relacionar el coeficiente de Gini y el índice de pobreza con la tasa de crecimiento del producto interno bruto (PIB). El coeficiente de la variable de la educación media superior resultó positivo, lo que sugiere que la formación educativa es relevante para promover el crecimiento. Los resultados muestran que el coeficiente de Gini y la proporción de la pobreza sobre el total de la población tienen una correlación inversa con el crecimiento económico. La prueba de Granger indica un efecto de causalidad de la desigualdad y la pobreza en el crecimiento.

*Palabras clave:* desigualdad; pobreza; educación; crecimiento económico; modelos de panel. *Clasificación JEL:* B23, D63, I24, I32, O4, O10.

## INTRODUCCIÓN

A partir de la gran recesión de 2009-2010 se observan un incremento de la brecha en la distribución del ingreso y un lento crecimiento económico a escala internacional, lo que sugiere que el fenómeno de la desigualdad puede ser una limitante en el patrón de crecimiento (Navarrete, 2016). Sin embargo, por una parte, se aprecia que la desigualdad global se redujo en los países emergentes y en vías de desarrollo; por otra parte, se destaca que el crecimiento de la desigualdad del ingreso en varios países desarrollados y en desarrollo se ha elevado; se incrementó en 50% desde la década de los noventa (Cihak y Sahay, 2020).

La región de Latinoamérica ha presentado la mayor desigualdad del ingreso a escala internacional: hasta 30% más desigual que el promedio mundial en 2002 (Lustig, 2015). Durante la década de los noventa los países de la región, tanto los que mostraron un crecimiento acelerado como los que tuvieron uno modesto, experimentaron leves reducciones en la desigualdad del ingreso y, por ende, de la pobreza. Sin embargo, el problema de la desigualdad sigue vigente, ya que el crecimiento de estos países está limitado por

presupuestos reducidos, lo que impide asignar suficientes recursos a fin de aumentar las transferencias y de ese modo aminorar los niveles de desigualdad del ingreso.

Cabe destacar que en las décadas de los cincuenta y los sesenta el enfoque tradicional de la relación entre desigualdad y crecimiento económico consideraba positiva la concentración del ingreso en el estímulo a la expansión económica, particularmente en las fases iniciales del crecimiento (Kuznets, 1955; Kaldor, 1957). En particular, Kuznets planteó la hipótesis de la "U invertida", que describe cómo la desigualdad del ingreso aumenta en las primeras etapas de crecimiento y eventualmente se reduce cuando se alcanza un mayor nivel de desarrollo económico. No obstante, desde la década de los noventa la disponibilidad de bases de datos longitudinales para la desigualdad en diferentes países dio paso a una reevaluación del planteamiento de Kuznets (Korzeniewicz y Moran, 2005).

De esta manera, se desarrollaron propuestas que han revisado y cuestionado la relación positiva de la desigualdad y el crecimiento, como resultado de la experiencia de las economías asiáticas. Éstas mostraron un crecimiento acelerado acompañado de políticas para reducir la desigualdad y la pobreza, a fin de mejorar la calidad de la educación (Birdsall, Ross y Sabot, 1995). Asimismo, la gran recesión económica de 2009 y su impacto en el crecimiento y la desigualdad dieron como resultado el surgimiento de estudios que han argumentado que la desigualdad del ingreso es un problema para el crecimiento y el desarrollo económicos (Stiglitz, 2013; Piketty, 2014). Por lo tanto, en el contexto de la liberalización de la economía internacional, la teoría tradicional sobre la relación entre la desigualdad del ingreso y el crecimiento económico no ha podido explicar adecuadamente cuál ha sido el impacto de dicha desigualdad en el crecimiento durante las últimas décadas. Lo anterior se da en la medida en que este enfoque no ha logrado capturar una serie de factores que afectan el crecimiento, como el proteccionismo de los países industrializados, las reformas para liberalizar economías en desarrollo, la debilidad institucional, entre otras (Galbraith y Kum, 2003).

Respecto de la pobreza y su relación con el crecimiento económico, Dollar y Kraay (2002), mediante una muestra de 137 países, encontraron una relación positiva entre el incremento del ingreso promedio y el del ingreso del segmento de la población más pobre. Para México, Székely (2005) utilizó 15 bases de datos diferentes y la metodología del Comité Técnico de Medición de la Pobreza de México, a fin de estimar la pobreza en

México de 1950 a 2004. El autor presentó cálculos sobre pobreza alimentaria, por capacidades y patrimonial. En un periodo inicial la pobreza se redujo entre 1954 y 1984, para después permanecer constante entre 1984 y 1994, y se incrementó a partir de 1996. Asimismo, en el trabajo se encuentran correlaciones positivas entre la pobreza y las crisis económicas, así como entre la pobreza y la desigualdad del ingreso. Además del impacto de las recesiones y el incremento del desempleo abierto, la caída de los salarios reales y la informalidad han sido factores decisivos en la concentración del ingreso y, por ende, en el crecimiento de la pobreza (Castro y Nevárez, 2015). En este sentido, Salgado-Vega y Zepeda-Mercado (2012) estudiaron la desigualdad de la distribución del ingreso, con énfasis en su impacto negativo en la acumulación de nivel educativo y, por ende, en el crecimiento económico. Así, la evidencia sugiere que las recesiones económicas experimentadas y el bajo crecimiento del producto interno bruto (PIB) per cápita en México han incrementado la pobreza y la desigualdad en el país. Además de la elevada desigualdad en la economía mexicana, trabajos recientes han mostrado evidencia de la existencia de una subestimación de la desigualdad en México reportada en las encuestas de hogares (Reyes, Teruel y López, 2017). De esta manera, existen indicios de una relación positiva entre la desigualdad del ingreso, la pobreza y el crecimiento económico para la economía mexicana.

Cabe destacar que la estimación del efecto positivo o negativo de la desigualdad en el crecimiento económico ha sido un desafío de la investigación empírica. Esto se debe a que, desde la perspectiva teórica, el efecto de la desigualdad en el crecimiento puede explicarse y modelarse de manera positiva o negativa, dependiendo de los supuestos en que se basan diferentes modelos. Asimismo, las estimaciones empíricas han arrojado resultados en los que la desigualdad y la pobreza pueden influir positiva o negativamente en el crecimiento, con base en las condiciones macroeconómicas y la estructura de la distribución del ingreso de las economías estudiadas. Por lo tanto, esta investigación busca abonar al estudio de la correlación y la causalidad existentes entre el fenómeno de la desigualdad y la pobreza y el crecimiento regional en México, mediante la estimación empírica que arroje información para determinar si la desigualdad del ingreso y la pobreza son un obstáculo para impulsar la expansión de la economía mexicana. El trabajo está estructurado de la siguiente manera: primero, una introducción al tema; la sección I trata sobre la evolución de la desigualdad y el crecimiento en México; la sección II aborda los aspectos teóricos y metodológicos del

análisis; la sección III presenta los resultados econométricos, y, finalmente, en la sección IV se presentan las conclusiones.

### I. EVOLUCIÓN RECENTE DE LA DESIGUALDAD Y LA POBREZA EN MÉXICO

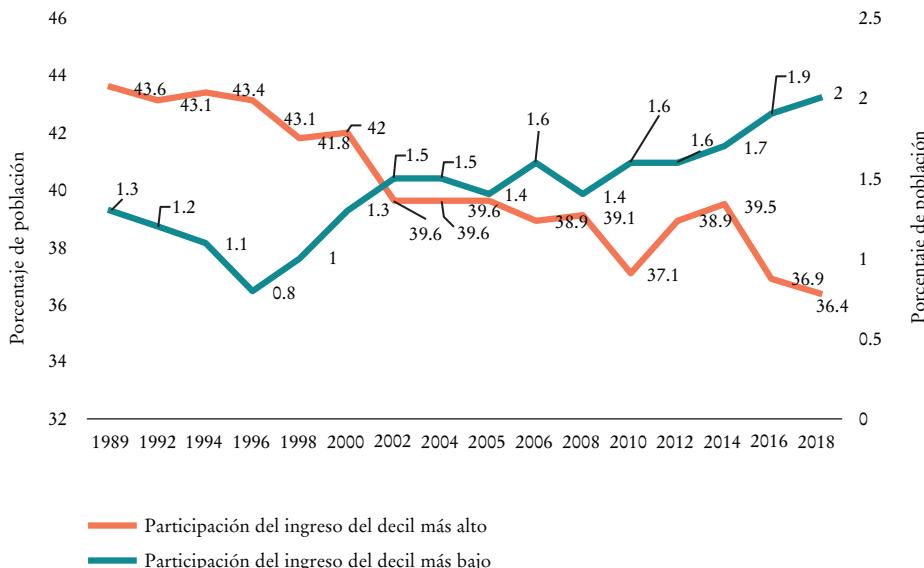
Los estudios sobre la desigualdad de la distribución del ingreso en México han mostrado la existencia de una elevada y constante concentración del ingreso. De acuerdo con el Banco Mundial, el coeficiente de Gini para México muestra una creciente desigualdad del ingreso hasta 1996, cuando el coeficiente alcanzó el valor de 54.8; a partir de ese año se aprecia una tendencia decreciente hasta 2018 (gráfica 1). Esto se corrobora con el incremento del primer decil de ingreso como proporción del ingreso total, que pasó de 1.3% en 1989 a 2% en 2018. Por su parte, la participación del último decil se mantuvo entre 43.6 y 43.4% de 1989 a 1996, pero a partir de ese año se

GRÁFICA 1. México: evolución del índice de Gini  
y del PIB per cápita, 1989-2019



FUENTE: elaboración propia con datos de Banco de Información Económica y la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) de 2018 del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI).

GRÁFICA 2. *Participación porcentual del ingreso del primer y el último deciles de la población*



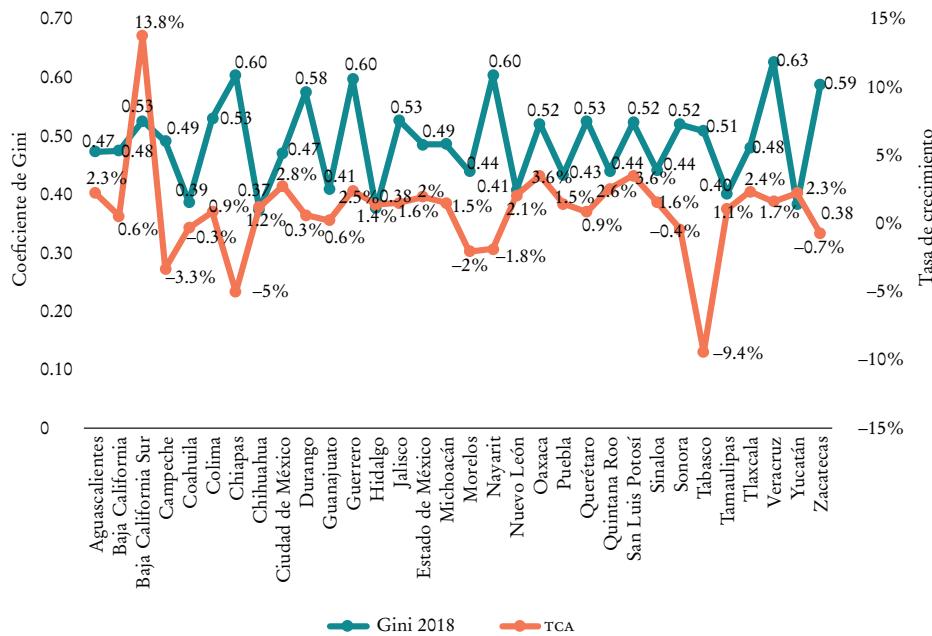
FUENTE: elaboración propia con datos del Banco de Información Económica y la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) de 2018 del INEGI.

observa una caída del ingreso del decil más alto en el total del ingreso (gráfica 2). En todo caso, es importante destacar que el nivel de desigualdad del ingreso en México es muy elevado y puede frenar las posibilidades de expansión del crecimiento económico al restringir el consumo y la inversión.

De acuerdo con Cortés (2013), el deterioro en la distribución del ingreso a principios de la década de los noventa sugiere que el modelo económico de liberalización económica y del comercio seguido por México estuvo acompañado de niveles elevados de desigualdad del ingreso. El autor señala que la reducción de la desigualdad experimentada a partir de la década del 2000 se relaciona con diversos procesos que han estado vinculados con las transferencias monetarias de los programas sociales y las estrategias familiares de empleo para sostener el ingreso.

Respecto del crecimiento del PIB per cápita, se aprecia una tendencia decreciente en el periodo. Asimismo, se observan tasas negativas de crecimiento del PIB per cápita en 2002 y 2008 (gráfica 1). De esta manera, se aprecia que la leve reducción de la desigualdad experimentada en el periodo

GRÁFICA 3. *Coeficiente de Gini y tasa de crecimiento anual (TCA) del PIB per cápita estatales, 2018*



FUENTE: elaboración propia con datos del Banco de Información Económica y la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) de 2018 del INEGI.

se combinó con una ligera caída del ritmo del crecimiento de la actividad económica. En la medida en que se aprecia un movimiento oscilatorio de ambas variables, resulta relevante analizar, mediante un modelo econométrico, la relación entre el crecimiento económico, la desigualdad del ingreso en México y la pobreza, incluyendo algunas variables de control que permitan incluir otros factores que afectan el crecimiento en el contexto de la desigualdad.

Sobre el PIB per cápita y el coeficiente de Gini a escala estatal, no se observa una clara relación entre la concentración del ingreso y el crecimiento del PIB per cápita. Sin embargo, varios estados muestran coeficientes de Gini más elevados, combinados con bajas tasas de crecimiento del PIB per cápita. Éste es el caso de Sinaloa, Aguascalientes, Oaxaca y Chiapas, que en 2018 mostraron elevados coeficientes de Gini y bajas tasas relativas de crecimiento del PIB per cápita. En particular se aprecia el caso de Chiapas, que exhibió un

coeficiente de Gini de 0.6 y una tasa negativa de crecimiento del PIB per cápita de -5% (gráfica 3). Por su parte, Querétaro tuvo un coeficiente de Gini de 0.53 y una tasa de crecimiento de 0.9%; la Ciudad de México, 0.47 y 2.8%; Puebla, 0.43 y 1.5%, y el Estado de México, 0.49 y 2%, respectivamente. Aquí se muestran menores niveles de desigualdad del ingreso y más rápido crecimiento del PIB per cápita.

Adicionalmente, si se considera la brecha del ingreso entre el decil más elevado de éste y el más bajo en 2018, Oaxaca tuvo la mayor brecha, siendo 28.3 veces más alto el ingreso del decil con mayores ingresos. En ese mismo año, la tasa de crecimiento del PIB per cápita fue de 0.2% (cuadro 1). En términos de la brecha de ingresos, le siguen los estados de San Luis Potosí, Nayarit, Michoacán, Chiapas y Chihuahua, con brechas muy elevadas. Por su parte la tasa de crecimiento del PIB per cápita de tales entidades revela diferentes ritmos de crecimiento. Por una parte, Nayarit y Chiapas mostraron tasas de crecimiento negativas y, por otra, San Luis Potosí tuvo una tasa de crecimiento positiva de 3.6 por ciento.

CUADRO 1. *Estados con una mayor brecha de ingresos entre el último y el primer deciles de ingresos y tasas de crecimiento del PIB per cápita, 2018*

Estados	I/XI	PIB per cápita
Oaxaca	28.297	0.2%
San Luis Potosí	25.332	6.3%
Nayarit	23.579	-2.3%
Michoacán	20.027	3.8%
Chiapas	19.998	-8.7%
Chihuahua	19.037	3.0%
Yucatán	18.076	4.7%
Sonora	17.474	-2.2%
Hidalgo	17.364	0.5%
Campeche	16.866	-16.2%
Aguascalientes	16.554	3.0%
Sinaloa	16.539	1.8%
Nuevo León	14.918	4.3%
Tabasco	13.686	-15.6%

FUENTE: elaboración propia con datos del Banco de Información Económica y la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) de 2018 del INEGI.

Finalmente, otro aspecto destacado de la distribución del ingreso en México es el elevado porcentaje de la población en situación de pobreza. De acuerdo con datos del Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (Coneval, 2018), en 2008 existían 49.5 millones de personas en situación de pobreza, que representaban 44.4% de la población. Para 2018, esta proporción se elevó a 52.4 millones, aunque su porcentaje en el total de la población se redujo a 42.2%. Los estados que exhibieron niveles más elevados de pobreza en el periodo fueron Chiapas, Guerrero y Oaxaca (Coneval, 2018).

De esta manera, se aprecia que algunas entidades muestran una relación inversa entre el crecimiento económico y los niveles de desigualdad del ingreso y de la pobreza, aunque no todos los estados se comportan con esta tendencia. A fin de tener una mejor aproximación a la relación entre la desigualdad del ingreso y el crecimiento económico, desde el punto de vista regional en México, a continuación se presentan los principales argumentos teóricos sobre el impacto de la desigualdad y la pobreza en el crecimiento.

### *1. Debate sobre la desigualdad, la pobreza y el crecimiento económico*

La relación entre desigualdad del ingreso y crecimiento económico ha sido un tema ampliamente tratado en el análisis económico. Sin embargo, todavía no existe un consenso claro de cuál es el impacto de la desigualdad en el crecimiento económico, cómo se origina y cuáles son las consecuencias económicas de la dinámica de la relación entre ambos procesos. El desarrollo teórico de Kuznets (1955) consideró que en el corto plazo existía una relación inicial positiva entre el aumento de la desigualdad y el crecimiento económico. Este hecho estilizado fue tratado como una ley económica; sin embargo, no existen suficientes bases de datos longitudinales sobre la desigualdad que permitan presentar con claridad las tendencias de este fenómeno en el mundo (Galbraith y Kum, 2003). Asimismo, el rápido crecimiento de las economías del sur de Asia, acompañado de un bajo nivel de desigualdad del ingreso en la década de los sesenta, y tanto el lento crecimiento como la elevada desigualdad de las economías latinoamericanas pusieron en entredicho tal enfoque teórico.

Como resultado, se generó un nuevo interés en el análisis de la relación entre estas dos variables. Las contribuciones al análisis han mostrado que la

interacción es compleja y existen diferentes canales por los cuales la desigualdad puede afectar el crecimiento, en el corto y el largo plazos. En términos generales, la literatura sobre la relación entre desigualdad y crecimiento económico sugiere que el impacto de la desigualdad se vincula con el comportamiento económico de los grupos por niveles de ingresos. De esta manera, los grupos localizados en el fondo de la distribución del ingreso probablemente no puedan contribuir al proceso de inversión para impulsar el crecimiento, lo que determina una condición de suboptimalidad en el proceso de producción (Voitsovsky, 2009).

En este sentido, también se ha señalado que los grupos de la población que reciben menos ingresos en regiones o países no tienen acceso a recursos, créditos o seguros. Debido a que el sistema financiero es imperfecto, la posibilidad de disponibilidad de recursos financieros depende de los niveles de riqueza. El resultado es la imposibilidad de financiar proyectos que permitan inversiones elevadas y con suficiente rentabilidad (Rosenzweig y Binswanger, 1993). Asimismo, los trabajadores del fondo de la distribución del ingreso generalmente reciben menores retornos al trabajo; por lo tanto, aplican menos esfuerzo y son menos productivos.

Algunos enfoques consideran que los efectos positivos de la desigualdad en el crecimiento parten de asumir que las funciones de ahorro son convexas respecto de la riqueza, y por lo tanto mayores niveles de desigualdad son asociados con niveles de ahorro agregado más amplios, lo que contribuye a la inversión y al crecimiento económico (Halter, Oechslin y Zweimüller, 2014). No obstante, se ha señalado que el efecto de la distribución del ingreso está relacionado fundamentalmente con el tamaño y el ingreso de la clase media. Así, una de las implicaciones de la pobreza y la desigualdad del ingreso es la falta de demanda interna que reduce la posibilidad de expansión de la inversión, la innovación tecnológica y la producción (Foellmi y Zweimüller, 2006). Desde la perspectiva de política económica, la distribución del ingreso óptima resulta de tener una elevada proporción de población de ingreso medio que permita la innovación y la producción con economías de escala.

En ese sentido, Banerjee y Duflo (2003) desarrollaron un modelo no lineal, en el que la relación entre los niveles de desigualdad y el crecimiento económico presenta una U invertida. De esta manera, los cambios en la desigualdad de los segmentos extremos tienden a generar menores niveles de crecimiento. Por ello, los autores concluyen que los cambios en la desigualdad de corto plazo pueden estar asociados con menor crecimiento econó-

mico. No obstante, los cambios que llevan la desigualdad a niveles intermedios pueden tener un efecto positivo en el crecimiento.

Otro factor negativo de la desigualdad del ingreso se relaciona con la volatilidad macroeconómica. Así, el impacto de la desigualdad en el crecimiento económico también se vincula con la inestabilidad política, ya que la concentración del ingreso puede generar fluctuaciones económicas y sociales. En particular, el efecto de la desigualdad puede producir diferencias en el acceso al capital, lo que podría generar movimientos cíclicos del crédito y la inversión (Aghion, Caroli y Garcia-Penalosa, 1999). Por su parte, Castelló y Doménech (2002) correlacionan el coeficiente de Gini con indicadores de la desigualdad del capital humano fundamentados en el éxito escolar, para 116 países de 1960 a 1990. Los autores consideran que dichos indicadores complementan la información sobre la desigualdad del ingreso, debido a la relación inversa entre el capital humano y el coeficiente de Gini. Los resultados indican que la desigualdad en el nivel educativo es relevante para el crecimiento económico.

Asimismo, se han desarrollado enfoques que tratan de conciliar la teoría tradicional sobre el impacto de la desigualdad del ingreso en el crecimiento económico. Éste es el caso de Galor (2000), que plantea una perspectiva que sintetiza los enfoques de demanda agregada como el de Kaldor (1957), en el que mayores concentraciones de ingreso generan más ahorro y acumulación de capital, desde un enfoque de autores que asumen que la concentración del ingreso también crea una volatilidad económica, genera una mayor demanda del votante medio para redistribuir el ingreso y fomenta la existencia de mercados de capital imperfectos (Alesina y Rodrik, 1994). De esta manera, desde dicho planteamiento, en las etapas iniciales de crecimiento, la mayor desigualdad del ingreso puede impulsar el crecimiento en la medida en que existe la necesidad de generar ahorro y una mayor acumulación de capital para el desarrollo industrial. Pero en las etapas más avanzadas del desarrollo, el capital humano se vuelve el motor del crecimiento, y la mayor igualdad del ingreso apoya este proceso, al limitar que las imperfecciones del mercado de capital y las restricciones de crédito se conviertan en un factor que impida el crecimiento de la economía.

Finalmente, la política impositiva para redistribuir el ingreso puede tener consecuencias opuestas dependiendo de las características del crecimiento económico de cada país. En un contexto de crecimiento basado en la inversión de los grupos de altos niveles de ingreso y ahorro, impuestos

a este sector podrían reducir el ritmo de crecimiento económico. Otro escenario podría ser el de un sector elevado de clase media susceptible a votar por la redistribución del ingreso, lo que permitiría estimular el consumo y la inversión. De esta manera, la teoría brinda diferentes enfoques que subrayan los canales por los cuales la desigualdad puede afectar el crecimiento económico, tanto en el corto como en el largo plazos.

Respecto de la relación entre pobreza y crecimiento económico, también existen diversas posturas sobre la causalidad entre ambas variables. Una gran parte de la literatura sobre la relación entre el impacto del crecimiento en los niveles de pobreza considera que el primero favorece la reducción de la pobreza, siempre que la elasticidad de la parte baja de los ingresos esté arriba de la unidad (Santos, Dabus y Delbianco, 2019). Dollar y Kraay (2002) sugirieron que con el crecimiento el ingreso de la población pobre se incrementa más que el ingreso promedio. No obstante, Ravallion (2001) considera que, aunque la elasticidad sea igual a la unidad, los ingresos de los segmentos más elevados tendrán mayores ganancias relativas que los segmentos de los ingresos más bajos.

Adicionalmente, en la literatura se ha señalado que existe una relación triangular determinada conjuntamente entre desigualdad, pobreza y crecimiento económico (Bourguignon, 2004). No obstante, aunque los tres están determinados estadísticamente de manera mecánica, los procesos subyacentes se determinan por la interacción de comportamientos individuales a escala microeconómica (Ferreira, 2010). De esta manera, aunque existen trabajos que sugieren una relación negativa entre la reducción de la pobreza y el crecimiento económico, medida por la elasticidad de la pobreza respecto del crecimiento, también se ha subrayado que, mientras más elevada sea la desigualdad de ingreso, la elasticidad será menor, y la pobreza y el crecimiento podrían estar correlacionados positivamente. Por ello, resulta relevante analizar la correlación entre pobreza y crecimiento en un contexto que incluya la desigualdad del ingreso.

## II. ESTRATEGIA ECONOMÉTRICA

Existe una cantidad importante de estudios empíricos sobre la relación entre el crecimiento económico, la desigualdad del ingreso y la pobreza. Cabe destacar que los resultados de las investigaciones empíricas no han propor-

cionado conclusiones definitivas. Los estudios han usado diferentes metodologías de estimación a fin de analizar la correlación que la desigualdad del ingreso y la pobreza tienen con el crecimiento económico, como los modelos de sección cruzada, los modelos panel de efectos fijos y aleatorios, y los modelos de panel dinámicos. Asimismo, se han utilizado diferentes bases de datos y variables de control, lo que ha determinado una relativa heterogeneidad de los resultados.

Desde la perspectiva de la redistribución del ingreso, Alesina y Perotti (1994) analizaron los problemas en el crecimiento económico que surgen de políticas redistributivas del ingreso, en el marco de un modelo de desarrollo endógeno con dos agentes: trabajadores y capitalistas. La estimación empírica se basa en un modelo de regresión de sección cruzada para 67 países entre 1960 y 1985. Sus resultados muestran que países con sistemas democráticos y con una distribución inequitativa del ingreso exhiben un mayor crecimiento económico. Lo anterior es resultado de una mayor presión de la clase trabajadora para imponer impuestos más altos al capital. El nivel más elevado del ingreso de la clase trabajadora compensa los efectos negativos de la distribución del ingreso en el crecimiento. Específicamente, los resultados empíricos muestran que una redistribución del ingreso del quintil más alto del ingreso al quintil de la clase media impulsa el crecimiento económico.

Por su parte, Birdsall, Ross y Sabot (1995) realizaron estimaciones de sección cruzada para países del Sudeste Asiático de 1965 a 1987. Los resultados fueron consistentes respecto de la correlación positiva entre menor desigualdad y crecimiento económico. Con base en esto, los autores concluyen que las políticas para promover el crecimiento económico, particularmente las relacionadas con la inversión en educación, son fundamentales para impulsar el crecimiento.

Otros autores, como Forbes (2000), han utilizado estimaciones de panel con el argumento de que esta metodología permite controlar por los efectos específicos no variables en el tiempo en las regiones consideradas, lo que puede eliminar una fuente potencial del sesgo de variables omitidas. Los resultados de la estimación sugieren que un incremento en el nivel de desigualdad en el corto plazo tiene una relación positiva con el crecimiento económico.

Barro (2000 y 2008) utiliza tres períodos para analizar el efecto de la escolaridad, la fertilidad y la desigualdad en el crecimiento a largo plazo, para un conjunto de 84 países. Se aplica una estimación econométrica de panel para

países desarrollados y en desarrollo. Los resultados muestran que la desigualdad genera un crecimiento más lento en países en desarrollo y lo acelera en países desarrollados. Además, Barro también utilizó regresiones de mínimos cuadrados en tres etapas para el análisis de países en años específicos en relación con los paneles de las décadas de 1960, 1970, 1980, 1990 y 2000. Los resultados muestran efectos negativos de la desigualdad del ingreso, que se reducen cuando crece el PIB per cápita en los países más ricos.

Castelló y Doménech (2002) estudiaron el impacto de la desigualdad del ingreso y el capital humano sobre el crecimiento económico, para un conjunto de 108 países durante 1960-2000. Los resultados de las estimaciones de sección cruzada indicaron que los coeficientes del ingreso per cápita y la desigualdad del ingreso fueron negativos y estadísticamente significativos. No obstante, cuando se incluyen otras variables dicotómicas explicativas y el coeficiente de Gini del capital humano por regiones, los resultados muestran un efecto positivo de la desigualdad del ingreso en el crecimiento.

Banerjee y Duflo (2003) aplicaron un panel de efectos aleatorios en una base de datos para 45 países en cinco períodos entre 1965 y 1995. Los resultados indican la existencia no lineal de la desigualdad en el crecimiento, con una función en forma de U invertida de los cambios de la desigualdad. Por lo tanto, los resultados son contrastantes y dependen de las diferentes estimaciones de los niveles de desigualdad.

Knowles (2005) encuentra que la relación negativa entre la desigualdad del ingreso y el crecimiento para una muestra internacional de países no es robusta. El autor estimó un análisis de regresión de sección cruzada para países con una base de datos que incluye la desigualdad del gasto para países en desarrollo. En este caso, las regresiones resultaron estadísticamente significativas, al mostrar que la desigualdad tiene una relación inversa con el crecimiento económico. Frank (2009) utilizó un modelo de panel dinámico a fin de analizar el efecto de la desigualdad en el crecimiento. Los resultados obtenidos indican que en el largo plazo existe una relación positiva entre la desigualdad del ingreso y el crecimiento económico, originada por la concentración del ingreso en los segmentos más elevados de su distribución.

Por su parte, Breunig y Majeed (2020) resaltaron la importancia de analizar el efecto de la desigualdad en el crecimiento, incluyendo también el efecto de la pobreza. Con datos de 152 países para períodos de cinco años entre 1956 y 2011, estimaron un modelo de panel dinámico. Los resultados indicaron que la desigualdad tiene un efecto negativo sobre el crecimiento. No

obstante, cuando se incluyen las variables de desigualdad y pobreza, se aprecia que el efecto negativo de la desigualdad se concentra en países con altos niveles de pobreza.

La literatura de los estudios sobre la relación entre pobreza y crecimiento económico en México no es muy prolífica. Hernández-Laos (2010) realizó una descomposición mediante un algoritmo para separar los efectos de crecimiento y distribución en la reducción de la pobreza. El autor encontró que en 1992-2006 el crecimiento económico tuvo un efecto positivo sobre la reducción de la pobreza. Por su parte, Esquivel (2015) demostró que la tasa de crecimiento de ingreso per cápita entre 1992 y 2012 fue de 1.17%, mientras que la pobreza patrimonial, la de capacidades y la alimentaria no experimentaron mejoría, por lo que concluye que el crecimiento no ha reducido la pobreza. Por su parte, Campos y Monroy (2016) analizaron la relación entre la pobreza y el crecimiento económico con un modelo de mínimos cuadrados con datos desagregados al nivel estatal para 2000-2012 y no encontraron una correlación significativa, aunque al comparar cambios trimestrales entre 2005-2014 sí hallaron impactos del crecimiento en la reducción de la pobreza. Finalmente, Garza-Rodríguez (2018) estimó la correlación y la causalidad entre la pobreza y el crecimiento en el largo plazo mediante un modelo de corrección de error y la prueba de causalidad de Granger. Los resultados sugieren que existe una relación de largo plazo entre el incremento del consumo per cápita, la reducción de la pobreza y el crecimiento económico; además existe una causalidad bidireccional entre las dos variables.

De la revisión de algunas de las investigaciones representativas del estudio de la relación entre desigualdad, pobreza y crecimiento, es posible concluir que existe una falta de resultados consistentes para el vínculo entre crecimiento económico y concentración del ingreso. En los estudios realizados recientemente, las estimaciones arrojan diferentes resultados en función de las diversas características de las bases de datos y de las diferentes técnicas econométricas. No obstante, existe cierto acuerdo en que la desigualdad y la pobreza pueden afectar negativamente el crecimiento económico, dependiendo de las características del desarrollo económico de las regiones analizadas.

### *1. Análisis de la cointegración del panel*

Con la finalidad de analizar la correlación y la causalidad de la desigualdad y la pobreza respecto del crecimiento económico a escala regional, en este

trabajo la metodología de estimación se basa en el análisis de cointegración y estimación de una ecuación de largo plazo, para una base de datos de panel. Dicha metodología requiere probar si las series de las variables utilizadas en el modelo tienen o no una raíz unitaria. Se ha demostrado que los datos de series temporales agrupadas también pueden mostrar una tendencia temporal y, por lo tanto, podrían no ser estacionarios. Como resultado, las estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios tienen la posibilidad de ser espurias. Con el fin de evitar errores de especificación errónea, varios autores han desarrollado pruebas de raíz unitarias de diversas series para estructuras de datos de paneles. Las pruebas se dividen en dos tipos. Breitung (2001); Levin, Lin y Chu (2002), e Im, Pesaran y Shin (2003) utilizan pruebas de Augmented Dickey Fuller (ADF), mientras que Maddala y Wu (1999); Choi (2001), y Hadri (2002) utilizan pruebas Phillip-Perron (PP). La especificación de las pruebas se presenta formalmente en un proceso AR(1) para los datos del panel de la siguiente manera:

$$\Delta y_{it} = \rho y_{it-1} + \sum \beta_{ij} \Delta y_{it-1} + X_{it} \delta + \nu_{it} \quad (1)$$

Donde  $y_{it}$  es la variable agrupada;  $X_{it}$  corresponde a la variable exógena (efectos fijos geográficos y tendencia unitaria de tiempo), y  $\nu_{it}$  equivale al término de error (perturbaciones independientes).

En el modelo, si  $\rho < 1$ , entonces se considera que tiene estacionalidad débil (tendencia), y si  $\rho = 1$ , se supone que tiene una raíz unitaria. Las pruebas Levin-Lin-Chu (LLC) y Breitung asumen que hay un proceso de raíz de unidad común para todas las secciones transversales, con una hipótesis nula similar a la prueba ADF. Por lo tanto, dichas pruebas asumen que  $\alpha = \rho - 1$ , es igual a través de las tres secciones transversales. Sólo la prueba IPS estima una regresión ADF separada para cada una de las tres secciones transversales y, por lo tanto,  $\rho$  podría ser diferente en cada sección transversal.

Adicionalmente, a fin de determinar la existencia de un equilibrio a largo plazo entre las variables incluidas en el modelo, se estimó una prueba de cointegración de panel de acuerdo con la metodología desarrollada por Pedroni (1999), la cual amplió las pruebas de Engle y Granger con el fin de incluir los datos de panel. La prueba analiza si los residuos de las variables están cointegrados  $I(0)$  o no  $I(1)$ . La diferencia es que, para las estadísticas de panel, se supone que el término autorregresivo de primer orden es el mismo para todas las secciones transversales. Por otro lado, cada intercepto

es heterogéneo y los coeficientes de tendencia pueden variar en las secciones transversales. El modelo se especifica de la siguiente manera:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_{i,t} + \beta_{1i}X_{1i,t} + \beta_{2i}X_{2i,t} + \dots + \beta_{Mi}X_{Mi,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Donde se supone que tanto  $y$  como  $X$  están cointegrados del orden uno  $I(1)$ , y los parámetros  $\alpha$  y  $\delta$  son efectos individuales y de tendencia. La hipótesis nula no asume ninguna cointegración de los residuos  $I(1)$  y se prueba al ejecutar una regresión de los residuos  $\varepsilon_{i,t}$  y construir un estadístico de cointegración que varía dependiendo de los valores de  $N$  y  $T$ .

La mayoría de las series temporales económicas es estacionaria en diferencias, por lo tanto, una regresión basada en variables en los niveles producirá resultados no representativos. En consecuencia, las pruebas de Wald para la significancia estadística del coeficiente mostrarán relaciones espurias entre las series. A fin de evitar ese problema, es importante determinar la existencia de un vector de cointegración. Para ello se estimó un modelo de mínimos cuadrados ordinarios totalmente modificado (FMOLS). El método fue desarrollado por Phillips y Hansen (1990) con el objetivo de eliminar la correlación a largo plazo entre los regresores estocásticos y la ecuación de cointegración.

Esta técnica genera estimaciones consistentes de los parámetros y también limita la correlación y la endogeneidad de los regresores. El estimador de este método se considera asintóticamente imparcial, por lo que permite las pruebas Wald estándar. De esta manera, el modelo permite realizar estimaciones de largo plazo del efecto de la desigualdad del ingreso y la pobreza en el crecimiento económico al nivel estatal con base en la ecuación (1) y mediante la metodología FMOLS. Finalmente, también se estimó un modelo dinámico de mínimos cuadrados ordinarios (DOLS), desarrollado por Saikkonen (2002) y Stock y Watson (1993), el cual elimina la endogeneidad asintomática. Esta técnica incluye retrasos en los regresores que se supone que eliminan la correlación a largo plazo de los errores estimados, por lo que complementa y permite contrastar las estimaciones del modelo FMOLS.

Adicionalmente, se utilizó la metodología de la prueba de Granger para un conjunto de datos agrupados de panel, la cual asume que todos los coeficientes son los mismos a lo largo de las secciones cruzadas. El método de estimación se basa en una prueba de hipótesis, a fin de determinar si una serie es útil para pronosticar temporalmente otra, con base en pruebas  $F$  de

los valores rezagados de las dos series y, de esta forma, saber cuál de las dos series genera información estadísticamente significativa sobre los valores futuros de la otra. En este sentido, la metodología nos permitirá aproximarnos a la relación de causalidad entre las variables de desigualdad del ingreso y pobreza respecto del crecimiento económico en México.

## 2. Análisis de cointegración de panel

Con el fin de estudiar el efecto del incremento de la desigualdad en el crecimiento económico en México, se estableció el modelo de panel de cointegración descrito anteriormente. La utilidad de esta metodología se relaciona con la posibilidad de integrar la dimensión regional y la temporalidad, a fin de tener información completa sobre el impacto de la desigualdad del ingreso en el PIB per cápita estatal de la economía mexicana. El análisis econométrico también incluye otras variables que reflejan la distribución del ingreso y que pueden tener un impacto en la dinámica económica. Los datos abarcan los 32 estados que integran México. Con base en la ecuación (1), la ecuación de regresión en el modelo tiene la siguiente especificación:

$$\begin{aligned}
 \ln(PIBpc_{it+1}/PIBpc_{it}) = & \alpha_{it} + \beta_1 \ln(PIBpc_{it}) + \\
 & \beta_2 \ln(Gini_{it}) + \beta_3 \ln(BI_{it}) + \beta_4 \ln(Pob_{it}/Pop_{it}) + \\
 & \beta_5 \ln(X_{it}/PIBpc_{it}) + \beta_6 \ln(IBF_{it}/PIB_{it}) + \beta_7 \ln(Edmsup_{it}) + \hat{\epsilon}
 \end{aligned} \tag{3}$$

Donde  $PIBpc_{it+1}/PIBpc_{it}$  es la tasa anual de crecimiento del PIB per cápita del estado  $i$  en el tiempo  $t$ ;  $PIBpc_{it}$  equivale al PIB per cápita del año inicial;  $Gini_{it}$  corresponde al coeficiente de Gini;  $BI_{it}$  es la brecha de ingreso entre el primer y el noveno deciles de ingreso;  $Pob_{it}/Pop_{it}$  corresponde a la población en situación de pobreza entre el total de la población;  $(X/PIBpc)_{it}$  equivale al valor de las exportaciones sobre el valor del PIB;  $(IBF/PIB)_{it}$  es la proporción del valor de la inversión bruta fija entre el valor del PIB, y  $Edmsup_{it}$  representa la educación media superior.

Los coeficientes de la ecuación permiten estimar el proceso de convergencia en el crecimiento reflejado en el coeficiente del PIB inicial del periodo ( $\beta_1$ ); el impacto de la desigualdad del ingreso mediante el coeficiente de Gini ( $\beta_2$ ) y la brecha del ingreso ( $\beta_3$ ), y el efecto de la pobreza con base en la proporción de la población en situación de pobreza ( $\beta_4$ ). Las variables de control regionales son consideradas incluyendo la proporción de la inversión bruta fija

sobre el PIB y las exportaciones totales respecto del PIB ( $\beta_5$  y  $\beta_6$ ). Finalmente, la educación media superior se considera una variable que permite relacionar el desarrollo del capital humano con el crecimiento económico y se representa con el coeficiente  $\beta_7$ .

La base de datos abarca los 32 estados de México durante 2008-2018 con series bianuales de paneles por estado para el PIB mexicano. El ingreso por deciles de la población y el coeficiente de Gini a escala estatal se obtuvieron de la ENIGH 2018, publicada por el INEGI. El PIB per cápita, la proporción de la inversión fija bruta y las exportaciones entre el PIB por estados se calcularon con datos de las cuentas nacionales publicadas por el INEGI. Las cifras sobre la población se obtuvieron de la información interactiva del Censo de Población y Vivienda del INEGI. La población con educación media superior se adquirió de la Serie de Historia y Pronósticos del Sistema Educativo Nacional publicada por la Secretaría de Educación Pública (SEP), y la información sobre la pobreza al nivel estatal se obtuvo del Coneval.

### III. EVIDENCIA EMPÍRICA SOBRE LA DESIGUALDAD DEL INGRESO Y EL CRECIMIENTO ECONÓMICO

Con la finalidad de estimar las ecuaciones de largo plazo entre la desigualdad del ingreso y la pobreza en relación con el crecimiento económico, se realizaron diferentes pruebas para evaluar la estacionariedad y la cointegración de las variables utilizadas en el modelo de panel. Las pruebas de raíz unitaria de panel consideran el comportamiento asintótico de las series temporales  $T$  y la dimensión de corte transversal  $N$ . Existen diferentes pruebas para medir el comportamiento de los estimadores para paneles no estacionarios. La prueba LLC asume el proceso de raíz de la unidad común y que el retraso  $p$  varía entre los individuos. La hipótesis nula considera que cada serie temporal contiene una raíz unitaria y la hipótesis alternativa es que cada serie temporal es estacionaria. Vale la pena mencionar que esta prueba funciona bien con muestras grandes ( $T$  entre 5 y 250). Sin embargo, una desventaja de la prueba es que asume la independencia transversal.

Para la prueba LLC se estimaron todas las series, tanto en niveles como en primeras diferencias; la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria en un nivel de 5% de confianza fue rechazada para las variables PIB per cápita, proporción de la población en situación de pobreza respecto del total de la

CUADRO 2. *Prueba panel de raíz unitaria<sup>a</sup>*

Variable	Breitung	LLC	Hadri	ADF-Fisher (ADF)	PP-Fisher
Gini	6.08	-156.61*	8.21*	101.79*	141.98*
$D(Gini)$	2.69	-218.17*	7.96*	138.89*	153.05*
$PIBpc$	1.64	-32.17*	6.94*	143.49*	234.96*
$D(PIBpc)$	4.58	-34.72*	9.57*	138.89*	153.05*
Población en pobreza sobre población total	4.20	-16.34*	54.38*	60.8	62.16
$D(\text{Población en pobreza sobre población total})$	1.34	-182.26*	53.83*	138.16*	148.73*
Población con educación media superior	6.28	-10.92*	58.61*	64.29	83.90*
$D(\text{Población con educación media superior})$	4.12	-12.96*	50.61*	92.21*	101.96*
Brecha entre el primer y el noveno deciles de ingresos	11.84	-51.69*	55.72*	75.6	92.65
$D(\text{Brecha entre el primer y el noveno deciles de ingresos})$	4.82	-49.63*	48.25*	103.34*	101.13*
Exportaciones totales como proporción del PIB	5.96	98.09	46.80*	64.42	108.01*
$D(\text{Exportaciones totales como proporción del PIB})$	4.49	68.47	35.79*	101.02*	121.31*
Inversión bruta fija como proporción del PIB	-0.56	-29.28*	57.08	69.86	101.55*
$D(\text{Inversión bruta fija como proporción del PIB})$	3.80	-24.93	51.29	112.35	121.36

<sup>a</sup>  $D$  = primera diferencia; \* indica rechazo de la hipótesis nula de no estacionalidad de LLC, y Breitung de no estacionalidad con una significancia estadística de 1%. Observaciones totales: 155.

FUENTE: elaboración propia.

población, población con educación media superior, brecha entre el primer y el noveno deciles de ingresos e inversión bruta fija como proporción del PIB (cuadro 2). Solamente la serie de las exportaciones totales como proporción del PIB rechazó la hipótesis nula de la existencia de una raíz unitaria tanto en niveles como en primeras diferencias. Con el fin de corroborar las estimaciones de la prueba de raíz unitaria, se llevaron a cabo pruebas adicionales.

Los resultados de la estimación de las pruebas ADF-Fisher y PP-Fisher indicaron que la hipótesis nula de las pruebas de raíz unitaria individuales para todas las secciones transversales fue rechazada en primeras diferencias para las variables dependientes y la independiente, pero no se rechazó la hipótesis nula para la variable  $IBF/PIB$ . Finalmente, se estimó la prueba de Hadri,

cuya hipótesis nula supone que no existe ninguna raíz unitaria en ninguna de las series consideradas (análoga a la prueba unitaria Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin o KPSS para series temporales). Los resultados de la prueba apoyaron las pruebas estimadas anteriormente y no lograron rechazar la hipótesis nula de no raíz unitaria para todas las variables, tanto en niveles como en primeras diferencias.

Debido a que la serie de variables utilizadas en el modelo no presentaba una raíz unitaria, se llevó a cabo un análisis de cointegración de las variables de la serie considerada. Con el objetivo de determinar si hay relaciones cointegrantes en las variables incluidas en el modelo, se estimaron cuatro estadísticos de panel y tres pruebas de estadísticos para grupos de panel. La hipótesis nula de la prueba asume que no existe cointegración contra la alternativa contraria.

El cuadro 3 presenta las pruebas divididas en dos secciones: las estadísticas del panel y las estadísticas de grupos. En la primera prueba, se supone que un término autorregresivo de primer orden es el mismo en todas las secciones transversales, mientras que en el caso de las estadísticas de grupos

CUADRO 3. *Pruebas de cointegración de panel<sup>a</sup>*

<i>Prueba residual de cointegración de Pedroni</i>				
<i>Estadísticos del panel</i>				
	<i>Estadístico</i>	<i>Probabilidad</i>	<i>Estadístico</i>	<i>Probabilidad</i>
Estadístico- $\rho$	5.01	1	5.69	1.00
Estadístico-PP	-8.05	0	7.15	0.53
Estadístico-ADF	-6.19	0	8.35	0.80
<i>Estadísticas de grupos</i>				
Estadístico- $\rho$	6.850282	1		
Estadístico-PP	-29.15821	0		
Estadístico-ADF	-24.68755	0		
<i>Prueba residual de cointegración de Kao (Pedroni)</i>				
	<i>Estadístico-t</i>	<i>Probabilidad</i>		
ADF	-8.73	0		

<sup>a</sup> Pedroni y Kao: hipótesis nula, no cointegración. Alt: cointegración; coeficientes AR comunes (entre dimensiones).

FUENTE: elaboración propia.

el parámetro del término varía en las secciones transversales. Las estimaciones del PP y los estadísticos ADF de panel y de grupos rechazaron la hipótesis nula de no cointegración de las variables del modelo. Así, la prueba Pedroni (1999) de cointegración rechazó que los residuos de la serie estén integrados de orden  $I(1)$ , lo que sugiere la existencia de cointegración del panel. Además, la prueba de Kao, con base en el enfoque básico de Pedroni pero con coeficientes homogéneos, también presentó evidencia de la cointegración de panel de las series del modelo.

Con el fin de determinar las relaciones de cointegración de largo plazo de las variables consideradas, se estimaron dos modelos para obtener ecuaciones de largo plazo. De esta forma, a fin de evitar la endogeneidad de los regresores y la correlación serial y de generar parámetros consistentes, se calculó el FMOLS, desarrollado por Phillips y Hansen (1990). Por ello, en dicho modelo los coeficientes estadísticamente significativos estimados permiten validar la existencia de ecuaciones de cointegración. El modelo arrojó una  $R$  cuadrada de 0.36, lo que significó una bondad de ajuste aceptable (cuadro 4). Las estimaciones indican que los coeficientes de las variables del coeficiente de Gini, el porcentaje de población en pobreza y el porcentaje de inversión bruta fija respecto del PIB mostraron coeficientes negativos, lo que indica una relación inversa con el crecimiento del PIB per cápita. Los coeficientes del indicador de Gini y de pobreza fueron estadísticamente significativos, lo cual sugiere un efecto negativo de estos indicadores en el crecimiento económico de México.

Adicionalmente, se estimó una ecuación de largo plazo basada en un modelo DOLS. Se considera que dicho modelo genera estimadores ponderados consistentes basados en el promedio de la covarianza de cada sector cruzado, por lo que se estima una alternativa a los estimadores FMOLS en el caso de que existan problemas de autocorrelación de sección cruzada (Kao y Chiang, 2001). Las estimaciones muestran resultados similares a los arrojados por el modelo FMOLS, con coeficientes negativos y estadísticamente significativos para el índice de Gini y la proporción de la pobreza respecto del total de la población. No obstante, el coeficiente de la variable de educación media superior mostró un coeficiente positivo y significativo, lo que sugiere que esa variable tiene efectos positivos para el crecimiento del PIB per cápita.

Una vez que se obtuvieron las correlaciones entre las variables, y con el fin de estimar una aproximación a la dirección de la causalidad entre des-

CUADRO 4. *Modelos de panel: FMOLS y DOLS.*  
*Variable dependiente tasa de crecimiento*  
*del PIB per cápita<sup>a</sup>*

Variable	Modelos	
	FMOLS	DOLS
<i>L(PIBpc)</i>	–0.025 –4.449	–0.036 –4.274
<i>L(Gini)</i>	–0.113 –1.886	–0.161 –1.855
<i>L(Brecha entre el primer y el noveno decil de ingresos)</i>	0.009 0.760	0.061 2.728
<i>L(Población en pobreza entre el total de la población)</i>	–0.058 –4.104	–0.084 –4.509
<i>L(Inversión bruta fija como proporción del PIB)</i>	–0.058 –1.559	0.009 0.864
<i>L(Población con educación media superior)</i>	0.017 0.000	0.012 2.211
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.360	0.472
<i>R</i> <sup>2</sup> ajustada	0.310	0.381
Promedio variable dependiente	0.013	0.013
Desviación estándar variable dependiente	0.055	0.055

<sup>a</sup> Variables en logaritmos. *t*-estadísticos entre paréntesis; *L*=logaritmo; panel: *N*=32; *T*=32; observaciones=160. \* Nivel de confianza de 1%. \*\* Nivel de confianza de 5 por ciento.

FUENTE: elaboración propia.

igualdad y pobreza respecto del crecimiento de la actividad económica, se estimó la prueba de causalidad de Granger. De esta manera, los coeficientes de correlación estimados en la ecuación de largo plazo se complementan con dicha prueba, que mide la capacidad de predicción de los valores futuros de una serie de tiempo respecto de otra. Los resultados de las direcciones de causalidad de las variables utilizadas en el modelo muestran que la serie del coeficiente de Gini parece tener causalidad en el comportamiento del *PIBpc*. No obstante, la relación entre ambas variables parece ser unidireccional, pues el *PIBpc* no parece pronosticar la desigualdad del ingreso (cuadro 5).

CUADRO 5. *Pruebas de causalidad de Granger<sup>a</sup>*

Hipótesis nula	Estadístico F	Probabilidad
Gini no causa $PIBpc$	3.03	0.049*
Población en pobreza sobre población total no causa $PIBpc$	9.97	0.002*
Brecha entre el primer y el noveno deciles de ingresos no causa $PIBpc$	1.43	0.25
Población con educación media superior no causa $PIBpc$	0.92	0.34
Inversión bruta fija como proporción del PIB no causa $PIBpc$	0.05	0.81
$PIBpc$ no causa Gini	0.26	0.61
$PIBpc$ no causa población en pobreza sobre población total	19.3	0*
$PIBpc$ no causa brecha entre el primer y el noveno decil de ingresos	2.79	0.09
$PIBpc$ no causa población con educación media superior	0.45	0.50
$PIBpc$ no causa inversión bruta fija como proporción del PIB	0.92	0.34

<sup>a</sup> \* Valores  $P$  superiores a 0.05 significan rechazo a la hipótesis nula.

Por su parte, de acuerdo con las pruebas  $F$  y el valor  $P$  de la prueba, la causalidad entre la pobreza y el  $PIBpc$  resultó ser bidireccional, ya que la pobreza parece tener efecto en el  $PIBpc$ , así como el  $PIBpc$  en la pobreza. El resto de las variables incluidas en el modelo tuvieron estadísticos  $F$  que no pudieron rechazar la hipótesis nula de no causalidad a 5% del nivel de confianza.

Por lo tanto, es posible señalar que para la muestra de panel en los estados en México el crecimiento per cápita de la economía está correlacionado negativamente por las variables relacionadas con la desigualdad del ingreso y la pobreza. Además, la prueba de Granger indicó que la causalidad va en dirección de la pobreza y la desigualdad hacia el crecimiento del PIB per cápita. Por su parte, la inversión bruta fija como proporción del PIB y la educación media superior muestran un impacto positivo para el crecimiento económico, aunque su relación de causalidad quedó indeterminada en el modelo.

#### IV. CONCLUSIONES

La economía mexicana ha experimentado un crecimiento moderado de la actividad económica. No obstante, la brecha entre el ingreso y la desigualdad no ha podido ser abatida. Las recesiones económicas, el incremento del des-

empleo, la caída de los salarios reales y la informalidad han sido factores decisivos de la concentración del ingreso y el crecimiento de la pobreza. La desigualdad del ingreso en México ha sido crónica y no parece haber sido un factor para impulsar el crecimiento económico del país.

Los estudios sobre la relación entre la desigualdad y el crecimiento económico han sido controvertidos debido a que no existe un enfoque teórico predominante que explique el posible impacto de la desigualdad en el crecimiento. La perspectiva tradicional considera positiva la concentración del ingreso en el estímulo a la expansión económica en el corto plazo. No obstante, la evidencia empírica de los países asiáticos determinó una conceptualización y un análisis empírico nuevos de dicha relación.

Los diferentes enfoques teóricos reflejan la diversidad de variables que pueden impactar la relación entre la desigualdad y el crecimiento. Por una parte, el crecimiento económico se ve afectado positivamente por la desigualdad, ya que ésta genera mayores niveles de ahorro e inversión en los segmentos elevados de la distribución del ingreso. Por otra parte, se argumenta que el impacto de la distribución del ingreso se relaciona con la dimensión de la clase media, y la posibilidad de redistribuir el ingreso para elevar el consumo y la inversión. En términos generales, algunos autores han propuesto que es posible sintetizar los enfoques en su conjunto, lo que indica que en etapas iniciales de crecimiento la desigualdad de ingreso puede incrementar el crecimiento al promover la acumulación de capital físico. No obstante, en el largo plazo el capital humano y una economía con mejor distribución del ingreso son fundamentales para el crecimiento.

De acuerdo con la evolución del coeficiente de Gini y la brecha de ingreso entre el primero y el último deciles de la distribución, México se caracteriza por tener una desigualdad del ingreso elevada que ha fluctuado de manera relativa y ha tenido una leve tendencia decreciente desde finales de la década de los noventa. Por su parte, el PIB per cápita presenta una tendencia decreciente. Se destaca que, en el periodo de estudio, el PIB per cápita y el coeficiente de Gini a escala estatal no exhiben una correlación definitiva entre la concentración del ingreso y el crecimiento del PIB per cápita, aunque varios estados muestran coeficientes de Gini más elevados que se combinan con bajas tasas de crecimiento del PIB per cápita, lo que sugiere una reacción negativa entre desigualdad y crecimiento a nivel regional.

La metodología de análisis utilizada en este estudio busca retomar la información de sección cruzada y de tiempo en un modelo de panel, pero

además incluye la estimación de largo plazo mediante el análisis de cointegración de panel. Las variables del modelo no presentaron raíces unitarias y el análisis de cointegración indicó la existencia de relaciones de cointegración de panel en las variables.

Las estimaciones de las ecuaciones de largo plazo con base en los modelos FMOLS y DOLS arrojaron coeficientes del coeficiente de Gini y un porcentaje de población en situación de pobreza sobre el total de la población negativos y estadísticamente significativos, lo que indica una relación inversa con el crecimiento del PIB per cápita. Asimismo, la prueba de Granger señala una causalidad unidireccional de la desigualdad y una causalidad bidireccional de la pobreza con el crecimiento del PIB per cápita. Por lo tanto, estos resultados sugieren que la dinámica de crecimiento económico de México puede explicarse, por una parte, con base en el enfoque que considera que la desigualdad y la pobreza pueden ser factores que inhiben la inversión, mediante su impacto en la demanda interna del país; por otra parte, en el modelo DOLS el coeficiente de la variable de educación media superior fue positivo y estadísticamente significativo. Este impacto positivo en el crecimiento económico apoya la visión de que una menor desigualdad del ingreso y de la pobreza podría permitir mayores inversiones en capital humano que, aunadas a las inversiones en capital físico, tienen el potencial de impulsar el crecimiento y el desarrollo económico de México.

De esta manera, los resultados apuntan hacia políticas públicas que permitan reducir la pobreza y la desigualdad del ingreso y mejoren el sistema financiero a fin de eliminar restricciones de crédito para posibilitar el desarrollo de inversiones. Además, una manera decisiva para reducir la desigualdad del ingreso sería ampliar y mejorar los sistemas educativos, particularmente de educación media y superior. Lo anterior permitiría, por un lado, incrementar los ingresos de la población y, por otro lado, expandir la fuerza de trabajo con capacidad de generar mayor valor agregado y crecimiento de la economía.

#### REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aghion, P., Caroli, E., y García-Penalosa, C. (1999). Inequality and economic growth: The perspective of the new growth theories. *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1615-1660. Recuperado de: <http://nrs.harvard.edu/urn-3:HUL.InstRepos:12502063>

- Aiyar, M. S., y Ebeke, M. C. H. (2019). *Inequality of Opportunity, Inequality of Income and Economic Growth* (working paper, WP/19/34). Washington, D. C.: FMI.
- Alesina, A., y Perotti, R. (1994). The political economy of growth: A critical survey of the recent literature. *The World Bank Economic Review*, 8(3), 351-371. Recuperado de: <https://doi.org/10.1093/wber/8.3.351>
- Alesina, A., y Rodrik, D. (1994). Distributive politics and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 109(2), 465-490. Recuperado de: <http://nrs.harvard.edu/urn-3:HUL.InstRepos:4551798>
- Banerjee, A. V., y Duflo, E. (2003). Inequality and growth: What can the data say? *Journal of Economic Growth*, 8(3), 267-299. Recuperado de: <https://doi.org/10.1023/A:1026205114860>
- Barro, R. J. (2000). Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economic Growth*, 5(1), 5-32. Recuperado de: <https://doi.org/10.1023/A:1009850119329>
- Barro, R. J. (2008). *Inequality and Growth Revisited* (ADB Working Paper Series on Regional Economic Integration, 11). Manila: ADB. Recuperado de: <http://hdl.handle.net/11540/1762>
- Birdsall, N., Ross, D., y Sabot, R. (1995). Inequality and growth reconsidered: Lessons from East Asia. *The World Bank Economic Review*, 9(3), 477-508. Recuperado de: <https://doi.org/10.1093/wber/9.3.477>
- Bourguignon, F. (2004). *The Poverty-Growth-Inequality Triangle* (working paper, 125). Nueva Delhi: Indian Council for Research on International Economic Relations.
- Breitung, J. (2001). The local power of some unit root tests for panel data. En B. H. Baltagi (ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels* (pp. 161-167). Bingley: Emerald Group Publishing Limited. Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15006-6](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15006-6)
- Breunig, R., y Majeed, O. (2020). Inequality, poverty and economic growth. *International Economics*, 161, 83-99. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2019.11.005>
- Campos Vázquez, R. M., y Monroy-Gómez-Franco, L. A. (2016). La relación entre crecimiento económico y pobreza en México. *Investigación económica*, 75(298), 77-113.
- Castelló, A., y Doménech, R. (2002). Human capital inequality and economic growth: Some new evidence. *The Economic Journal*, 112(478), C187-C200. Recuperado de: <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00024>

- Castro, M. C., y Nevárez, J. B. (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(2), 219-249. Recuperado de: <http://dx.doi.org/10.1016/j.cya.2015.05.003>
- Choi, I. (2001). Unit root tests for panel data. *Journal of International Money and Finance*, 20(2), 249-272. Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/S0261-5606\(00\)00048-6](https://doi.org/10.1016/S0261-5606(00)00048-6)
- Cihak, M., y Sahay, R. (2020). *Finance and Inequality*. Washington, D. C.: FMI. Recuperado de: <https://doi.org/10.5089/9781513526546.006>
- Coneval (2018). *Pobreza en México. Resultados de pobreza en México 2018 a nivel nacional y por entidades federativas*. Recuperado de: <https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Paginas/Pobreza-2018.aspx>
- Cortés, F. (2013). Medio siglo de desigualdad en el ingreso en México. *EconomíaUNAM*, 10(29), 12-34. Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/S1665-952X\(13\)72193-5](https://doi.org/10.1016/S1665-952X(13)72193-5)
- Dollar, D., y Kraay, A. (2002). Growth is good for the poor. *Journal of Economic Growth*, 7, 195-225. Recuperado de: <https://doi.org/10.1023/A:1020139631000>
- Esquivel, G. (2015). *Desigualdad extrema en México. Concentración del poder económico y político*. México: Oxfam.
- Ferreira, F. H. (2010). *Distributions in Motion: Economic Growth, Inequality, and Poverty Dynamic* (working paper, 5424). Washington, D. C.: Banco Mundial. Recuperado de: <http://hdl.handle.net/10986/3908>
- Foellmi, R., y Zweimüller, J. (2006). Income distribution and demand induced innovations. *Review of Economic Studies*, 73(4), 941-960. Recuperado de: <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2006.00403.x>
- Forbes, K. J. (2000). A reassessment of the relationship between inequality and growth. *American Economic Review*, 90(4), 869-887. doi: 10.1257/aer.90.4.869
- Frank, M. W. (2009). Inequality and growth in the United States: Evidence from a new state-level panel of income inequality measures. *Economic Inquiry*, 47(1), 55-68. Recuperado de: <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2008.00122.x>
- Galbraith, J. K., y Kum, H. (2003). Inequality and economic growth: A global view based on measures of pay. *CESifo Economic Studies*, 49(4), 527-556. Recuperado de: <https://doi.org/10.1093/cesifo/49.4.527>
- Galor, O. (2000). Income distribution and the process of development.

- European Economic Review*, 44(4-6), 706-712. Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/S0014-2921\(99\)00039-2](https://doi.org/10.1016/S0014-2921(99)00039-2)
- Garza-Rodriguez, J. (2018). Poverty and economic growth in Mexico. *Social Sciences*, 7(10), 183. Recuperado de: <https://ssrn.com/abstract=3614752>
- Hadri, K. (2002). Testing for stationarity in heterogeneous panel data. *The Econometrics Journal*, 3(2), 148-161. Recuperado de: <https://doi.org/10.1111/1368-423X.00043>
- Halter, D., Oechslin, M., y Zweimüller, J. (2014). Inequality and growth: The neglected time dimension. *Journal of Economic Growth*, 19(1), 81-104. Recuperado de: <https://doi.org/10.1007/s10887-013-9099-8>
- Hernández-Laos, E. (2010). Crecimiento, distribución y pobreza (1992-2006). En R. Aparicio, V. Villarespe y C. Urzúa (coords.), *Pobreza en México: magnitud y perfiles* (pp. 43-97). México: Coneval/UNAM/ITESM.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., y Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74. Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- Kaldor, N. (1957). A model of economic growth. *Economic Journal*, 67(268), 591-624. Recuperado de: <https://doi.org/10.2307/2227704>
- Kao, C., y Chiang, M. (2001). On the estimation and inference of a cointegrated regression in panel data. En B. H. Baltagi (ed.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels* (pp. 179-222). Bingley: Emerald Group Publishing Limited.
- Knowles, S. (2005). Inequality and economic growth. The empirical relationship reconsidered in the light of comparable data. *Journal of Development Studies*, 41(1), 135-159. Recuperado de: <https://doi.org/10.1080/0022038042000276590>
- Korzeniewicz, R. P., y Moran, T. P. (2005). Theorizing the relationship between inequality and economic growth. *Theory and Society*, 34(3), 277-316. Recuperado de: <https://doi.org/10.1007/s11186-005-4575-6>
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- Levin, A., Lin, C. F., y Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24. Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(01\)00098-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7)
- Lustig, N. (2015). Most unequal on Earth: Latin America is a region of stark income contrasts but has been making progress. En FMI, *Finance*

- and Development*, September 2015. Washington, D. C.: Recuperado de: <https://doi.org/10.5089/9781484372500.022>
- Maddala, G. S., y 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. Recuperado de: <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631>
- Navarrete, J. E. (2016). ¿Desigualdad y crecimiento? *EconomíaUNAM*, 13(37), 45-73.
- Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1). 653-670. Recuperado de: <https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1653>
- Phillips, P. C. B., y Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of Economic Studies*, 57(1), 99-125. Recuperado de: <https://doi.org/10.2307/2297545>
- Piketty, T. (2014). *El capital en el siglo XXI*. México: Fondo de Cultura Económica.
- Ravallion, M. (2001). Growth, inequality and poverty: Looking beyond averages. *World Development*, 29(11), 1803-1815. Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/S0305-750X\(01\)00072-9](https://doi.org/10.1016/S0305-750X(01)00072-9)
- Reyes, M., Teruel, G., y López, M. (2017). Measuring true income inequality in Mexico. *Latin American Policy*, 8(1), 127-148. Recuperado de: <https://doi.org/10.1111/lamp.12111>
- Rosenzweig, M., y Binswanger H. (1993). Wealth, weather risk and the composition and profitability of agricultural investments. *Economic Journal*, 103(416), 56-78. Recuperado de: <https://doi.org/10.2307/2234337>
- Saikkonen, P. (2002). Estimation and testing of cointegrated systems by an autoregressive approximation. *Econometric Theory*, 8(1), 1-27. doi: 10.1017/S0266466600010720
- Salgado-Vega, J., y Zepeda-Mercado, G. (2012). Desigualdad y crecimiento en México: un análisis por entidad federativa. *Papeles de Población*, 18(71), 213-237. Recuperado de: <https://rppoblacion.uaemex.mx/article/view/8445>
- Santos, M. E., Dabus, C., y Delbianco, F. (2019). Growth and poverty revisited from a multidimensional perspective. *The Journal of*

- Development Studies*, 55(2), 260-277. Recuperado de: <https://doi.org/10.1080/00220388.2017.1393520>
- Stiglitz, J. E. (2013). *The Price of Inequality: How Today's Divided Society Endangers our Future*. Nueva York: W.W. Norton and Company.
- Stock, J. H., y Watson, M. W. (1993). A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated system. *Econometrica*, 61(4), 783-820. Recuperado de: <http://dx.doi.org/10.2307/2951763>
- Székely, M. (2005). Pobreza y desigualdad en México entre 1950 y 2004. *El Trimestre Económico*, 72(288), 913-931. Recuperado de: <https://doi.org/10.20430/ete.v72i288.566>
- Voitchovsky, S. (2009). Inequality and economic growth. En W. Salverda, B. Nolan y T. M. Smeeding (eds.), *The Oxford Handbook of Economic Inequality*. Oxford: Oxford University Press.