

CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772



Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Economía
Sede Bogotá



UNIVERSIDAD
NACIONAL
DE COLOMBIA

ASESORES EXTERNOS

COMITÉ CIENTÍFICO

Ernesto Cárdenas

Pontificia Universidad Javeriana-Cali

José Félix Cataño

Universidad de los Andes

Philippe De Lombaerde

NEOMA Business School y UNU-CRIS

Edith Klimovsky

Universidad Autónoma Metropolitana de México

José Manuel Menudo

Universidad Pablo de Olavide

Gabriel Mías

Universidad Nacional de Colombia

Mauricio Pérez Salazar

Universidad Externado de Colombia

Fábio Waltenberg

Universidade Federal Fluminense de Rio de Janeiro

EQUIPO EDITORIAL

Daniela Cárdenas

Karen Tatiana Rodríguez

María Paula Moreno

Estudiante auxiliar

Proceditor Ltda.

Corrección de estilo, armada electrónica,
finalización de arte, impresión y acabados
Tel. 757 9200, Bogotá D. C.

Gabriela Bautista Rodríguez

Fotografía de la cubierta

Indexación, resúmenes o referencias en

SCOPUS

Thomson Reuters Web of Science

(antiguo ISI)-SciELO Citation Index

ESCI (Emerging Sources Citation Index) - Clarivate Analytics

EBSCO

Publindex - Categoría B - Colciencias

SciELO Social Sciences - Brasil

RePec - Research Papers in Economics

SSRN - Social Sciences Research Network

EconLit - Journal of Economic Literature

IBSS - International Bibliography of the Social Sciences

PAIS International - CSA Public Affairs Information Service

CLASE - Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades

Latindex - Sistema regional de información en línea

HLAS - Handbook of Latin American Studies

DOAJ - Directory of Open Access Journals

CAPEP - Portal Brasileiro de Información Científica

CIBERA - Biblioteca Virtual Iberoamericana España / Portugal

DIALNET - Hemeroteca Virtual

Ulrich's Directory

DOTEC - Documentos Técnicos en Economía - Colombia

LatAm-Studies - Estudios Latinoamericanos

Redalyc

Universidad Nacional de Colombia

Carrera 30 No. 45-03, Edificio 310, primer piso

Correo electrónico: revcuaco_bog@unal.edu.co

Página web: www.ceconomia.unal.edu.co

Teléfono: (571)3165000 ext. 12308, AA. 055051, Bogotá D. C., Colombia

Cuadernos de Economía Vol. 43 No. 92 - 2024

El material de esta revista puede ser reproducido citando la fuente. El contenido de los artículos es responsabilidad de sus autores y no compromete de ninguna manera a la Escuela de Economía, ni a la Facultad de Ciencias Económicas, ni a la Universidad Nacional de Colombia.

UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA

Rectora

Dolly Montoya Castaño

Vicerrector Sede Bogotá

Jaime Franky Rodríguez

FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS

Decana

Liliana Alejandra Chicaiza Becerra

ESCUELA DE ECONOMÍA

Directora

Nancy Milena Hoyos Gómez

CENTRO DE INVESTIGACIONES PARA EL DESARROLLO

- CID

Karoll Gómez

DOCTORADO Y MAESTRÍA EN CIENCIAS ECONÓMICAS Y PROGRAMA CURRICULAR DE ECONOMÍA

Coordinadora

Olga Lucía Manrique

CUADERNOS DE ECONOMÍA

EDITOR

Gonzalo Cómbita

Universidad Nacional de Colombia

CONSEJO EDITORIAL

Juan Carlos Córdoba

Iowa State University

Liliana Chicaiza

Universidad Nacional de Colombia

Paula Herrera Idárraga

Pontificia Universidad Javeriana

Juan Miguel Gallego

Universidad del Rosario

Mario García

Universidad Nacional de Colombia

Iván Hernández

Universidad de Ibagué

Iván Montoya

Universidad Nacional de Colombia, Medellín

Juan Carlos Moreno Bríd

Universidad Nacional Autónoma de México

Manuel Muñoz

Universidad Nacional de Colombia

Ömer Özak

Southern Methodist University

Marla Ripoll

Universidad de Pittsburgh

Juanita Villaveces

Universidad Nacional de Colombia

Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-SinDerivadas 2.5 Colombia.

Usted es libre de:

Compartir - copiar, distribuir, ejecutar y comunicar públicamente la obra

Bajo las condiciones siguientes:

- **Atribución** — Debe reconocer los créditos de la obra de la manera especificada por el autor o el licenciante. Si utiliza parte o la totalidad de esta investigación tiene que especificar la fuente.
- **No Comercial** — No puede utilizar esta obra para fines comerciales.
- **Sin Obras Derivadas** — No se puede alterar, transformar o generar una obra derivada a partir de esta obra.

Los derechos derivados de usos legítimos u otras limitaciones reconocidas por la ley no se ven afectados por lo anterior.



El contenido de los artículos y reseñas publicadas es responsabilidad de los autores y no refleja el punto de vista u opinión de la Escuela de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas o de la Universidad Nacional de Colombia.

The content of all published articles and reviews does not reflect the official opinion of the Faculty of Economic Sciences at the School of Economics, or those of the Universidad Nacional de Colombia. Responsibility for the information and views expressed in the articles and reviews lies entirely with the author(s).

CORRUPCIÓN Y DESIGUALDAD DE INGRESOS EN MÉXICO: ANÁLISIS A NIVEL ENTIDAD FEDERATIVA

Héctor Flores Márquez
Omar Neme Castillo

Flores Márquez, H., & Neme Castillo, O. (2024). Corrupción y desigualdad de ingresos en México: análisis a nivel entidad federativa. *Cuadernos de Economía*, 43(92), 609-637.

Al considerar los altos niveles de corrupción registrados en México y su posible conexión con la desigualdad en la distribución del ingreso, se plantea como objetivo de este trabajo demostrar que la corrupción genera un empeoramiento en la distribución equitativa del ingreso. Se utiliza el método de ecuaciones simultáneas y se estima mediante mínimos cuadrados en dos etapas con componentes en el error (MC2ECE). Al mismo tiempo, se emplea el método generalizado de momentos (GMM, por sus siglas en inglés) y sys-GMM. Se exploran tres medi-

H. Flores Márquez

Benemérita Universidad Autónoma de Puebla, Facultad de Economía, Puebla (México). Correo electrónico: economia.asesor01@correo.buap.mx

O. Neme Castillo

Instituto Politécnico Nacional, Escuela Superior de Economía, Sección de Estudios de Posgrado e Investigación, Ciudad de México (México). Correo electrónico: oneme@ipn.mx

Sugerencia de citación: Flores Márquez, H., & Neme Castillo, O. (2024). Corrupción y desigualdad de ingresos en México: análisis a nivel entidad federativa. *Cuadernos de Economía*, 43(92), 609-637. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v43n92.99376>

Este artículo fue recibido el 7 de noviembre de 2021, ajustado el 19 de octubre de 2023 y su publicación aprobada el 19 de enero de 2024.

ciones diferentes de la desigualdad de ingresos para analizar la sensibilidad de los resultados. Los hallazgos muestran una fuerte evidencia de la conexión positiva de la corrupción con la desigualdad de ingresos en México en el período de 2016-2022, además, se encuentra un efecto no lineal de la corrupción al interior del territorio nacional.

Palabras clave: desigualdad de ingresos; corrupción; MC2ECE; GMM; sys-GMM; distribución del ingreso.

JEL: C01, C26, D31, D63.

Flores Márquez, H., & Neme Castillo, O. (2024). Corruption and income inequality in Mexico: analysis at the federal entity level. *Cuadernos de Economía*, 43(92), 609-637.

Considering the high levels of corruption recorded in Mexico and its possible connection with the unequal distribution of income, the objective is to demonstrate that corruption generates a deterioration in the equitable distribution of income. The simultaneous equations method is used and it is estimated by Two-Stage Least Squares with Error Components (MC2ECE), alternatively the Generalised Method of Moments (GMM) and sys-GMM are used. Three different measures of income inequality are used to analyse the sensitivity of the results. The findings show strong evidence of the positive connection of corruption with income inequality in Mexico, for the period 2016-2022. In addition, a non-linear effect of corruption is found within the national territory.

Keywords: Income inequality; corruption; simultaneous equations; EC2SLS; GMM; sys-GMM; income distribution.

JEL: C01, C26, D31, D63.

INTRODUCCIÓN

En México, la corrupción es un fenómeno presente a lo largo de la historia. La corrupción, además, se ha extendido por distintas actividades en los últimos años. Las formas más comunes en las que se presenta la corrupción son el soborno, el clientelismo, el compadrazgo y el desvío de recursos públicos (Accinelli y Sánchez, 2012).

En el contexto internacional, en el 2022, México se posicionó en el lugar 126 en el ranking del Índice de Percepción de la Corrupción (IPC) de Transparencia Internacional (2022). Se trata de una posición muy por debajo de la media mundial. De entre los países latinoamericanos, comparte posición con Bolivia y es superado por El Salvador, Perú, Panamá, Ecuador, Brasil, Argentina, Colombia, Cuba, Costa Rica, Uruguay y Chile. Solo se encuentra por encima de Nicaragua, Honduras, Guatemala, Paraguay y Venezuela. De este modo, México se cuenta entre las naciones con mayor nivel de percepción de corrupción en América Latina y el mundo.

De acuerdo con la Encuesta Nacional de Calidad e Impacto Gubernamental (ENCIG, 2021), en 2021, el 57,1 % de la población mexicana encuestada consideró a la corrupción como el segundo problema que más le preocupa, solo por debajo de la inseguridad y la delincuencia.

En términos económicos, en 2021, el costo estimado consecuencia de la corrupción por trámites realizados fue cercano a los 9,4 mil millones de pesos; esta cifra, representa un costo promedio por persona de 3044 pesos. En el caso de las empresas, el costo promedio fue de 7419 pesos (ENCIG, 2021).

En el estudio realizado por Casar (2020), se exponen diferentes estimaciones sobre el costo de la corrupción en México. Se menciona el estudio realizado por el director de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE, 2015) para América Latina, que estima una pérdida de entre el 5 % y el 10 % del PIB nacional. La estimación realizada por la organización México ¿Cómo Vamos? sitúa el costo en aproximadamente el 2 % del PIB nacional.

Ciertamente, las cifras de corrupción en México reflejan un problema que preocupa tanto al gobierno en todos sus niveles como a la sociedad en general, en especial porque se reconoce el potencial de la corrupción para incidir en la desigual distribución del ingreso (Kunawotor *et al.*, 2020; Zandi *et al.*, 2022).

La evidencia empírica sugiere que la desigualdad de ingresos ha aumentado en los últimos años tanto en los países industrializados como en los países en desarrollo (Berrittella, 2017; Engler y Weisstanner, 2021; Heimberger, 2020), y México no es la excepción. De entre las naciones que integran la OCDE, México presenta la mayor brecha de ingresos entre los más ricos y los más pobres —esto es, la población que se encuentra en el último decil de ingreso presenta en promedio 30 veces más ingreso que el obtenido por el sector más pobre (OCDE, 2016)—.

Los autores Coffey *et al.* (2020) señalan que en América Latina y el Caribe el 20 % de la población concentra el 83 % de la riqueza. Además, puntualizan que el número de millonarios creció un 285 % en los últimos veinte años: pasó del 27 % al 104 % en el 2019. Simultáneamente, se observa un incremento de la población en situación de pobreza extrema. En el 2019, el 10,7 % de la población en la región vivía en pobreza extrema.

La crisis de desigualdad que permea al mundo no es ajena al país: de acuerdo con Esquivel (2015), la riqueza de los cuatro mexicanos más ricos pasó de representar el 2 % del producto interno bruto (PIB) nacional al 9,5 % en los últimos quince años; en cambio, de 1996 a 2014, el PIB per cápita solo ha tenido un crecimiento del 1 % a tasa anual. El autor menciona que una de las principales razones reside en la política fiscal impuesta por el gobierno de México, la cual favorece a quien más tiene y carece de un sentido progresista, lo que hace que el efecto redistributivo resulte casi nulo.

El incremento en la desigualdad de ingresos tiene un efecto negativo en la sociedad: se asocia con problemas de inestabilidad política, y en consecuencia está ligada con el descontento de la población por el deterioro de las condiciones de vida y la falta de oportunidades de desarrollo (Lustig, 2020).

Por otro lado, Nieto (2021) sugiere que, en México, la corrupción se presenta como un fenómeno arraigado en la sociedad que se manifiesta principalmente en la esfera político-económica. En particular, la corrupción en el país está mediada por relaciones que perpetúan la desigual distribución del ingreso entre la población. El centro de esta mediación son las políticas redistributivas y las decisiones públicas en beneficio de unos cuantos que pertenecen al círculo del poder.

Del mismo modo, Chetwyn *et al.* (2003) describen cómo la corrupción distorsiona las decisiones de gasto público: se prioriza en el gasto en infraestructura o en programas de defensa a costa de los programas sociales que benefician a los grupos de bajos ingresos.

Si se consideran los altos niveles de corrupción registrados en México y su posible conexión con la desigual distribución del ingreso, se plantea como objetivo demostrar que la corrupción genera un empeoramiento en la distribución equitativa del ingreso —esto es, genera una mayor brecha entre el decil de ingreso más rico y el decil de ingreso más pobre—. En particular, se utiliza el método de ecuaciones simultáneas y se estima mediante mínimos cuadrados de dos etapas con componentes en el error (MC2ECE), y alternativamente se utiliza la metodología de panel dinámica del método generalizado de momentos (GMM, por sus siglas en inglés) y sys-GMM para analizar la sensibilidad de los resultados. Este estudio es pertinente dado el contexto de alta corrupción y desigualdad de ingresos de México y los escasos estudios existentes sobre la corrupción en el país. Asimismo, los resultados podrían contribuir al diseño de políticas que reduzcan la corrupción y la desigualdad de ingresos de manera simultánea.

Para determinar la relación entre la corrupción y la desigualdad de ingresos en México, se utilizan datos de las 32 entidades federativas. Se emplean como variables dependientes tres diferentes mediciones de la desigualdad en el ingreso: la primera es el cociente entre el percentil 90 con mayor ingreso y el percentil 10 con menor ingreso (P90/P10); la segunda es el índice de Palma (Palma, 2011); y, por último, el coeficiente de Gini. Como variable explicativa se utiliza el índice de percepción de corrupción por entidad federativa. Esta medición es recogida en la ENCIG (2021), publicada por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). De igual manera, se utilizan variables de control que en la literatura se reconocen por su incidencia en la desigualdad de ingresos. La temporalidad del estudio corresponde al período 2016-2022. Se selecciona este período dada la disponibilidad de los datos, en especial de las variables endógenas P90/P10 y el índice de Palma.

El trabajo se divide en seis secciones: en la siguiente se incluye una revisión de la literatura sobre corrupción y desigualdad de ingresos; en la tercera sección se especifican las variables y los datos utilizados, en la cuarta se presenta el modelo econométrico y se describen las metodologías de estimación, en la quinta se muestran los resultados y, por último, se presentan las conclusiones.

CONEXIÓN ENTRE CORRUPCIÓN Y DESIGUALDAD DE INGRESOS

La literatura que estudia la conexión entre la corrupción y la desigualdad de ingreso diverge en dos enfoques principales: el primero supone la desigualdad de ingresos como un determinante de la corrupción —en otras palabras, la presencia de una desigual distribución del ingreso provoca un entorno propicio para el crecimiento de la corrupción—, y algunos de los autores que comparten esta visión son Apergis, *et al.* (2010), Khan (2022) y Policardo, *et al.* (2019); el segundo enfoque parte de la idea de que la corrupción incide en la brecha de desigualdad de ingresos, y estudios como los de Dobson y Ramlogan (2010) hallan una conexión negativa —es decir que la corrupción reduce la desigualdad en el ingreso en los países de América Latina—. Por otro lado, Zandi *et al.* (2022), en su estudio, encuentra que la corrupción incrementa la desigualdad de ingresos en un grupo de países de Asia. Del mismo modo, Kunawotor *et al.* (2020) examinan el papel de la corrupción como determinante de la desigualdad de ingresos en África, y hallan una relación positiva.

Los diferentes resultados obtenidos en las investigaciones muestran la falta de consenso con respecto a la causalidad entre corrupción y la desigual distribución del ingreso; sin embargo, se admite una causalidad inversa entre estas dos variables (Policardo y Carrera, 2018).

Dentro del enfoque que reconoce a la corrupción como un determinante de la desigualdad de ingresos, se pueden ubicar las investigaciones que aseguran que la

corrupción propicia la desigualdad en el ingreso (Apergis *et al.*, 2010; Gupta *et al.*, 2002; Khan y Naeem, 2020; Kunawotor *et al.*, 2020; Zandi *et al.*, 2022). No obstante, también se encuentran estudios que aseguran que la corrupción disminuye la desigualdad de ingresos y es benéfica para el bienestar social (Keneck *et al.*, 2021; Leff, 2002).

Uno de los mecanismos de afectación más reconocidos de la corrupción sobre la desigualdad de ingresos es el sistema fiscal, que, con presencia de corrupción, toma características menos progresistas, pues favorece principalmente al estrato de mayor ingreso, y facilita la evasión fiscal: genera una afectación en el presupuesto disponible para programas sociales diseñados para atenuar las desigualdades entre la población (Gupta *et al.* 2002). Por ejemplo, Castillo *et al.* (2020) ponen énfasis en la importancia de los programas y las políticas públicas orientadas al cuidado por su capacidad de favorecer la inserción laboral de las personas que se dedican a dicha tarea; esto tiene un efecto que potencializa el ingreso de los hogares y permite reducir las carencias sociales y la desigualdad de ingresos.

Por otro lado, los autores Del Monte y Papagni (2007) señalan el efecto perjudicial de la corrupción en las finanzas públicas cuando aumenta el gasto público y se reduce la efectividad redistributiva. La influencia de grupos de élite en las decisiones públicas permite la distorsión del gasto público para reorientarlo a proyectos que generen mayor rentabilidad y oportunidades de negocio para los grupos mejor situados a costa del interés colectivo. Esta condición genera desigualdad en la propiedad de los activos.

Adicionalmente, Lévêque (2020) resalta que las empresas o individuos mejor conectados con el gobierno pueden obtener información privilegiada que les permite adoptar comportamientos comerciales para maximizar beneficios que, en ausencia de esas conexiones, no sería posible conseguir. La corrupción describe una relación directa entre el Estado y el sector privado que mantiene influencia pública, mientras que el grueso de la sociedad paga los altos costos de estas prácticas, que se traducen en mayor desigualdad de ingresos y de oportunidades en general.

Por otro lado, Robeyns (2019) advierte que los individuos con mayor ingreso invierten parte de su riqueza en la financiación de partidos políticos y candidatos a puestos de elección popular; en esa medida, impulsan una agenda pública que beneficie sus propios intereses. Este comportamiento perpetúa la desigualdad en la sociedad debido a que los beneficios de la acción pública se concentran en el selecto grupo con mayor ingreso.

De acuerdo con el trabajo realizado por Castillo *et al.* (2022), la corrupción fomenta la aparición de individuos con riqueza extrema que utilizan su poder para distorsionar las instituciones político-económicas a su favor; fungen como miembros de una clase de oligarquía y perpetúan la desigual distribución de la riqueza.

Por otra parte, la corrupción afecta la desigualdad de ingresos e inhibe el crecimiento económico. De acuerdo con Hongdao *et al.*, (2018) la corrupción erosiona la calidad de las instituciones que dan certidumbre al mercado y, en consecuencia, distorsiona la decisión de inversión de los empresarios, que, con un clima de mayor incertidumbre, prefieren invertir menos; esto afecta la producción y el empleo y reduce el ingreso de las personas. Además, el bajo crecimiento provocado por la corrupción deriva en tasas de desempleo más altas, lo que empobrece a los sectores más vulnerables. Esas condiciones acentúan la brecha de ingresos existente entre ricos y pobres.

Respecto a la visión que señala que la corrupción reduce la desigualdad de ingresos, su principal argumento se centra en la aparición de la corrupción como un mecanismo que ayuda a superar la rigidez y la ineficiencia de las instituciones, y que mantiene una asignación eficiente de los recursos. Esto es cierto solo en economías con aparatos burocráticos robustos e ineficientes que generan barreras para la actividad económica.

De esta manera, los actos corruptos se presentan como alternativa para superar esas barreras, y provocan una dinamización de la economía. En este contexto, tasas de crecimiento y empleo más altas pueden provocar una reducción en la desigualdad de ingresos (Keneck *et al.*, 2021; Leff, 2002).

DESCRIPCIÓN DE LOS DATOS

Se utiliza un panel de datos balanceado para las 32 entidades federativas de México en el período 2016-2022, y se emplean un total de 3360 observaciones. La base de datos integra información de distintas fuentes: el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), el Consejo de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL), el Consejo Nacional de Población (CONAPO), el instituto mexicano para la competitividad (IMCO), la Fundación Konrad Adenauer México y la Secretaría del Trabajo y Previsión Social (STPS) del gobierno de México. Las variables son utilizadas en logaritmo natural para normalizar su valor y expresar los resultados en elasticidad. El sumario estadístico de las variables utilizadas se presenta en el apéndice (ver cuadro A1).

Variable exógena: desigualdad de ingresos

Esquivel (2010) identifica tres métodos para medir la desigualdad del ingreso en una economía. El primero consiste en establecer indicadores sintéticos; el objetivo al usar este método es capturar la concentración o la desigualdad de ingresos. Estos indicadores suelen presentarse en forma estandarizada para reflejar la magnitud de la desigualdad en una región determinada. Dentro de los indicadores más

utilizados están el coeficiente de Gini¹, el cual toma valores desde 0 —que representa una igualdad perfecta—, a 1 —que representa una desigualdad perfecta—.

En cuanto al segundo método, se usan las mediciones que se centran en los niveles relativos de ingreso entre dos segmentos de la distribución. Los indicadores suelen construirse en forma de cocientes, y destacan esencialmente los niveles relativos de ingreso en dos puntos opuestos de la distribución (Esquivel, 2010). Los indicadores más utilizados son el P90/P10, que es el cociente entre la participación del ingreso del percentil² 90 (con mayor ingreso) y el percentil 10 (con menor ingreso); de esta forma, el cociente refleja el múltiplo de veces del ingreso percibido por la población con mayor ingreso con respecto a la población más pobre.

Una alternativa a esta medición, es el índice de Palma (2011) que se obtiene mediante el cociente entre la participación del ingreso del 10% de la población más rica y el 40% más pobre. Palma (2011) argumenta que la mayor parte de la brecha en la desigualdad del ingreso se concentra en la distribución entre estos dos segmentos de la población.

De acuerdo con Esquivel (2010), el índice de Palma es prácticamente una transformación no lineal del coeficiente de Gini; sin embargo, identifica algunas diferencias: por ejemplo, a medida que el coeficiente de Gini crece, el índice de Palma crece en mayor magnitud. De esta manera, los cambios en el Gini representan una ampliación significativa en la brecha del ingreso entre la población más rica y la más pobre.

Finalmente, para la tercera técnica de medición se usan las tablas de distribución. Piketty (2022) advierte que, para que el cálculo de la desigualdad de ingresos tenga mayor significancia, es necesario separar a la población en tres grandes grupos: el primero comprende al 50% de la población más pobre; el segundo, al 40% de la población entre el percentil 60 y 90; y, el tercero, el 10% más rico. Sin embargo, una limitante de esta división es la falta de precisión sobre los datos de los percentiles con mayores ingresos.

Para el análisis del efecto de la corrupción en la desigualdad de ingresos, se utilizan tres diferentes mediciones que abarcan dos distintos métodos con el fin de probar la robustez de los resultados. Las variables utilizadas son el coeficiente de Gini y los índices de Palma, y el P90/P10.

¹ Según Sen *et al.* (1997), para cualquier distribución de ingresos dada sobre una población con individuos $i = 1, 2, 3, \dots, n$, si y_i es el ingreso para el individuo i , y_j es el ingreso para el individuo j , y el ingreso promedio para esta población es μ , entonces el coeficiente Gini viene dado por:

$$Gini = \left(\frac{1}{2n^2\mu} \right) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|$$

² Los percentiles se construyen al ordenar a la población de forma creciente de acuerdo con su nivel de ingreso, y luego se dividen en cien grupos del mismo tamaño.

Variable endógena: corrupción

La corrupción es un fenómeno difícil de medir puesto que gran parte de los hechos relacionados con actividades corruptas ocurren a la sombra de la legalidad, lo cual imposibilita su observancia y registro adecuado. Por consiguiente, para estimar la ocurrencia de corrupción se ha recurrido a diferentes técnicas que recaban indirectamente su magnitud.

Hay un extenso número de investigaciones que destacan las virtudes y defectos de las diferentes medidas de corrupción. Mungiu y Fazekas (2020) destacan las cuatro formas más habituales de medirla: i) encuestas sobre percepciones de corrupción e incidencia de corrupción auto informada; ii) estadísticas sobre corrupción administrativa (casos de soborno internacional o auditorías aleatorias); iii) indicadores de conexiones políticas o conflictos de intereses a partir de datos administrativos; y iv) indicadores de corrupción a nivel micro (señales de alerta en materia de adquisiciones públicas).

La información disponible para medir la corrupción en México a nivel de entidad federativa se centra en tres fuentes principales: el subíndice de percepción de corrupción, que es parte del Índice de Desarrollo Democrático construido por la Fundación Konrad Adenauer (2019); el Índice de Percepción de Corrupción construido por entidad federativa y recabado a través de la ENCIG (2021), por el INEGI; y el Índice Nacional de Corrupción y Buen Gobierno realizado por la organización Transparencia Mexicana. Sin embargo, este último no cuenta con datos actualizados³.

Para el estudio se utiliza la variable Corr que captura el porcentaje de la población que percibe de manera frecuente o muy frecuente la ocurrencia de hechos de corrupción en su entidad federativa; la escala toma valores del 0 al 100, donde 0 es “ausencia de corrupción” y 100 “un nivel alto de corrupción”. Se espera que el Corr tenga una conexión positiva con la desigualdad de ingresos; esto es, altos niveles de corrupción provocan una distribución del ingreso más desigual en la población.

VARIABLES DE CONTROL

Se incluyen variables de control para considerar otros elementos que pueden alterar significativamente la desigualdad de ingresos a fin de reducir la posibilidad de obtener conclusiones erróneas de los resultados obtenidos. Las variables de control empleadas se seleccionan tomando en cuenta la importancia de su conexión con la desigualdad de ingresos en la literatura.

El producto interno bruto per cápita (PIB_percapita) y el índice de competitividad estatal (ICE) se incluyen para aproximar las condiciones económicas. Kuznets (1955) plantea una relación de U invertida entre la desigualdad de ingresos y el crecimiento económico, pero solamente en etapas tempranas de desarrollo. La

³ El dato más reciente corresponde al año 2010.

inversión en capital físico es el impulsor principal del crecimiento económico, y la desigualdad de ingresos, es el resultado de concentrar los recursos en las personas que más han ahorrado e invertido. De manera contraria, cuando el país alcanza cierto nivel de desarrollo, la adquisición de capital humano toma el lugar del capital físico como principal determinante del crecimiento económico y, por consiguiente, se frena el aumento de la desigualdad de ingresos y se revierte su relación.

En la misma línea, Zhang (2018) ha demostrado que las naciones que transforman y modernizan el sector industrial, aquellas en las que la alta productividad prevalece, el crecimiento económico reduce la desigualdad en el ingreso. Además, Amar y Patrama (2020) exponen que el crecimiento económico permite extender las oportunidades de empleo y de obtener un mayor ingreso, y así reducir la desigualdad de ingresos y la pobreza.

Por otra parte, el gasto público (Gto_pub) es tomado en cuenta por su carácter redistributivo. Ángeles *et al.* (2019) encuentran que el gasto público descentralizado en México reduce en el corto plazo la desigualdad de ingresos dentro de las entidades federativas; sin embargo, a largo plazo esta relación se revierte. Adicionalmente, la investigación de Alamanda (2020) concluye que los gastos en programas sociales, subsidios y subvenciones tienen un efecto positivo en la reducción de la desigualdad de ingresos. Además, el gasto en infraestructura tiene un efecto significativo en áreas urbanas y rurales.

Con respecto a la inclusión de la tasa de sindicalización⁴ (T_Sindicalizados), esta obedece a que en la literatura se reconoce a los sindicatos como instituciones que buscan mejorar las condiciones laborales de los trabajadores al fomentar la igualdad salarial a través de negociaciones y contratos colectivos (Farber *et al.* 2021; Glaeser, 2005).

Asimismo, se integra la variable rezago educativo (R_educativo)⁵. Moran (2019) describe que el rezago educativo en México se traduce en desigualdad educativa: se trata de una segregación de espacios y oportunidades para la población con menores recursos, lo que hace que las condiciones precarias de infraestructura y de enseñanza-aprendizaje perpetúen las desigualdades y se creen limitantes en cuanto al acceso de oportunidades para percibir ingresos mayores, lo cual a su vez acentúa la brecha de ingresos entre ricos y pobres.

Por otro lado, las condiciones laborales y el ingreso promedio percibido difieren entre los sectores económicos y, por tanto, su influencia en la desigualdad de ingresos es diferenciado. Se utilizan las variables de participación del empleo en

⁴ Tasa de sindicalización es la proporción de trabajadores que están afiliados a algún sindicato.

⁵ Es la proporción de población que están en edad escolar y no asiste a la escuela o si de acuerdo con su edad; también incluye si se ha concluido la primaria y la secundaria.

el sector primario (OSP)⁶, secundario⁷(OSS) y terciario (OST)⁸. Acemoglu y Restrepo (2022) establecen que la desigualdad salarial entre sectores es efecto, en gran medida, de la automatización y, en menor medida, de la descolocación de los trabajadores desplazados por la nueva tecnología. El resultado: los trabajadores empleados en el sector industrial de alta tecnología perciben mayor salario que los de los sectores primario y de servicios. Del mismo modo, Siami y Hudson (2019) descubren que el empleo en el sector industrial y de servicios permite alcanzar salarios mayores sin un nivel de instrucción muy elevado; en contraste, el empleo agrícola se asocia con un bajo nivel de rentabilidad e ingresos.

La ocupación en el sector informal de la economía (OI) y su conexión con la desigualdad de ingresos se ha estudiado desde dos enfoques: el primero argumenta que el sector informal incrementa la brecha de ingresos debido a que este sector es menos productivo, con ingresos más bajos (Sulemana *et al.* 2019). En contraste, la otra visión señala que, en economías con niveles elevados de corrupción, el sector informal permite obtener ingresos eludiendo regulaciones y barreras a través de sobornos, lo que permite que los beneficios del desarrollo económico se distribuyan ampliamente, y se reduce así la desigualdad (Wong, 2023).

Finalmente, se incluye el porcentaje de población que habla una lengua indígena por entidad federativa (Pob_Indígena), esto debido a que, en comunidades con una gran concentración de población indígena, la marginación y la pobreza tienden a ser más altas que en las zonas con menor concentración (Mieres, 2020).

Variable instrumental para la corrupción: índice de rendición de cuentas

Dado que se presume un problema de endogeneidad que se produce cuando una variable independiente se correlaciona con el término de error en una regresión, se realiza la prueba de endogeneidad de Hausman (1978)⁹. Esta prueba confirma la existencia de endogeneidad entre la desigualdad de ingresos y la corrupción en las tres mediciones utilizadas. Para resolver dicho problema se utiliza una variable

⁶ Proporción del total de trabajadores que laboran en el sector primario (agricultura, ganadería, explotación forestal, pesca y acuicultura).

⁷ Proporción del total de trabajadores que laboran en el sector secundario (industria de extracción y eléctrica, construcción y manufactura).

⁸ Proporción del total de trabajadores que laboran en el sector terciario (comercio, servicios y transportes).

⁹ Después se realiza regresión de la ecuación original incluyendo los residuales del modelo auxiliar. El coeficiente de los residuos del modelo auxiliar es -0.0727, para *Gini*; -0.0920 para *Palma* y -0.1243 para el *P90/P10*. Se realiza la prueba F de significancia con valor de 6.74 y Valor-P = 0.010. en el caso del *Gini*, 7.36 y valor-P = 0.02 para *Palma* y 8.13 y valor-P = 0.050 para *P90/P10*. Por lo que se confirma endogeneidad entre Corrupción y las tres variables utilizadas para aproximar la desigualdad de ingresos.

instrumental. Esta variable es: el índice de rendición de cuentas (Irc)¹⁰. En la literatura está altamente relacionada con la corrupción (Baez y Ledeneva, 2017; Brusca, *et al.*, 2018; Bu *et al.*, 2021).

METODOLOGÍA UTILIZADA

Para estimar el efecto de la corrupción en la desigualdad de ingresos se plantea el modelo econométrico:

$$y_{it} = \alpha + \gamma \text{Corr}_{it} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

donde y_{it} , es la variable utilizada para medir la desigualdad de ingresos; el Corr_{it} , es el índice de corrupción; X_{it} es el vector de variables de control; α , es el parámetro de la pendiente; γ , el coeficiente asociado al Corr ; β_i , el vector de coeficientes asociados con las variables de control; y, μ_{it} es el componente de error idiosincrático.

Para abordar el sesgo y la inconsistencia derivados de la endogeneidad de la variable explicativa Corr , se utiliza un modelo de ecuaciones simultáneas y se estima mediante mínimos cuadrados en dos etapas con componentes en el error (MC2ECE). En concreto, los problemas derivados de la presencia de una variable explicativa endógena se corrigen utilizando nuevas variables exógenas no incluidas en el modelo —llamadas instrumentos—, para lo que se sigue el método de variables instrumentales (Gujarati y Porter, 2009).

Dicho método consiste en encontrar variables aleatorias instrumentales válidas z_{it} que reúnan ciertas condiciones, y en asegurar que los estimadores obtenidos sean consistentes; es decir, que converjan hacia sus verdaderos valores a medida que el tamaño de la muestra crezca.

El método de mínimos cuadrados en dos etapas (MC2E) desarrollado por Theil (1953) y Basman (1957), es extendido por Baltagi (1981) al modelo con componentes en el error (MC2ECE). La expresión del estimador puede interpretarse como la combinación ponderada de los estimadores por MC2E que recogen la variación entre los grupos, períodos de tiempo y residual. Esta combinación consiste en eliminar los efectos no observados de las ecuaciones a través de las esti-

¹⁰ El índice de rendición de cuentas es publicado por la Fundación Konrad Adenauer, componente del índice de desarrollo democrático (IDD-MEX); este combina diferentes indicadores que permiten evaluar el grado de rendición de cuentas en cada entidad, e incorpora datos de la elección de los jueces del Supremo Tribunal de Justicia, funcionamiento de la Institución defensora del Pueblo, Mecanismos de democracia directa vigentes en el estado para la expresión ciudadana, la existencia y el desempeño de órganos de control externo.

maciones de datos de panel y la aplicación de variables instrumentales para la construcción del modelo de ecuaciones simultáneas (Wooldridge, 2009).

De acuerdo con lo planteado por Baltagi (1981), para estimar mediante MC2ECE, la ecuación (1) se extiende, y resulta en la siguiente expresión:

$$y_{it} = \alpha + \gamma \text{Corr}_{it} + \sum_{i=1}^n \beta_i X_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

$$\text{Corr}_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \text{Irc}_{it} + \nu_{it} \quad (3)$$

En la primera etapa, se estima la corrupción (Corr) en función de la variable instrumental y las variables exógenas definidas en las ecuaciones (2) y (3). En la segunda etapa, se estima la ecuación estructural (2), y se reemplaza la variable endógena Corr_{it} por su estimador $\widehat{\text{Corr}}_{it}$, que se obtiene de la primera etapa. Cuando existe el problema de endogeneidad, las estimaciones con variables instrumentales por el método de MC2ECE son superiores a las estimaciones de MCO porque estas últimas tienden a estar sesgadas, contienen errores de medición y no abordan el problema de causalidad inversa, mientras que las estimaciones MC2ECE resuelven estos problemas (Jong y Khagram, 2005). El método MC2ECE se considera más eficiente que MC2E pues permite explicar un sistema de ecuaciones simultáneas (Baltagi, 1981).

Para analizar la sensibilidad de los resultados, se emplea el método generalizado de momentos (GMM) propuesto por Arellano y Bover (1995), que detalla un modelo dinámico con efectos específicos por entidad federativa invariables en el tiempo. Esto parece plausible para el caso de la variable de desigualdad de ingresos, si se considera que otras variables fuera del análisis —como el marco institucional— muestran solo pequeñas variaciones en el tiempo. El modelo toma las primeras diferencias para eliminar los efectos invariables por entidad federativa. Así, la ecuación (1) se especifica de la siguiente manera:

$$y_{it} - y_{it-1} = \alpha + \beta_1 (y_{it-1} - y_{it-2}) + \gamma (\text{Corr}_{it-1} - \text{Corr}_{it-2}) + \sum_{k=1}^n \beta_k (X_{kit} - X_{kit-1}) + (\mu_{it} - \mu_{it-1}) \quad (4)$$

Para considerar la endogeneidad entre la variable explicativa Corr y la variable dependiente, y_{it} , la ecuación (4) se estima a partir los valores rezagados de las variables endógenas como instrumentos, los cuales son válidos si el término de error μ_{it} no está correlacionado serialmente —es decir, es independiente—. No obstante, existen algunas limitaciones estadísticas para una estimación directa de variables instrumentales con la metodología GMM. En concreto, los niveles rezagados hacen que los instrumentos sean débiles cuando se especifican en diferencias, principalmente en muestras pequeñas. Alonso y Arellano (1996) establecen que el estimador GMM en primeras diferencias enfrenta sesgo de muestra finita y baja precisión. Como solución, Blundell y Bond (1998) proponen un modelo

dinámico ampliado, conocido como sistema-GMM (sys-GMM, por sus siglas en inglés), que combina las primeras diferencias rezagadas de la variable dependiente con sus niveles rezagados.

Los instrumentos de la regresión en niveles son las diferencias rezagadas, y los instrumentos para las regresiones en primeras diferencias son los niveles rezagados. Un problema encontrado es que los instrumentos adicionales pueden no ser válidos (sobreidentifican a las variables instrumentadas). Empero, Blundell *et al.* (2001) establecen que el sys-GMM tiene mejores propiedades de muestra finita en términos de sesgo. Para ello, es necesario realizar, tanto para el GMM como para sys-GMM, la prueba de sobreidentificación de restricciones de Sargan-Hansen que se distribuye asintóticamente como una chi-cuadrada y que es consistente en presencia de heterocedasticidad y autocorrelación. Además, tal como el GMM, el modelo supone que el término de error no está correlacionado serialmente.

La autocorrelación puede presentarse puesto que la variable dependiente rezagada también se asocia con los efectos específicos a nivel entidad federativa. Es razonable aceptar cierto grado de persistencia en las condiciones que determinan la desigualdad de ingresos (y_{it}) de una determinada entidad federativa. Para la consistencia del estimador, se requiere que no exista correlación serial de segundo orden en los residuos diferenciados; por ende, se aplica la prueba de Arellano y Bond (1991) de autocorrelación.

RESULTADOS Y DISCUSIONES

Debido al problema de endogeneidad de la corrupción y la desigualdad de ingresos, se procede a realizar estimaciones con variables instrumentales bajo el método de MC2ECE, con errores aleatorios, porque resuelve los problemas de sesgo e inconsistencia provocados por la correlación de la variable endógena con los errores de la estimación (Angrist y Imbens, 1995; Jong y Khagram, 2005). Los resultados del procedimiento de estimación MC2ECE se presentan en la tabla 1.

Para corroborar que el instrumento utilizado sea válido, se realiza la prueba de sobreidentificación. Se rechaza la H_0 (la significancia conjunta de las variables es cero), dado el valor del estadístico $F = 25,35$ ($p = 0,000$) para el Gini; $F = 23,35$ ($P = 0,000$) para el P90/P10; y $F = 27,89$ ($P = 0,000$) para Palma. Además, el estadístico F muestra un valor superior a 10, lo que sugiere que los instrumentos son adecuados (Stock y Yogo, 2005). Adicionalmente, se realizó la estimación auxiliar por el método de los mínimos cuadrados ordinarios (MCO) para la variable endógena *Corr* y su instrumento. El resultado confirma que el *Irc* está correlacionado con la variable endógena *Corr*¹¹.

Para el caso de la restricción de exclusión de los instrumentos en términos del modelo, no se puede evaluar directamente porque la $Cov(Z_i u_i)$ no es observa-

¹¹ Los coeficientes de la regresión auxiliar son $Irc = 0,5084$ ($p = 0,000$) $R^2 = 0,2859$

ble. Sin embargo, se justifica la utilización del Irc por su fuerte conexión con la corrupción descrita en la literatura (Bu *et al.* 2021; Kirya, 2020; Vian 2020). Los instrumentos y mecanismos que fomentan la transparencia, la fiscalización y la rendición de cuentas tienden a reducir la incidencia de la corrupción.

En la tabla 1 se muestran los resultados de las estimaciones de MC2ECE, GMM y sys-GMM para las tres mediciones de desigualdad de ingresos. En general, se observa que los coeficientes asociados con la Corr tienden a ser sistemáticamente significativos y los signos tienden a permanecer a través de las diferentes especificaciones. Esto contribuye a la robustez de los resultados y, por tanto, a aceptar las inferencias con respecto al efecto de la corrupción sobre la desigualdad de ingresos.

En particular, los resultados muestran que la Corr tiene un signo positivo y estadísticamente significativo para todas las mediciones de desigualdad utilizadas. En consecuencia, altos niveles de corrupción se acompañan con altos niveles de desigualdad de ingresos. Este hallazgo sugiere que la corrupción podría aumentar la desigualdad de ingresos al interior de las entidades federativas. Las posibles causas de este aumento se asocian con los efectos negativos de la corrupción relacionados con la gestión pública, por ejemplo, en la toma de decisiones de gasto, pues se privilegian proyectos que ofrecen mayor oportunidad de negocio a costa de las necesidades reales del grueso de la población. Se desvían los recursos públicos originalmente destinados a mejorar las oportunidades de la población más vulnerable hacia inversiones en infraestructura que solo privilegian a algún grupo o élite relacionada con el poder (Del Monte y Papagni, 2007).

Además, el desequilibrio del sistema fiscal provocado por la presencia de la corrupción fomenta las prácticas de evasión fiscal, y se restringe así el presupuesto público y se diluye su carácter redistributivo (Gupta *et al.*, 2002). Muchas veces la reducción del presupuesto público se ajusta mediante la disminución del gasto destinado a programas sociales esbozados para crear mayores oportunidades para la población vulnerable (Castillo *et al.*, 2020).

Adicionalmente, autores como Gupta *et al.* (2002) y Tanzi (1998) identifican que la corrupción propicia un sistema fiscal que favorece desproporcionadamente a las personas de altos ingresos y además causa desigualdad en la propiedad de los activos. Concretamente, las personas mejor conectadas obtienen los proyectos gubernamentales más rentables.

Tabla 1.
Resultados de los Modelo MC2ECE, GMM y sys-GMM

Variables explicativas	MC2ECE						GMM						sys-GMM													
	Variable endógena						Variable endógena						Variable endógena													
	[II]			[III]			[IV]			[V]			[VI]			[VII]			[VIII]			[IX]				
	P90/P10	ES	Coef.	Palma	ES	Coef.	P90/P10	ES	Coef.	Palma	ES	Coef.	Gini	ES	Coef.	P90/P10	ES	Coef.	Palma	ES	Coef.	Gini	ES	Coef.		
P90/P10 _{t-1}	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
Palma _{t-1}	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
Gini _{t-1}	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
Corr	**	0.328	0.653	**	0.275	0.357	*	0.131	0.007	***	0.004	0.010	*	0.003	0.004	*	0.001	0.550	***	0.329	0.206	***	0.138	0.011	***	0.064
Corr _{t-1}	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
PIB_perceptia	**	0.017	-0.032	**	0.015	-0.015	**	0.007	0.271	**	0.112	0.342	*	0.070	-0.196	*	0.029	-0.028	0.053	-0.051	0.044	-0.001	0.044	-0.001	0.025	
Gno_pnb	*	0.033	-0.174	*	0.025	-0.064	*	0.012	-0.282	*	0.064	-0.135	*	0.042	0.089	*	0.018	-0.550	*	0.070	-0.363	*	0.041	-0.009	0.026	
T_Sindiculizados	*	0.050	0.143	*	0.046	0.073	*	0.019	-0.021	0.053	0.028	0.039	0.030	0.019	0.167	*	0.044	0.187	*	0.044	0.187	*	0.031	0.023	0.016	
R_educativo	**	0.109	0.169	***	0.098	0.096	**	0.042	0.265	0.445	-0.178	0.242	0.093	0.127	0.201	0.216	0.218	***	0.129	0.300	*	0.129	0.300	*	0.102	
OSP	0.001	0.024	-0.001	0.021	-0.019	***	0.011	0.032	**	0.013	0.025	**	0.013	-0.018	*	0.006	-0.075	*	0.027	-0.045	**	0.018	-0.023	*	0.006	
OSS	-0.021	0.059	-0.018	0.052	0.017	0.019	-0.017	0.019	-0.017	0.021	-0.019	0.021	-0.019	0.018	0.022	0.016	0.000	0.038	-0.046	0.038	-0.046	0.038	-0.046	0.038	0.017	
OST	0.042	0.060	0.047	0.054	-0.005	0.019	0.096	**	0.046	0.017	0.023	-0.066	*	0.015	0.169	*	0.050	0.078	**	0.033	-0.088	*	0.022	0.002		
OI	-0.170	0.081	-0.087	0.072	-0.006	0.036	-0.098	0.036	-0.098	0.108	0.121	0.083	0.160	0.047	-0.533	*	0.102	0.096	0.076	0.269	*	0.076	0.269	*	0.043	
Pop_Indígena	0.051	* 0.018	0.039	**	0.018	0.022	*	0.008	0.307	0.198	0.276	* 0.073	0.056	0.045	0.174	*	0.057	0.033	0.030	0.074	*	0.030	0.074	*	0.015	
ICE	0.024	** 0.011	0.022	**	0.010	0.002	0.003	0.020	*	0.004	0.018	* 0.003	-0.007	* 0.001	0.026	*	0.006	0.022	*	0.004	-0.002	**	0.004	-0.002	** 0.001	
Constante	-0.832	1.238	-2.996	*	1.081	-2.766	*	0.522	-3.408	*	1.301	-4.793	* 0.663	-3.287	*	0.297	-1.872	1.431	-4.630	*	0.709	-2.893	*	0.581	0.001	
R2	0.419	0.419	0.346	0.401	0.401	0.401	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
F estadístico/Wald Chi2	114.590	*	96.200	*	78.350	*	78.350	*	78.350	*	78.350	*	78.350	*	78.350	*	78.350	*	78.350	*	78.350	*	78.350	*	78.350	*
Test Acelarano-Bond paraAR(1)	-	-	-	-	-	-	-	-	0.170	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Test Acelarano-Bond paraAR(2)	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.214	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Test de Sargan/Hansen	-	-	-	-	-	-	-	-	25.32	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
									25.32																	
									21.99																	
									-0.004																	
									-0.035																	
									-0.006																	
									-0.024																	
									-0.004																	
									-0.024																	
									26.93																	

Nota. Error estándar (ES), Coeficiente (Coef.). *P < 0,01, **p < 0,05, ***p < 0,10.
Fuente: elaboración propia con datos calculados con software STATA 14.

Finalmente, la corrupción afecta a la desigualdad de ingresos pues restringe el crecimiento económico. Niveles altos de corrupción erosionan la capacidad de las instituciones que dan certidumbre al mercado. El incremento de la incertidumbre desalienta la inversión y por tanto el crecimiento económico, el empleo y las percepciones económicas de los trabajadores (Hamdi y Hakimi, 2020).

Respecto a las variables de control utilizadas, se encuentra una fuerte conexión del *Gto_pub* y del *ICE* con la desigualdad de ingresos: se trata de una significancia estadística en ocho de los nueve modelos estimados donde el *Gto_pub* ostenta signo negativo; en otras palabras, el gasto público ayuda a reducir la brecha de desigualdad de ingresos en la población. Sin embargo, este efecto puede ser atenuado en economías con altos niveles de corrupción debido a que distorsiona las finanzas públicas y limita la recaudación fiscal. La reducción del presupuesto en programas sociales destinados al cuidado, la salud o la educación limita la movilidad social y por tanto acentúa la desigualdad de ingresos (Cooray *et al.*, 2017).

Por otro lado, el *ICE* presenta signo positivo en el caso de los indicadores *P90/P10* y *Palma*; y negativo en el caso del *Gini*. Condiciones de mayor competitividad económica en las entidades federativas se traducen en tasas de crecimiento económico más altas. En este contexto, el crecimiento económico puede reducir la desigualdad de ingresos de manera general (Cieslik y Goczek, 2018), aunque también amplía la brecha entre los percentiles de ingreso más ricos respecto a los más pobres.

Aguilar (2019) argumenta que esto ocurre, quizá, porque las elevadas condiciones de desigualdad presentadas en la economía generan que los beneficios de una expansión económica se concentren en los percentiles con mayor ingreso.

En cuanto al *PIB_percapita*, este exhibe significancia estadística en seis de los modelos estimados con signo negativo para las estimaciones mediante *MC2ECE* con las tres variables utilizadas para la desigualdad de ingresos y signo positivo en las estimaciones del *GMM* con las variables dependientes *P90/P10* y *Palma*. El resultado obtenido reafirma la hipótesis en cuanto a que el crecimiento económico puede reducir la desigualdad de ingresos de manera general a costa de aumentar la brecha entre la población con mayor ingreso con respecto a la de menor ingreso. El *PIB_percapita* tiene un comportamiento similar al *ICE*, y ambas variables se introducen para aproximar el crecimiento económico en la economía y, por tanto, el resultado es consistente.

La *OSP* es estadísticamente significativa en siete de los modelos estimados, presenta signo negativo en cinco y signo positivo para las variables endógenas *P90/P10* y *Palma* en los modelos *GMM*. De manera similar, la *OST* se halla en significancia estadística en cinco de los modelos estimados, ostentando signo positivo en las estimaciones de *GMM* y *Sys-GMM* para *P90/P10* y *Sys-GMM* para *Palma*. Sin embargo, también se observa signo negativo en las estimaciones por *GMM* y *Sys-GMM* para el *Gini*. En general, si bien el empleo en los sectores agrícolas y de servicios son asociados con menores salarios, estos representan una oportunidad de

obtener ingresos para la población, por lo que contribuye a disminuir la desigualdad de ingresos de manera general (Siami y Hudson, 2019), aunque, un aumento en la ocupación del sector primario y secundario podría ampliar la brecha de ingresos entre los percentiles más ricos en proporción y los más pobres.

A su vez, la pob_indígena sostiene significancia estadística en seis de los modelos estimados, con signo positivo en todas las especificaciones. Pellegrini y Gerlagh (2004) exponen que, en las regiones con una fuerte fragmentación etnolingüística, es más probable que los funcionarios públicos favorezcan a los miembros de su grupo étnico, y que menosprecien a los otros grupos que regularmente son más vulnerables. Al mismo tiempo, la desigualdad de oportunidades entre grupos sociales limita el desarrollo de capacidades, lo que se traduce en ingresos laborales limitados y profundiza la desigual distribución del ingreso.

Por otra parte, las variables T_Sindicalizados y R_educativo exhiben significancia estadística en cinco de los modelos estimados, con signo positivo en todas las especificaciones. La relación entre el número de años de estudio y el ingreso personal es ampliamente documentada; la población que presenta rezago educativo tiene menos oportunidades de acceder a un empleo bien remunerado (Székely, 1995), el rezago educativo limita la movilidad social del sector más vulnerable. En esta línea, Tapia y Valenti (2016) describen que el sistema educativo mexicano estratifica el acceso a los aprendizajes llevando a reproducir desigualdades entre la población.

En el caso de la T_Sindicalizados, el resultado es contrario al esperado. Una explicación de este fenómeno en el contexto mexicano tiene que ver con el hecho de que grandes sindicatos estén asociados con prácticas corruptas. Este comportamiento permite a los líderes y agremiados la obtención de beneficios extraordinarios, y obstaculiza la entrada de nuevos trabajadores mediante prácticas como el compadrazgo y el clientelismo, lo que genera un incremento en la desigualdad de ingresos entre los trabajadores pertenecientes a un sindicato (con mayores ingresos y prestaciones) y los que no se encuentran afiliados a uno; en otras palabras, se diluye así el efecto positivo de los sindicatos en la reducción de la desigualdad de ingresos. Se reafirma esta hipótesis con Campos *et al.* (2018), quienes encuentran que el incremento de la tasa de sindicalización en México coincide con el crecimiento de la desigualdad de ingresos en el sector formal.

Por último, se halla una débil relación de la OI con la desigualdad de ingresos debido a que solo presenta significancia estadística en los modelos estimados mediante Sys-GMM para las variables endógenas P90/P10 (signo positivo) y Gini (signo negativo). Ante escenarios con altas tasas de desempleo, el sector informal es una alternativa para la obtención de ingresos; además, permite a los individuos hacerse de beneficios económicos sin el pago de impuestos. Es decir, operan en la informalidad y evaden leyes laborales y hacendarias (Pérez, 2005). Por consiguiente, la OI puede reducir la desigualdad de ingresos de manera general. Sin embargo, tiene un efecto contrario, al ampliar la brecha de ingresos entre el per-

centil 90 más rico y el percentil 10 más pobre, debido a que el sector informal está asociado con menores niveles de productividad e ingreso en comparación con el sector formal (Salcedo *et al.* 2020).

Para la variable OSS, no se encontró significancia estadística en ninguno de los modelos estimados, por lo que no se pueden hacer inferencia sobre su relación con la desigualdad de ingresos.

Efecto de la corrupción en las entidades federativas

Para explorar el efecto de la corrupción en la desigualdad de ingresos al interior del territorio mexicano, se crean variables dicotómicas interactivas para cada entidad federativa. Estas se construyen al multiplicar cada una de las variables dicotómicas por la variable explicativa *Corr*. Su inclusión permite separar el efecto de la corrupción por entidad federativa. El modelo se estima mediante *sys-GMM* debido a que tiene mejores propiedades de muestra finita en términos de sesgo que el *GMM* (Blundell *et al.*, 2001). Los resultados se presentan en el apéndice (ver tabla A2).

Se confirma la relación de la corrupción con la desigualdad de ingresos solo en algunas entidades federativas. Asimismo, se detecta mayor sensibilidad de la P90/P10 y del Palma ante cambios en la corrupción al presentar coeficientes más altos respecto a los obtenidos para el *Gini*.

Para el P90/P10, se encuentra significancia estadística con signo negativo para: Aguascalientes, Sinaloa, Guanajuato, Nayarit, Tabasco, Veracruz, Oaxaca, Chihuahua, Baja California Sur, Michoacán, Tamaulipas, Colima, Ciudad de México y Jalisco; y signo positivo para el Estado de México, Puebla, Hidalgo y Guerrero.

Asimismo, en el caso de Palma, se halla significancia estadística con signo negativo para las entidades federativas de Aguascalientes, Guanajuato, Sinaloa, Quintana Roo, Tabasco, Oaxaca, Michoacán, Tamaulipas, Veracruz, Ciudad de México y Jalisco; y signo positivo para el Estado de México, Hidalgo y Guerrero.

En el caso del Gini, se exhibe evidencia de la significancia estadística con signo negativo para Baja California, Quintana Roo, Puebla, Hidalgo y Estado de México; y positiva para Aguascalientes, Ciudad de México, Sonora, Oaxaca, Michoacán, Nayarit y Querétaro.

Los hallazgos sugieren evidencia de una conexión no lineal entre la corrupción y la desigualdad de ingresos dentro del territorio nacional. Posiblemente, este resultado sea impulsado por la existencia de una relación en forma de U-invertida entre corrupción y desigualdad de ingresos.

En este sentido, las entidades federativas que ostentan un coeficiente positivo se comportan bajo la hipótesis de que la corrupción empeora la brecha de ingresos en la población pues degrada la calidad de las instituciones y limita su acción, diluye su propósito redistributivo. Sin embargo, los estados que exhiben coeficiente negativo encuadran en la hipótesis que la corrupción es benéfica para el bienestar social

pues permite reducir la desigualdad de ingresos; esto es particularmente posible si las instituciones operan en un entorno de alta corrupción y provocan ineficiencia. De esta forma, la corrupción funge como un mecanismo que compensa la ineficiencia, agiliza la economía y facilita la inversión, el empleo y, por tanto, representa mayor oportunidad de ingreso para los trabajadores.

Bajo este argumento, Mushfiq (2011) señala que la corrupción no reduce la desigualdad de ingresos en todos los niveles —específicamente, en regiones con menor incidencia de la corrupción el efecto es negativo—, mientras que en regiones con alta incidencia, el efecto es positivo. De acuerdo con esta hipótesis, existe un nivel óptimo de corrupción por debajo del cual la corrupción reduce la desigualdad de ingresos mientras que esta última aumenta por encima del umbral.

CONCLUSIONES

Los resultados demuestran evidencia robusta de que la corrupción afecta positivamente la desigualdad de ingresos en México en el período 2016-2022; en otras palabras, niveles altos de corrupción generan niveles altos de desigualdad en el ingreso. Los resultados obtenidos concuerdan con los trabajos realizados por Khan y Naeem (2020) y Zandi *et al.* (2022).

Asimismo, se encuentra evidencia de una conexión no lineal de la corrupción con la desigualdad de ingresos dentro del territorio nacional. Posiblemente, como lo señala Trabelsi (2024), la corrupción ayuda a reducir la brecha de desigualdad de ingresos cuando los niveles de corrupción son altos; sin embargo, esta relación se revierte a medida que los estados van ganando en gobernabilidad.

México experimenta altos niveles de percepción de corrupción; por ello, la sociedad mexicana normaliza su presencia y se aclimatan a ella (Liedong, 2017), la corrupción excesiva tiene el potencial de paralizar toda la economía y ampliar aún más la desigualdad de ingresos (Pellegrini y Gerlagh, 2004).

El combatir las carencias sociales y la falta de oportunidades para la población más vulnerable es fundamental para reducir la desigualdad de ingresos. En este sentido el presupuesto público asignado a tareas de desarrollo social —particularmente el orientado hacia el cuidado, la educación, salud y los programas que facilitan la inserción de las personas al mercado laboral— puede fomentar la movilidad social y reducir la desigualdad de ingresos.

Quizás, una forma más pragmática de enfrentar este dilema es enfrentar la corrupción y la desigualdad de ingresos simultáneamente. Esto implicaría implementar políticas públicas que tengan como principal objetivo crear oportunidades para los que menos tienen al eliminar las prácticas institucionales que alimentan la corrupción. Las medidas a corto plazo pueden incluir esquemas que ayuden a las personas a adquirir habilidades laborales y facilitar su inserción al mercado laboral; esto permite contribuir a la productividad. A largo plazo, las instituciones de fiscalización y observancia y la reforma de las estructuras de gobernanza pueden

crear un entorno propicio para que se genere mayor inversión y empleos para los trabajadores.

REFERENCIAS

1. Accinelli, E., & Sánchez, C. E. J. (2012). Corruption driven by imitative behavior. *Economics Letters*, *117*(1), 84-87.
2. Acemoglu, D., & Restrepo, P. (2022). Tasks, automation, and the rise in US wage inequality. *Econometrica*, *90*(5), 1973-2016.
3. Aguilar, J. (2019). Crecimiento económico y desigualdad en la distribución de la renta. Un análisis para América Latina. *Revista Ciencia y Tecnología*, *15*(2), 73-83.
4. Alamanda, A. (2020). The effect of government expenditure on income inequality and poverty in Indonesia. *Info Artha*, *4*(1), 1-11.
5. Alonso, B. C., & Arellano, M. (1996). *Symmetrically normalised instrumental variable estimation using panel data* (Working Paper 9612). CEMFI.
6. Amar, S., & Pratama, I. (2020). Exploring the link between income inequality, poverty reduction and economic growth: An ASEAN perspective. *International Journal of Innovation, Creativity and Change*, *11*(2), 24-41.
7. Ángeles C. G., Salazar R. M. P., & Sandoval C., L. (2019). Federalismo fiscal y su efecto en el crecimiento y la distribución de ingresos. Evidencia para México. *Gestión y política pública*, *28*(1), 107-139.
8. Angrist, J., & Imbens, G. (1995). Two-stage least squares estimation of average causal effects in models with variable treatment intensity. *Journal of the American Statistical Association*, *90*(430), 431-442.
9. Apergis, N., Dincer, O., & Payne, J. (2010). The relationship between corruption and income inequality in US States: Evidence from a Panel Cointegration and Error Correction Model. *Public Choice*, *145*(1-2), 125-135.
10. Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, *58*(2), 277-297.
11. Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, *68*(1), 29-51.
12. Baez, C. C., & Ledeneva, A. (2017). Where does informality stop and corruption begin? Informal Governance and the Public/Private Crossover in Mexico, Russia and Tanzania. *Slavonic & East European Review*, *95*(1), 49-75.

13. Baltagi, B. H. (1981). Simultaneous equations with error components. *Journal of Econometrics*, 17(2), 189-200.
14. Basman, R. (1957). A generalized classical method of linear estimation of coefficients in a structural equation. *Econometrica*, 77-83.
15. Berrittella, M. (2017). Can stability of foreign aid agreement reduce global income inequality?. *Economic Analysis and Policy*, 54, 105-111.
16. Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
17. Blundell, R., Bond, S., & Windmeijer, F. (2001). *Estimation in dynamic panel data models: Improving on the performance of the standard GMM estimator*. Emerald Group Publishing Limited.
18. Brusca, I., Manes, R. F., & Aversano, N. (2018). Accountability and transparency to fight against corruption: An international comparative analysis. *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice*, 20(5), 486-504.
19. Bu, J., Luo, Y., & Zhang, H. (2021). The dark side of informal institutions: How crime, corruption, and informality influence foreign firms' commitment. *Global Strategy Journal*, 1-36.
20. Campos, R., Lustig, N., & Scott, J. (2018). *Inequality in Mexico. Labour markets and fiscal redistribution 1989-2014* (Working Paper 2018/188). WIDER.
21. Casar, M. (2020). *México: anatomía de la corrupción* (tercera edición). CIDE/IMCO.
22. Castillo, O. N., Chiatchoua, C., & Santibáñez, A.L.V. (2020). Desigualdad y derecho al cuidado en México. En *Dimensiones de la desigualdad en México* (pp. 56-76). Contraste Editorial.
23. Castillo, O. N., Chiatchoua, C., Santibáñez, A. L. V., & Márquez, H. F. (2022). Determinants of extreme wealth. *Hitotsubashi Journal of Economics*, 63(2), 126-148.
24. Chetwynd, E., Chetwynd, F., & Spector, B. (2003). *Corruption and poverty: A review of recent literature* (Working Paper).
25. Cieslik A., & Goczek L. (2018). Control of corruption, international investment, and economic growth – Evidence from panel data. *World Development*, 103(c), 323-335.
26. Coffey, C., Revollo, P. E., Harvey, R., Lawson, M., Butt, A. P., Piaget, K., & Thekkudan, J. (2020). *Tiempo para el cuidado: El trabajo de cuidados y la crisis global de desigualdad*. Oxfam.
27. Cooray, A., Dzhumashev, R., & Schneider, F. (2017). How does corruption affect public debt? an empirical analysis. *World Development*, 90, 115-127.

28. Del Monte, A., & Papagni, E. (2007). The determinants of corruption in Italy: Regional panel data analysis. *European Journal of Political Economy*, 23(2), 379-396.
29. Dobson, S., & Ramlogan, C. (2010). Is there a trade-off between income inequality and corruption? Evidence from Latin America. *Economics Letters*, 107(2), 102-104.
30. ENCIG. (2021). *Encuesta Nacional de Calidad e Impacto Gubernamental*. México, Instituto Nacional de Estadística y Geografía.
31. Engler, S., & Weisstanner, D. (2021). The threat of social decline: Income inequality and radical right support. *Journal of European Public Policy*, 28(2), 153-173.
32. Esquivel, G. (2010). *Indicadores de desigualdad. Conceptos y evidencia para México* (Working Paper). BANXICO.
33. Esquivel, G. (2015). Desigualdad extrema en México. Concentración del poder económico y político. *Reporte de Oxfam México*, 23, 1-43.
34. Farber, H. S., Herbst, D., Kuziemko, I., & Naidu, S. (2021). Unions and inequality over the twentieth century: New evidence from survey data. *The Quarterly Journal of Economics*, 136(3), 1325-1385.
35. Glaeser, E. (2005). Inequality [HIER Discussion Paper 2078].
36. Fundación Konrad Adenauer (2019). *Índice de desarrollo democrático de México IDD-Mex 2019*. Fundación Konrad Adenauer.
37. Gujarati, D., & Porter, D. (2009). *Basic Econometrics*. Mc Graw-Hill International Edition.
38. Gupta, S., Davoodi, H., & Alonso, R. (2002). ¿Does corruption affect income inequality and poverty?. *Economics of Governance*, 3(1), 23-45.
39. Hamdi, H., & Hakimi, A. (2020). Corruption, FDI, and growth: An empirical investigation into the Tunisian context. *The International Trade Journal*, 34(4), 415-440.
40. Hausman, J. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 1251-1271.
41. Heimberger, P. (2020). Does economic globalisation affect income inequality? A meta-analysis. *The World Economy*, 43(11), 2960-2982.
42. Hongdao, Q., Mumtaz, A., Mukhtar, H., Rahman Saleem, H. A., & Azam, S. (2018). Corruption prevention and economic growth: A mediating effect of rule and law. *Int'l J. Soc. Sci. Stud.*, 6, 128.
43. Jong, Y., & Khagram, S. (2005). A comparative study of inequality and corruption. *American Sociological Review*, 70(1), 136-157.
44. Khan, S. (2022). Investigating the effect of income inequality on corruption: New evidence from 23 emerging countries. *Journal of the Knowledge Economy*, 13(3), 2100-2126.

45. Khan, R. E. A., & Naeem, H. M. (2020). Corruption, income inequality and human resource development in developing economies. *Asian Journal of Economic Modelling*, 8(4), 248-259.
46. Keneck, J., Nomo, C., & Owoundi, F. (2021). The corruption and income inequality puzzle: Does political power distribution matter?. *Economic Modelling*, 103, 105610.
47. Kirya, M. T. (2020). Promoting anti-corruption, transparency and accountability in the recruitment and promotion of health workers to safeguard health outcomes. *Global Health Action*, 13(sup1), 1701326.
48. Kunawotor, M. E., Bokpin, G. A., & Barnor, C. (2020). Drivers of income inequality in Africa: Does institutional quality matter?. *African Development Review*, 32(4), 718-729.
49. Kuznets, S. (1955). International differences in capital formation and financing. En *Capital Formation and Economic Growth* (pp. 19-111). Princeton University Press.
50. Leff, N. (2002). Economic development through bureaucratic corruption. *Political Corruption: Concepts and Contexts*, 309-322.
51. Lévêque, C. (2020). Political connections, political favoritism and political competition: Evidence from the granting of building permits by French mayors. *Public Choice* 184, 135-155.
52. Liedong, T. (2017). Combating corruption in Africa through institutional entrepreneurship: Peering in from business-government relations. *Africa Journal of Management*, 3(3-4), 310-327.
53. Lustig, N. (2020). Desigualdad y descontento social en América Latina. *Nueva Sociedad*, (286), 53-61.
54. Mieres, B., M. (2020). Develando los determinantes de la desigualdad del ingreso en Chile: Estudio empírico regional. *Revista de Análisis Económico*, 35(1), 99-127.
55. Moran, H. (2019). Factores que generan la desigualdad educativa en México. *Revista Acta Educativa*, (19), 1-33.
56. Mungiu P., & Fazekas, M. (2020). How to define and measure corruption. En *A Research agenda for studies of corruption* (pp. 7-26). Edward Elgar Publishing.
57. Mushfiq, S. (2011). Economic growth with endogenous corruption: An empirical study. *Public Choice*, 146, 23-41.
58. Nieto, N. (2021). Corruption and inequality: A dangerous cocktail in Mexico. *México Interdisciplinario*, 10(20), 48-65.
59. OCDE (2016). *Education at a Glance 2016*. OECD Publishing. París. http://download.ei-ie.org/Docs/WebDepot/EaG2016_EN.pdf
60. OCDE (2015). *Estudios económicos de la OCDE México*.

61. 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.
62. Pellegrini, L., & Gerlagh, R. (2004). Corruption's effect on growth and its transmission channels. *Kyklos*, 57(3), 429-456.
63. Pérez, J. (2005). El sector informal en México. *El Cotidiano*, (130), 31-45.
64. Piketty, T. (2022). *El capital en el siglo XXI*. Fondo de Cultura Económica.
65. Policardo, L., & Carrera, E. (2018). Corruption causes inequality, or is it the other way around? An empirical investigation for a panel of countries. *Economic Analysis and Policy*, 59, 92-102.
66. Policardo, L., Carrera, E. J. S., & Risso, W. A. (2019). Causality Between income inequality and corruption in OECD countries. *World Development Perspectives*, 14, 100102.
67. Robeyns, I. (2019). What, if anything, is wrong with extreme wealth?. *Journal of Human Development and Capabilities*, 20(3), 251-266.
68. Salcedo, P. C., Moscoso, D. F. F., & Ramírez, S. M. P. (2020). Economía informal en Colombia: iniciativas y propuestas para reducir su tamaño. *Economía*, 41(03), 1-7.
69. Sen, A., Sen, M., Amartya, S., Foster, J., & Foster, J. (1997). *On economic inequality*. Oxford University Press.
70. Siami, N. S., & Hudson, D. (2019). The impacts of sector growth and monetary policy on income inequality in developing countries. *Journal of Economic Studies*.
71. Stock, J., & Yogo, M. (2005). Testing for weak instruments in linear IV regression. En D. W. K. Andrews & J. H. Stock (Eds.), *Identification and inference for econometric models: Essays in honor of Thomas J. Rothenberg*. Cambridge University Press.
72. Sulemana, I., Nketiah A., E., Codjoe, E. A., & Andoh, J. A. N. (2019). Urbanization and Income Inequality in Sub-Saharan Africa. *Sustainable Cities and Society*, 48, 101544.
73. Székely, M. (1995). Aspectos de la desigualdad en México. *El Trimestre Económico*, 62(246), 201-243.
74. Tanzi, V. (1998). Corruption around the world: Causes, consequences, scope, and cures. *Staff Papers*, 45(4), 559-594.
75. Tapia, L., & Valenti, G. (2016). Desigualdad educativa y desigualdad social en México. Nuevas evidencias desde las primarias generales en los estados. *Perfiles Educativos*, 38(151), 32-54.
76. Theil, H. (1953). *Repeated least squares applied to complete equation systems*. The Hague: Central Planning Bureau.
77. Trabelsi, M. A. (2024). The impact of corruption on economic growth: A nonlinear evidence. *Journal of Social and Economic Development*, 1-10.

78. Transparency International (2022). *Corruption perceptions index 2022*. Transparency.org. https://www.transparency.org/news/feature/corruption_perceptions_index_2022
79. Vian, T. (2020). Anti-corruption, transparency and accountability in health: Concepts, frameworks, and approaches. *Global Health Action*, 13(sup1), 1694744.
80. Wong, M. Y. (2023). Economic development, corruption, and income inequality: The role of the informal sector. *Politics*, 02633957221148951.
81. Wooldridge, M. (2009). *An introduction to multiagent systems*. John Wiley & sons.
82. Zandi, G., Rehan, R., Hye, Q. M. A., Mubeen, S., & Abbas, S. (2022). Do corruption inflation and unemployment influence the income inequality of developing Asian countries. *International Journal of Applied Economics, Finance and Accounting*, 14(2), 118-128.
83. Zhang, W. B. (2018). *Economic growth theory: Capital, knowledge, and economic structures*. Routledge.

APÉNDICE

Tabla A1.

Sumario estadístico de variables utilizadas

Variante	Obs.	Media	Desviación Estandar	Min	Máx	Fuente
P90/P10	224	2,695	0,190	2,214	3,513	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH). INEGI
Palma	224	0,688	0,162	0,333	1,488	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH). INEGI
Gini	224	-0,924	0,071	-1,134	-0,611	Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH). INEGI
Corr	224	4,460	0,066	4,165	4,567	Encuesta Nacional de Calidad e Impacto Gubernamental (ENCIG). INEGI
Irc	224	1,549	1,277	-6,908	2,303	Subíndice del Índice de Desarrollo Democrático (IDD). Fundación Konrad Adenauer México.
Gto_pub	224	-1,957	0,453	-3,465	-0,897	Finanzas Públicas Estatales y Municipales. (INEGI) y Proyecciones de Población (CONAPO).
PIB_percapita	224	11,570	0,845	9,871	15,127	Banco de Información Económica, INEGI.
T_Sindicalizados	224	2,550	0,319	1,615	3,466	Indicadores Estratégicos del Sector (STPS)
R_educativo	224	2,844	0,280	2,133	3,465	Evaluación de Carencias Sociales por Entidad Federativa. CONEVAL
OSP	224	9,439	1,405	6,011	11,911	Encuesta nacional de ocupación y empleo (ENOE), INEGI
OSS	224	9,274	0,790	7,061	11,007	Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), INEGI
OST	224	10,603	0,662	9,029	11,909	Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), INEGI
OI	224	3,232	0,235	2,713	3,719	Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), INEGI
Pob_Indígena	224	-3,650	1,403	-6,347	-1,179	Censos de Población y vivienda. INEGI
ICE	224	2,030	1,285	-0,811	4,201	Índice de Competitividad Estatal. IMCO
Total	3360					

Nota. Todas las variables se presentan en logaritmos naturales. Las variables P90/P10, Palma, Gini, R_educativo, Corr y Pob_indígena cuentan con observaciones en periodos bienales por lo que se estimaron los valores anuales utilizando la tasa de crecimiento promedio.

Fuente: elaboración propia con datos de las diferentes fuentes señaladas.

Tabla A2.

Corrupción y desigualdad de ingresos por entidad federativa (sys-GMM)

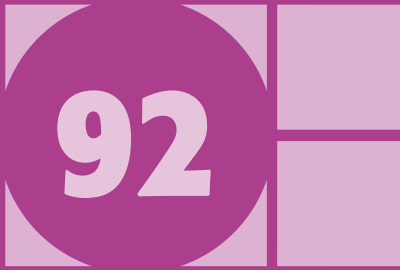
sys-GMM									
Variables explicativas	Variable endógena								
	P90/P10			Palma			Gini		
	[X]			[XI]			[XII]		
	Coef.		ES	Coef.		ES	Coef.		ES
P90/P10_t-1	-0,097		0,108		-			-	
Palma_t-1		-		0,013		0,128		-	
Gini_t-1		-			-		0,314	*	0,106
PIB_percapita	0,061		0,179	0,040		0,182	0,025		0,055
Gto_pub	-0,491	*	0,117	-0,435	*	0,111	0,011		0,064
T_Sindicalizados	0,166		0,127	0,193		0,124	0,083	*	0,037
R_educativo	-0,284		0,801	-0,800		0,699	0,117		0,149
OSP	-0,013		0,056	0,003		0,048	-0,029		0,019
OSS	0,023		0,069	0,001		0,071	0,008		0,028
OST	0,134		0,091	0,054		0,073	-0,099	*	0,050
OI	-0,205		0,201	-0,091		0,273	-0,047		0,076
Pob_Indígena	-0,145		0,149	-0,154		0,140	0,011		0,040
ICE	0,032	*	0,013	0,034	**	0,009	-0,007		0,005
Corr_AGU	-0,234	*	0,041	-0,201	*	0,073	0,094	*	0,044
Corr_BCN	-0,015		0,095	-0,086		0,098	-0,114	*	0,029
Corr_BCS	-0,070	***	0,040	-0,043		0,042	-0,019		0,018
Corr_CAM	-0,112		0,070	-0,101		0,081	-0,026		0,036
Corr_CHH	-0,078	*	0,026	-0,013		0,014	0,013		0,011
Corr_CHP	0,039		0,140	0,046		0,099	-0,017		0,032
Corr_CMX	-0,028	*	0,003	-0,026	*	0,003	0,008	*	0,002
Corr_COA	-0,059		0,050	-0,033		0,060	-0,036		0,024
Corr_COL	-0,045	***	0,027	-0,042		0,026	-0,008		0,009
Corr_DUR	-0,047		0,041	-0,036		0,044	0,012		0,016
Corr_GRO	0,116	*	0,032	0,116	*	0,031	-0,013		0,016
Corr_GUA	-0,161	*	0,037	-0,107	*	0,037	0,013		0,013
Corr_HID	0,105	*	0,035	0,081	*	0,033	-0,027	*	0,010
Corr_JAL	-0,024	*	0,005	-0,020	*	0,003	0,007		0,005
Corr_MEX	0,024	*	0,006	0,015	*	0,007	-0,005	***	0,003
Corr_MIC	-0,067	*	0,017	-0,055	*	0,022	0,031	*	0,013
Corr_MOR	-0,013		0,009	-0,018		0,012	0,005		0,009
Corr_NAY	-0,130	*	0,043	-0,056		0,040	0,041	*	0,019
Corr_NLE	0,066		0,212	0,020		0,200	-0,001		0,033
Corr_OAX	-0,081	*	0,011	-0,058	*	0,007	0,016	*	0,007

(Continúa)

sys-GMM									
Variables explicativas	Variable endógena								
	P90/P10			Palma			Gini		
	[X]			[XI]			[XII]		
	Coef.		ES	Coef.		ES	Coef.		ES
Corr_PUE	0,045	*	0,012	0,013		0,012	-0,032	*	0,007
Corr_QUE	0,008		0,084	0,038		0,083	0,061	*	0,025
Corr_ROO	-0,012		0,046	-0,069	***	0,036	-0,041	*	0,011
Corr_SIN	-0,198	*	0,044	-0,175	*	0,028	0,006		0,017
Corr_SLP	0,016		0,010	0,009		0,008	-0,001		0,003
Corr_SON	0,003		0,008	0,007		0,010	0,007	*	0,003
Corr_TAB	-0,088	*	0,022	-0,063	*	0,018	-0,006		0,009
Corr_TAM	-0,049	*	0,025	-0,051	*	0,026	0,006		0,007
Corr_TLA	0,024		0,102	-0,077		0,243	0,176		0,169
Corr_VER	-0,083	*	0,010	-0,038	*	0,014	0,004		0,008
Corr_YUC	0,276		0,625	0,616		0,769	0,112		0,246
Corr_ZAC	0,010		0,036	-0,022		0,035	-0,010		0,015
Test Arellano-Bond para AR(1)	-3,231	*		-2,532	**		-3,410	*	
Test Arellano-Bond para AR(2)	-0,056			1,388			-0,194		
Test de Sargan/Hansen	117,280			119,571			51,460		

Nota. Error estándar (ES), Coeficiente (Coef.). * $P < .01$, ** $p < .05$, *** $p < .10$

Fuente: elaboración propia con datos calculados con software STATA 14.



CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772

ARTÍCULOS

- WILLMER GUEVARA-RAMÍREZ, TAMARA GONZÁLEZ-SOTELLA, CONSTANZA LAGUNAS-ALVARADO,
JOSÉ RADMAN-VARGAS Y AITOR RUIZ-DE-LA-TORRE-ACHA
Análisis de la competitividad de Chile en el mercado mundial del litio 383
- RAFAEL SALVADOR ESPINOSA RAMIREZ
Kidnapping and investment: A theoretical model 413
- MARÍA PAULA BONEL
Combination of theoretical models for exchange rate forecasting 437
- DIANA LIZETTE BECERRA PEÑA
Logros educativos y TIC: análisis comparativo de la productividad latinoamericana 469
- RAFAEL MAC-QUHAE Y HERMES A. PÉREZ F.
Causas de la cesación de pagos de la deuda soberana de Venezuela 491
- JOSÉ CARLOS TREJO GARCÍA, HUMBERTO RÍOS BOLÍVAR Y MARÍA DE LOURDES SOTO ROSALES
Traspaso del tipo de cambio real y el índice de confianza al consumo en la inflación de México. Un modelo de análisis de cointegración con pruebas de límites ARDL 521
- WILSON PÉREZ-OVIEDO
Expectativas racionales, ergodicidad y expectativas sociales 545
- IVÁN GONZALEZ
El peso de las externalidades en la ubicación espacial de la economía 565
- MARÍA PAZ HERNÁNDEZ Y NORMA PATRICIA CARO
Principales factores de la inclusión financiera en países de América del Sur 589
- HÉCTOR FLORES MÁRQUEZ Y OMAR NEME CASTILLO
Corrupción y desigualdad de ingresos en México: análisis a nivel entidad federativa 609
- JOHN CAJAS GUJARRO
Deuda, poder y ciclos: un modelo Norte-Sur de deuda y distribución (NSDD) 639
- CRISTIAN COLTHER
El ciclo económico de Chile: análisis del período 1810-2000 675
- FREDDY DE JESÚS BATISTA GARCÍA, EDITH JOHANA MEDINA HERNÁNDEZ Y JORGE LUIS MUÑOZ OLITE
Asociación multidimensional entre el progreso social de las juventudes y las instituciones económicas inclusivas 705

ISSN 0121-4772



9 770121 477005 92