



UADY
UNIVERSIDAD
AUTÓNOMA
DE YUCATÁN

Revista de Economía,

Facultad de Economía, Universidad Autónoma de Yucatán

Inversión extranjera directa, sector secundario y degradación ambiental a nivel estatal: una estimación de largo plazo

Foreign direct investment, the secondary sector, and environmental degradation at a state level: A long-term estimate

José Imanol Pérez Vázquez¹ - Edson Valdés Iglesias²

Resumen

El objetivo de este trabajo es analizar la relación entre las emisiones de dióxido de carbono equivalente y las actividades económicas a través de la hipótesis de la curva de Kuznets ambiental y la hipótesis del paraíso contaminante para los estados de México, con información de 1989 a 2018. Se utilizaron datos panel y regresión por CS-ARDL y CS-DL. Como variables independientes se usaron el producto interno bruto, el producto interno bruto secundario y la inversión extranjera directa, todas las variables en términos reales y per cápita. La evidencia empírica mostró relación en forma de “U” invertida, por lo cual se acepta la hipótesis de la curva de Kuznets ambiental. La hipótesis del paraíso contaminante a nivel nacional se rechaza, considerando las diferencias entre las entidades; no se encontró relación entre las variables independientes y las emisiones a nivel individual para cada estado. La originalidad de esta investigación consiste en considerar la dependencia y la heterogeneidad entre los estados de México, utilizando técnicas econométricas de segunda generación y bases de datos sin explorar, cubriendo una brecha en la literatura sobre estudios a nivel regional. La conclusión principal es que la actividad económica por sí sola muestra evidencia que reduce la degradación ambiental, y que la política ambiental debe considerar la heterogeneidad entre los estados para reducir las emisiones.

Palabras clave: Curva de Kuznets Ambiental, hipótesis del paraíso contaminante, econometría ambiental, gases de efecto invernadero.

Clasificación JEL: Q5

1- Universidad Veracruzana, México, Correo electrónico: imapvaz18@gmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0009-0001-5465-5331>

2- Universidad Veracruzana, México, Correo electrónico: edvaldes@uv.mx

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5851-3149>



RECEPCIÓN: 27 de marzo de 2025 ACEPTACIÓN: 10 de octubre de 2025
REVISTA DE ECONOMÍA: Vol. 43- Núm 106 ENERO A JUNIO DE 2026: Págs. 146-176



Abstract

The objective of this study is to analyze the relationship between equivalent carbon dioxide emissions and economic activities through the Environmental Kuznets Curve hypothesis and the Haven Pollution hypothesis for the states of Mexico, based on data from 1989 to 2018. Panel data and regression analysis using CS-ARDL and CS-DL were used. Gross Domestic Product, Secondary Gross Domestic Product, and foreign direct investment were used as independent variables, all measured in real per capita terms. The empirical evidence revealed an inverted "U" shaped relationship, which is why the Environmental Kuznets Curve hypothesis is accepted. The Haven Pollution hypothesis was rejected at the national level, considering the differences between the states; no relationship was found between the independent variables and emissions at the individual level for each state. This study's originality lies in considering the dependence and heterogeneity among the states of Mexico, using second-generation econometric techniques and unexplored databases, covering a gap in the literature on regional-level studies. The main conclusion is that economic activity alone shows evidence of reducing environmental degradation, and environmental policies must consider heterogeneity among states to reduce emissions.

Keywords: Environmental Kuznets curve, pollution haven hypothesis, environmental econometrics, greenhouse gases.

JEL Classification: Q5.

1. Introducción

En las últimas décadas, las actividades humanas han desencadenado el incremento de las emisiones de gases de efecto invernadero (GEI), lo cual ha causado en gran medida el calentamiento global, según el informe del IPCC (2023). Este informe indica que aproximadamente el 79% de los gases de efecto invernadero provienen de los sectores relacionados con la energía, la industria, el transporte y los edificios. En el 2022, México ocupó el 11º lugar en emisiones de gases de efecto invernadero, contribuyendo con 819.87 millones de toneladas de CO₂ equivalente, de acuerdo con Crippa *et al.* (2021), esto significa un incremento del 76% en comparación a lo emitido en 1990, es decir, una tasa de crecimiento promedio del 2.3%.

Un factor primordial en el incremento del dióxido de carbono, dióxido de azufre y los gases de efecto invernadero es el crecimiento económico (Stern, 2017). En este contexto, la relación de la calidad ambiental y el incremento del nivel de actividad económica ha sido ampliamente estudiada, pero sin alcanzar un consenso debido a la hipótesis de la curva ambiental de Kuznets (CAK), también conocida como curva de Kuznets ambiental (CKA) (Tiba y Belaid, 2020). Selden y Song (1994) explican que inicialmente la industrialización y la modernización de la agricultura incrementan la contaminación, pero también es posible que otros factores puedan causar even-

tualmente la disminución de ésta; es decir, la gráfica del comportamiento de los contaminantes exhibe una forma de “U” invertida o forma de CAK.

Otra explicación emana de los flujos de inversión extranjera directa (IED), al poder presentar efectos positivos o negativos en relación con la calidad ambiental (Sapkota y Bastola, 2017). En el contexto de la inversión extranjera directa y su impacto sobre el ambiente, surge el hecho de la hipótesis del paraíso contaminante, la cual postula que las empresas más contaminantes se relocalizan en países con menores ingresos (Mun *et al.*, 2016). Por contraparte, la hipótesis del halo de contaminación postula que las empresas se instalarán con tecnologías más limpias, mejorando la calidad del ambiente (Balsalobre-Lorente *et al.*, 2019; Polloni-Silva *et al.*, 2021).

No obstante, la evidencia empírica sobre los efectos de la IED en la calidad ambiental y en las emisiones no es concluyente (Y. Huang *et al.*, 2022; Polloni-Silva *et al.*, 2021). Puede existir al mismo tiempo la hipótesis del paraíso contaminante y la hipótesis del halo de contaminación debido a diferencias de ingresos entre las regiones (Q. Wang *et al.*, 2023).

Teniendo en cuenta los hallazgos mixtos sobre la CAK, y que es sensible a la forma en que se estima (Aldy, 2005; Kang *et al.*, 2016), será necesario tomar en cuenta las diferencias regionales, como la dependencia entre estados, para que las estimaciones no sean sesgadas (Ditzen, 2018; Wang y Liu, 2019). Al respecto, Atasoy (2017), enfatiza que en países en desarrollo se deben considerar las diferencias regionales, al presentar estructuras económicas muy diversas, asociadas a la vocación productiva de cada zona del país, razón por la cual se opta por realizar un análisis con datos panel para las 32 entidades federativas de México de 1989 a 2018, para determinar la incidencia de la actividad económica, la industria y la inversión extranjera directa, sobre la emisión de gases de efecto invernadero.

Dicho lo anterior, en este trabajo se parte de dos premisas, la primera de ellas es identificar la existencia de la CAK de los GEI a nivel estatal y la segunda será evaluar si existe evidencia acerca de la hipótesis del paraíso contaminante o del halo de contaminación. Para esto, se utiliza el modelo *cross-sectionally augmented autoregressive distributive lag* (CS-ARDL) y el modelo *Cross-Sectionally augmented distributed Lag* (CS-DL), los cuales son estimadores robustos que consideran la dependencia entre las entidades federativas. Aunado a esto, se realiza el análisis de causalidad de Dumitrescu y Hurlin (2012), para determinar la dirección y sentido de la misma.

Si bien los efectos de la IED han sido abordados para diferentes países o regiones, en la literatura para el caso de México, no se ha tomado en cuenta la presencia de dependencia cruzada, endogeneidad y la heterogeneidad inherente a las entidades federativas, lo que puede generar posibles estimaciones sesgadas, situación que exhibe la necesidad de considerarlo en un análisis a nivel estatal. Además de esta introducción, este trabajo está estructurado en siete secciones: la segunda expone el marco teórico, la tercera contiene el estado del arte, la cuarta los materiales y métodos empleados, la quinta un breve análisis previo, la sexta los resultados y discusión de las estimaciones y en la última se presentan las conclusiones.

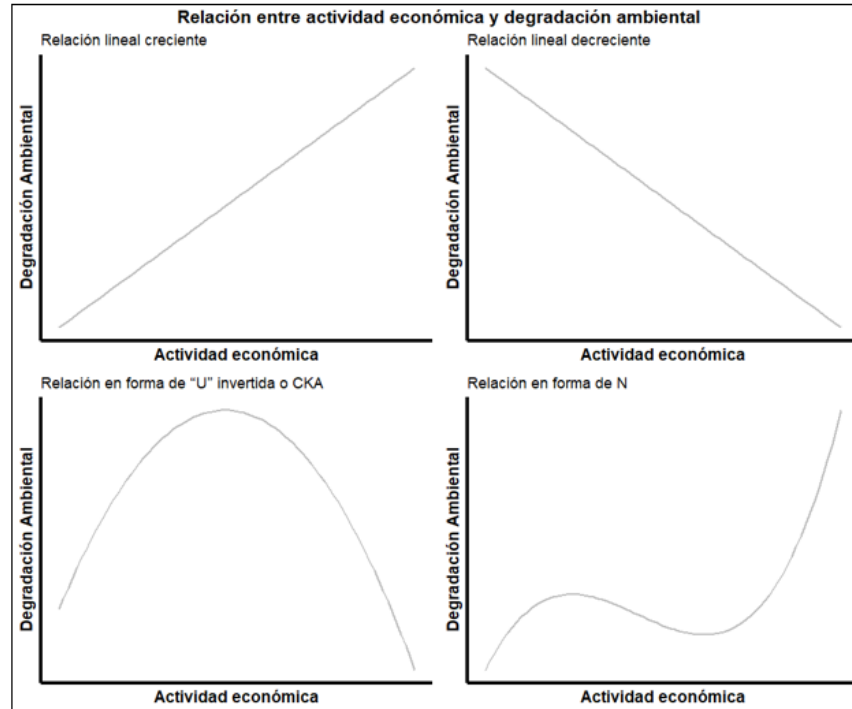
2. Marco teórico

La relación entre la actividad económica y la degradación ambiental ha sido estudiada de diversas maneras, entre las que se encuentra la CAK (He y Yao, 2017). Uno de los primeros trabajos en estudiar esta relación es el de Grossman y Krueger (1991); en este trabajo se explican tres conceptos asociados a la relación entre la actividad económica y las emisiones. El primero de ellos es el efecto escala, que es el incremento de la degradación ambiental debido al aumento de la actividad económica sin innovación tecnológica (Y. Huang *et al.*, 2022). El segundo se refiere a la composición de la economía: los sectores tienen diferente intensidad de contaminación, la agricultura y los servicios son menos intensivos que la manufactura o la industria (Bibi y Jamil, 2021; Stern, 2017). Stern (2017) describe el tercer efecto como un efecto tecnológico, debido a la forma y técnica con la que se produce. La evidencia empírica encontrada por Grossman y Krueger (1991) mostró una relación en forma de “U” invertida entre el ingreso y cierto tipo de emisiones. La relación de “U” invertida o CKA es una hipótesis que postula que el daño ambiental se incrementa primero con el aumento del ingreso, pero después disminuye. Se han hecho diversas investigaciones, pero los resultados son mixtos (Stern *et al.*, 1996). Para Dinda (2004), la relación entre la actividad económica y los indicadores ambientales se puede expresar en la ecuación 1.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it} + \beta_2 x_{it}^2 + \beta_3 x_{it}^3 + \beta_4 z_{it} + z_{it} \quad (1)$$

donde Y es algún indicador ambiental, x es el ingreso y z son otros factores. Dependiendo del signo de los betas asociados al ingreso (β_1 , β_2 y β_3), se pueden obtener diferentes tipos de relación entre la degradación ambiental y la actividad económica. Algunas de estas se encuentran en la Gráfica 1.

Gráfica 1. *Relación entre la actividad económica y la degradación ambiental*



Fuente: Elaboración propia con base en Catalán (2014).

Entre los otros factores (z) que impactan en la relación entre la actividad económica y la degradación ambiental, se encuentran la regulación, la difusión de tecnología, el comercio internacional, la industria y la inversión extranjera directa (Dinda, 2004). Sobre la inversión extranjera directa se han postulado dos efectos, la hipótesis del paraíso contaminante y la hipótesis del halo de contaminación.

Por un lado, la hipótesis del paraíso contaminante (HPC) sostiene que las empresas multinacionales, en especial las intensivas en contaminación, transfieren la producción a países con menor regulación ambiental, buscando evadir los controles ambientales de su país de origen (Dinda, 2004; Zhang y Zhou, 2016; Zilio, 2012). Suponiendo la existencia de la HPC, los países en vías de desarrollo se especializarían en sectores intensivos en contaminación, aumentando el daño ambiental (He y Yao, 2017). Uno de los principales canales de transferencia es la inversión extranjera directa; la contaminación en países en vías de desarrollo está relacionada con la IED porque permite la relocalización de industrias (Lan *et al.*, 2012; Sarkodie y Strezov, 2019).

Por otro lado, la hipótesis del halo de contaminación plantea que la inversión extranjera directa atrae capital y tecnología más nueva y menos contaminante al país anfitrión a través de las firmas internacionales, y con ello podrían producir externalidades que mejorarían la calidad ambiental (Cheng *et al.*, 2020; Q. Wang *et al.*, 2023; Zhang y Zhou, 2016).

También se ha propuesto que la IED tiene efectos no lineales. Por un lado, el efecto escala de la IED, ya que el incremento de la IED sin cambios en la forma de producción puede incrementar la actividad económica, lo que incrementa la contaminación (Q. Wang *et al.*, 2023; Zhang y Zhou, 2016). Pero también el incremento de la IED puede traer un efecto tecnológico, que puede ayudar a reducir las emisiones a través de la transferencia de tecnología moderna, que es más limpia, y de la experiencia y formas de producción de las firmas (Q. Wang *et al.*, 2023; Zhang y Zhou, 2016). El efecto composición de la IED tiene efectos diferenciados entre los países, puede ayudar tanto a mejoras ambientales como a incrementar la contaminación (Sarkodie y Strezov, 2019; Q. Wang *et al.*, 2023; Zhang y Zhou, 2016).

En cuanto a la industria, Arango-Miranda *et al.* (2018) describen que ésta se mantiene como una de las principales fuentes de emisión de gases de efecto invernadero. En los países industrializados, este sector juega un papel significativo, ya que usa una cantidad considerable de combustibles fósiles y con ello emite diferentes partículas que aumentan el daño ambiental (Voumik y Sultana, 2022). Gran parte de la contaminación proviene de la industria, por lo que un incremento del sector industrial en proporción al PIB incrementa la degradación del ambiente; esto se puede deber al incremento en la producción de carbón, acero, cemento, entre otros (Cheng *et al.*, 2020; Wang y Liu, 2019).

La evidencia empírica ha mostrado resultados mixtos en la relación de la actividad económica y la degradación ambiental. En trabajos como los de Cheng *et al.* (2020), Y. Wang *et al.* (2017) y Zhang y Zhou (2016), se encuentra una relación lineal, es decir, incrementos en la actividad económica generan incrementos en la degradación ambiental. Por su parte, trabajos como los de Azam y Khan (2016), Ceballos y Flores (2022), Jeon (2022) y Maddison (2006) han encontrado evidencia empírica a favor de la curva de Kuznets ambiental y trabajos como los de Akbostanci *et al.* (2009), Huang (2018) y Sharma *et al.* (2021) han encontrado evidencia empírica de una relación en forma de “N”, es decir, la contaminación sube hasta un punto de inflexión con respecto al ingreso a partir del cual la contaminación empieza a disminuir, pero tras alcanzar otro punto de inflexión, la contaminación vuelve a una tendencia creciente.

3. Revisión de la literatura

Se han empleado diferentes técnicas econométricas, diferentes periodos de estudio, diferentes sujetos de estudio y diversas variables para estimar la relación, y aunque en un conjunto de datos panel se confirme la existencia de la CKA, no necesariamente significa que se cumpla a nivel individual (Stern, 2017). Entre las diversas técnicas econométricas usadas están el panel de efectos fijos y aleatorios (Cole *et al.*, 2008; Fang *et al.*, 2020; Jeon, 2022), el panel por *Feasible Generalized Least Squares* (FGLS) (Cheng *et al.*, 2020; Y. Huang *et al.*, 2022; Zhang y Zhou, 2016), por *Augmented Mean Group* (AMG) (Voumik y Sultana, 2022; Atasoy, 2017; Shao *et al.*, 2021), por CS-ARDL (Voumik y Sultana, 2022; Sadiq *et al.*, 2024; Yu *et al.*, 2024), y por Common Correlated Effects Mean Group (CCEMG) (Isik *et al.*, 2021; Tiba y Belaid, 2020), entre otros.

Jáuregui *et al.* (2010), elaboraron un trabajo enfocado en el efecto ambiental de la industria manufacturera a partir del tratado de libre comercio de América del Norte en los estados de México. Usaron mínimos cuadrados ordinarios (MCO) con efectos aleatorios para los estados de México en los años 1993 y 2000. Como medida dependiente utilizaron un índice de polución manufacturera y como variables independientes el PIB per cápita, su cuadrado, así como un índice que indica el grado de apertura comercial. La evidencia empírica mostró la existencia de la curva ambiental de Kuznets y la hipótesis del paraíso contaminante.

En el trabajo de Kochi y Medina López (2013), a través de datos panel de efectos aleatorios para los estados de México en los años 1995 y 2005, estudiaron la relación entre las emisiones de dióxido de azufre per cápita y las actividades socioeconómicas, medidas por el PIB per cápita real, su cuadrado, la participación de la industria en el PIB, la calidad de las instituciones medida por un índice de corrupción, el coeficiente de GINI, la inversión extranjera per cápita real, dummy para el año 2005 y dummy sobre los estados que se encuentran en las fronteras norte y sur. Con diversas especificaciones del modelo y considerando las diversas fuentes de emisiones de dióxido de azufre, concluyeron que existe la curva de Kuznets ambiental así como la hipótesis del paraíso contaminante.

Kang *et al.* (2016), implementaron un modelo panel de dependencia espacial, en específico un *Spatial Durbin Model* (SDM), para 30 provincias chinas de 1997 a 2012. Como variable de degradación ambiental usaron las emisiones de CO₂ per cápita y como variables explicativas usaron el PIB per cápita real, su cuadrado, la forma cúbica, la estructura energética, la urbanización, la densidad de población y el intercambio comercial. La evidencia empírica mostró relación en forma de “N” invertida entre el PIB y las emisiones de CO₂; es decir, la contaminación disminuye, luego se incrementa y finalmente mantiene una tendencia decreciente, además, se encontró el halo de contaminación.

Mun *et al.* (2016), con datos panel de efectos fijos para algunas ciudades mexicanas en los años 1999, 2004 y 2009, describieron cómo la degradación ambiental medida por CO, O₃, NO₃, SO₂ y PM10 en términos per cápita es explicada por el valor agregado per cápita de la industria manufacturera, su cuadrado y el valor agregado per cápita de industrias manufactureras clasificadas como intensas en contaminación. La evidencia empírica mostró la existencia de la CKA y relación positiva entre las industrias más intensivas en contaminación y las emisiones.

Por su parte, Rahman (2017), con *Fully Modified Ordinary Least Squares* (FMOLS) y *Dynamic Ordinary Least Squares* (DOLS) para panel, analizó la dinámica para 11 países asiáticos de 1960 a 2014. La medida de degradación ambiental empleada son las emisiones de CO₂ per cápita y, como variables independientes, empleó el PIB per cápita real, su cuadrado, el uso energético medido por petróleo equivalente, exportaciones de bienes y servicios y densidad de población. En conjunto, la evidencia empírica mostró relación en forma de “U” y, de forma individual, resultados mixtos.

Atasoy (2017), consideró los efectos de la dependencia cruzada en los 50 estados de Estados Unidos, por lo cual optó por panel *Mean Group* (MG), AMG y CCEMG para el período 1960-

2010. La variable dependiente utilizada es la emisión de CO₂ per cápita y las variables independientes son el ingreso per cápita, su cuadrado, el consumo energético y la tasa de crecimiento de la población. En conjunto, los estimadores mostraron una relación de “U” invertida, es decir, CKA. Sin embargo, la estimación por AMG para cada estado mostró que 20 de los 50 estados no mantuvieron la relación.

Sarkodie y Strezov (2019) emplearon el estimador Driscoll-Kraay de error estándar y el panel de cuantil para analizar China, India, Irán, Indonesia y Sudáfrica de 1982 a 2016, estimaron la relación entre las emisiones de CO₂ como variable dependiente y el PIB per cápita, su cuadrado, su forma cúbica, los flujos de IED, su cuadrado, su forma cúbica y el uso energético como variables independientes. Los autores describieron que hay evidencia empírica para sostener la CKA y la hipótesis del paraíso contaminante para ambas formas de estimación.

Por su parte, Dogan e Inglesi-Lotz (2020), analizaron 7 países europeos de 1980 a 2014, con MCO de efectos fijos y con FMOLS, basados en el modelo *Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence, and Technology* (STIRPAT). Estimaron el efecto del PIB per cápita, su cuadrado, el valor agregado de la industria, su cuadrado, el porcentaje de combustibles fósiles usados, la intensidad energética, la urbanización y la densidad de población en las emisiones de CO₂. La evidencia empírica mostró la curva de Kuznets ambiental y la industria mostró una relación creciente.

Tiba y Belaid (2020), con panel de CCEMG y relaciones de causalidad de Granger en 27 países africanos de 1990 a 2013, exploraron la relación entre las emisiones de CO₂ equivalente y de dióxido de nitrógeno, con el PIB per cápita real, su cuadrado, los flujos de inversión extranjera directa, su cuadrado, el desarrollo financiero, el consumo energético y la apertura comercial. La evidencia empírica mostró CKA y, para el flujo de la IED, mostró relación de “U” invertida para ambos contaminantes.

Shao *et al.* (2021), con 11 países de 1980 a 2018 y con los estimadores de CS-ARDL, AMG y CCEMG para resultados robustos, estimaron la relación entre las emisiones de CO₂ per cápita como variable de degradación ambiental y como variables explicativas la innovación tecnológica verde, la energía renovable, la energía no renovable y la población. La evidencia empírica mostró una relación lineal creciente entre la población y las emisiones de CO₂, la energía renovable y la innovación verde mostraron una relación negativa respecto a las emisiones de CO₂.

Ceballos y Flores (2022), con regresión Prais-Winsten de panel para los estados de México de 1992 a 2018, utilizando los residuos sólidos urbanos (RSU) per cápita como variable de degradación ambiental, explican cómo las variables del PIB per cápita real, su cuadrado, su forma cúbica, así como la densidad de población, impactan en la generación de residuos. La evidencia empírica mostró la existencia de la CKA para residuos sólidos urbanos.

Voumik y Sultana (2022), investigaron la relación entre las emisiones de CO₂ respecto al PIB real, el tamaño de la población, el porcentaje de uso de energía renovable, la urbanización, la electricidad y la industrialización, todo esto basado en el modelo STIRPAT. Lo hicieron a través

de CS-ARDL y AMG, considerando la dependencia cruzada entre los países, la raíz unitaria y la cointegración de sus variables de estudio para los países de Brasil, Rusia, India, China y Sudáfrica (BRICS), para el periodo de 1972 a 2021. Los resultados de CS-ARDL mostraron una relación lineal creciente entre PIB y emisiones de CO₂ en el largo plazo, mientras que por AMG no resultó significativa esta relación de manera individual para cada país.

Para el caso de los estados de México, Méndez Delgado *et al.* (2023), con un modelo de panel espacial, específicamente un SDM, para los años 2013 y 2016, analizaron la relación de la degradación ambiental medida a partir de emisiones de CO, PM10 y PM2.5, con el grado de urbanización, el coeficiente de localización del comercio, el coeficiente sobre el combustible, la producción total bruta de la manufactura y los vehículos a motor registrados en circulación. La evidencia empírica encontrada fue una relación lineal creciente entre la producción total bruta y las emisiones.

Yu *et al.* (2024), a través de estimaciones por CS-ARDL, *Cross-Sectionally Augmented Distributed Lag* (CS-DL) y AMG, analizaron cómo la industrialización, la urbanización, el consumo energético, los flujos de IED y el desarrollo financiero impactaron en las emisiones de CO₂ per cápita para 14 países del este de África de 1990 a 2019. La evidencia empírica encontrada fue una relación lineal creciente y la hipótesis de paraíso contaminante. Así mismo, el análisis de causalidad basado en Dumitrescu y Hurlin (2012), comprueba las relaciones bidireccionales entre las variables.

Dada la revisión de la literatura sobre la CAK, la hipótesis del paraíso contaminante, la hipótesis del halo de contaminación y el impacto de la industria en la degradación ambiental, así como la brecha en la literatura sobre estudios a nivel regional de países en vías de desarrollo, se emplearán datos a nivel estatal de México de 1989 a 2018. El presente estudio emplea estimadores de segunda generación, reconociendo las diferencias y similitudes entre los estados para resultados robustos.

4. Materiales y métodos

4.1 Los datos

Para analizar los efectos de la actividad económica, la actividad secundaria y la inversión extranjera directa sobre el ambiente a nivel estatal, se recopiló la siguiente información:

- a) PIB per cápita en términos reales a precios 2013 por entidad federativa.
- b) PIB per cápita en términos reales de las actividades secundarias por entidad federativa.
- c) Flujos de inversión extranjera directa por entidad federativa como porcentaje del PIB.
- d) Gases de efecto invernadero per cápita por entidad federativa, medidos por toneladas de CO₂ equivalente.

La información sobre el PIB provino del INEGI (2022), los flujos de inversión extranjera

directa se obtuvieron de la Secretaría de Economía (2024) y los gases de efecto invernadero de la OCDE (2024). De acuerdo con la disponibilidad de datos, el periodo de estudio es de 1989 a 2018 para todos los datos, lo cual constituye una estructura de datos panel balanceada para todas las entidades federativas, el total de las observaciones son 960. Las variables per cápita son las más utilizadas para comprobar la curva de Kuznets ambiental (Isik *et al.*, 2021), por lo cual la mayoría están en esta medida. Además, el término per cápita permite hacer comparable cada unidad del panel, eliminando sesgos por tamaño (Kratochvíl y Havlíček, 2024). Se utiliza la IED como porcentaje del PIB basado en Wang y Liu (2019) y Zhang y Zhou (2016); los datos de los flujos de inversión extranjera directa por entidad federativa no están en términos de porcentaje del PIB, por lo cual se hace la transformación.

Algunas variables fueron transformadas en logaritmo natural para un análisis robusto y controlar la heteroscedasticidad (Wang y Liu, 2019). La inversión extranjera directa no fue transformada debido a que contiene valores negativos (Mahmood, 2023).

4.2 Metodología econométrica

Ante la posibilidad de dependencia espacial entre los estados, se realizó la prueba de Moran, esta sirve para detectar autocorrelación espacial entre los residuos de la estimación por mínimos cuadrados ordinarios, lo cual da pie a la exploración de modelos espaciales (Anselin, 1988), razón por la cual se usó la matriz de ponderación espacial de vecindad de tipo reina, donde toma el valor de 1 si es vecino de un estado y 0 en caso contrario. Otra dependencia que será importante considerar es la dependencia transversal entre los individuos, que causa problemas en las regresiones, generando estimaciones sesgadas (Ditzen, 2018; Tiba y Belaid, 2020). Ante la posibilidad de dependencia cruzada, se realizó la prueba CD señalada por Ditzen (2018, p.591), la cual se representa en la ecuación 2.

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N \rho_{i,j} \quad (2)$$

donde $\rho_{i,j}$ es el coeficiente de correlación por pares de los residuos de las regresiones individuales en el panel, y puede utilizarse para probar la dependencia transversal, de cualquier orden. Si bien por construcción la prueba está diseñada para aplicarse a residuales, Pesaran (2021, p. 11) señala que será robusta a rupturas estructurales siempre que la media incondicional permanezca inalterada, por lo tanto, se puede considerar al error como las desviaciones de la serie respecto a su media ($e_{it} = y_{it} - \mu_{it}$), y se podrá calcular coeficiente de correlación como

$$\rho_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it}}{\sum_{t=1}^T (e_i' e_i)^{\frac{1}{2}}} \frac{e_{jt}}{\sum_{t=1}^T (e_j' e_j)^{\frac{1}{2}}} \quad (3)$$

de ahí que Voumik y Sultana (2022) y Sharma *et al.* (2021), la aplican a cada variable del panel, sea balanceando o no balanceado, ya que de acuerdo con Pesaran (2015, 2021) sigue siendo consistente y robusta. Posterior a la prueba CD, siguiendo la metodología establecida por Voumik y Sultana (2022), Sadiq *et al.* (2024) y Yu *et al.* (2024), se realizó la prueba de heterogeneidad de pendientes desarrollada por Pesaran y Yamagata (2008).

Para probar si existe raíz unitaria en las variables en niveles y en primera diferencia, considerando la dependencia cruzada, se utilizaron las pruebas CIPS (*cross-sectionally augmented IPS*) y CADF (*cross-sectionally augmented ADF*) desarrolladas por Pesaran (2007).

El siguiente paso, en caso de no estacionariedad, son las pruebas de cointegración, estas pueden examinar si hay equilibrio en el largo plazo entre las variables (Zhang y Zhou, 2016; Dogan e Inglesi-Lotz, 2020). Por ello se utilizaron las pruebas desarrolladas por Kao (1999) y Pedroni (1999) bajo la hipótesis nula de no cointegración.

Cuando existen problemas de dependencia cruzada, causados por proximidad económica o externalidad y heterogeneidad de las pendientes, el estimador más apropiado es el de CS-ARDL (Shao *et al.*, 2021). El estimador de CS-ARDL, desarrollado por Chudik *et al.* (2016), permite resolver problemas de endogeneidad, no estacionariedad, orden mixto de integración, heterogeneidad de las pendientes y dependencia cruzada (Voumik y Sultana, 2022). Este modelo se puede representar como se establece en la ecuación (4).

$$y_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \beta'_{ij} X_{i,t-j} + \sum_{j=0}^k \psi'_{ij} \bar{Z}_{t-j} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

donde: $\bar{Z}_t = (\bar{y}_t, \bar{X}_t')'$

Además del estimador CS-ARDL, se utilizó el estimador CS-DL, que es robusto a la especificación errónea de la dinámica y a la correlación serial en los errores, siendo superior cuando los años de estudio están entre 30 y 50 años (Chudik *et al.*, 2016). Igualmente, se realizaron regresiones para cada entidad federativa con el estimador de CS-ARDL siguiendo lo hecho por Voumik y Sultana (2022), esto debido a que la estimación en conjunto podría no ser la misma que la individual (Barbier, 1997). En el caso de la elección de los rezagos, en el modelo CS-ARDL deben ser los suficientes para que el término de error no esté seriamente correlacionado, y en el caso del estimador CS-DL no requiere que se especifique el orden de los rezagos (Chudik *et al.*, 2016).

Siguiendo lo realizado por Ganda (2022), Sharma *et al.* (2021) y Yu *et al.* (2024), se utilizó lo desarrollado por Dumitrescu y Hurlin (2012) para explorar la causalidad entre las variables, teniendo en cuenta la heterogeneidad y la dependencia cruzada, bajo la hipótesis nula de no causalidad. Al respecto, Chudik *et al.* (2016) señalaron que, ante la presencia de una relación de causalidad bidireccional, el estimador CS-DL será consistente, aunque no permite efectos de retroalimentación o causalidad inversa al superar este problema con un T moderadamente largo.

5. Análisis previo

Considerando la revisión de la literatura y el propósito de la presente investigación, se examinó el impacto del PIB en forma lineal, así como su forma cuadrada. Para probar la hipótesis de la curva de Kuznets ambiental, se sigue la propuesta de Ceballos y Flores (2022) en lo referente en términos per cápita a nivel estatal, y para el caso del uso del término cuadrático, nos basamos en lo señalado por Jáuregui *et al.* (2010) y Kochi y Medina López (2013). En lo referente al PIB del sector secundario, se utiliza debido a que en países en vías de desarrollo se considera que un sector intensivo en contaminación, basado en lo hecho por Dogan e Inglesi-Lotz (2020) y Mun *et al.* (2016). La multicolinealidad es un potencial problema en la estimación de la CKA, el uso de sección cruzada y series de tiempo reduce, pero no elimina el potencial problema y no hay método seguro para detectar este problema (Panayotou, 1997). Se considera a la IED para determinar si hay evidencia empírica de la hipótesis del paraíso contaminante, del halo de contaminación o ningún efecto, basado en la propuesta hecha por Wang y Liu (2019) y Zhang y Zhou (2016). Esta relación se presenta en la siguiente función:

$$GEI = f(PIB, PIB^2, PIBs, IED) \quad (5)$$

donde *GEI* representa los gases de efecto invernadero per cápita por entidad federativa, representa el ingreso per cápita por entidad federativa a precios constantes base 2013, representa el ingreso per cápita de las actividades secundarias por entidad federativa a precios constantes base 2013 e *IED* representa el porcentaje de la inversión extranjera como parte del PIB. Considerando las transformaciones en logaritmos y los datos panel, la ecuación estimada es:

$$GEI_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln PIB_{it} + \beta_2 (\ln PIB_{it})^2 + \beta_3 \ln PIBs_{it} + \beta_4 IED_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

donde α_i es el intercepto específico de cada estado y ε_{it} es el término de error. Con base en la evidencia empírica presentada en la sección 6, el modelo CS-ARDL se estima en diferencia, dado que las variables no son estacionarias en niveles. Considerando la estimación por CS-ARDL el modelo a estimar es:

$$\Delta GEI_{it} = \alpha_{it} + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij} \Delta GEI_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \beta'_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \sum_{j=0}^k \psi'_{ij} \bar{Z}_{t-j} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

donde: $\bar{Z}_t = (\overline{GEI}_t, \bar{X}_t)'$ y representa los promedios transversales de las variables (Yu *et al.*, 2024). $X_{it} = (\ln PIB_{it}, (\ln PIB_{it})^2, \ln PIBS_{it}, IED_{it})'$, es decir, la matriz de las observaciones que varía entre los estados y el tiempo y $y_{it} = (GEI_{it})'$ es un vector de las observaciones de la variable dependiente de cada estado. En la ecuación 8 se presenta la ecuación 7 desarrollada.

$$\begin{aligned} \Delta GEI_{it} = & \alpha_{it} + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij} \Delta GEI_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{1j} \Delta \ln PIB_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{2j} \Delta \ln PIB^2_{i,t-j} \\ & + \sum_{j=0}^q \beta_{3j} \Delta \ln PIBS_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \beta_{4j} \Delta IED_{i,t-j} + \sum_{j=0}^k \psi_{1j} \overline{GEI}_{t-j} + \sum_{j=0}^k \psi_{2j} \overline{PIB}_{t-j} \\ & + \sum_{j=0}^k \psi_{3j} \overline{\ln PIB^2}_{t-j} + \sum_{j=0}^k \psi_{4j} \overline{\ln PIBS}_{t-j} + \sum_{j=0}^k \psi_{5j} \overline{IED}_{t-j} + \varepsilon_{it} \quad (8) \end{aligned}$$

Ditzen (2021), señala que el CS-ARDL puede reescribirse en un modelo de corrección de errores (ECM), es decir el *cross-sectionally augmented error-correction* (CS-ECM), esto basado en Pesaran *et al.* (1999). La ecuación con corrección de errores es la siguiente.

$$\Delta y_{it} = \alpha_{it} + \lambda_i [y_{i,t} - \theta_i X_{i,t}] + \sum_{j=1}^{p-1} \varphi_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \beta'_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \sum_{j=0}^k \psi'_{ij} \bar{Z}_{t-j} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} \text{donde } \lambda_i = & -(1 - \sum_{j=1}^{p_y} \varphi_{ij}), \theta_i = \frac{\sum_{j=0}^{p_x} \beta_{ij}}{1 - \sum_{j=1}^{p_y} \varphi_{ij}}, \varphi_{i,j} = -\sum_{m=j+1}^{p_y} \varphi_{im}, j = 1, 2, \dots, p_y - 1 \text{ y} \\ \beta'_{ij} = & -\sum_{m=j+1}^{p_x} \beta_{im}, j = 1, 2, \dots, p_x - 1. \end{aligned}$$

Es necesario señalar que solo será válida la ecuación 9, si el orden de integración de las series es inferior a 2 y se cointegran todas las variables del panel, por lo tanto, λ_i es distinto de cero. En la sección 6 del presente artículo, se muestran, tanto las pruebas de raíz unitaria, como las pruebas de cointegración para panel, ambos resultados nos esbozan la existencia de una relación de largo plazo. Al respecto, Ditzen (2021, p. 691 y 699) expone que tanto el CS-ARDL como el CS-ECM son equivalentes en los coeficientes de largo plazo, situación que emana del hecho de que un modelo ARDL puede ser reformulado como un ECM. Por lo tanto, las ecuaciones 8 y 9 son especificaciones que pueden ser estimadas de manera indistinta, para capturar los efectos de largo plazo de la IED, PIB, PIB del sector secundario sobre las emisiones de gases de efecto invernadero. En particular para esta investigación se opta por el modelo CS-ARDL. A continuación se muestra en la Cuadro 1 información sobre la media, desviación estándar, mínimo y máximo de manera global de cada una de las variables que se utilizan.

Cuadro 1. *Estadística descriptiva de las variables en conjunto*

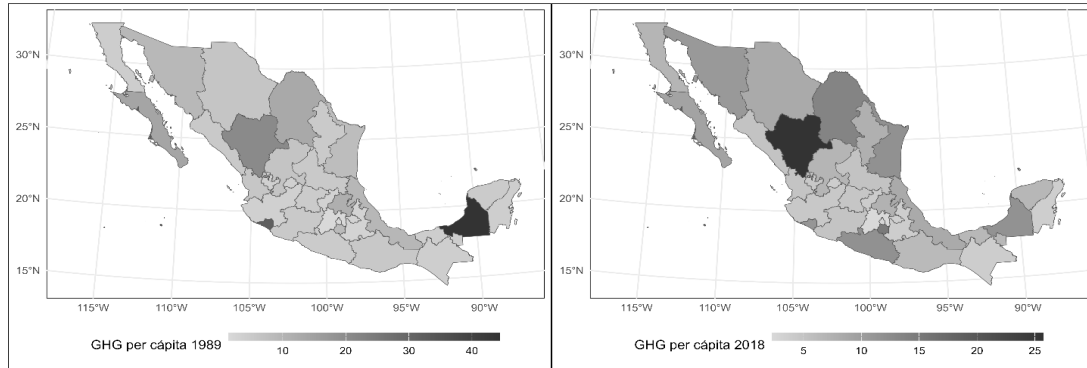
Variables	N	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
<i>GEI</i>	960	8.445783	8.526987	1.46	64.114
<i>lnPIB</i>	960	11.63952	0.5630172	10.80275	14.16153
<i>lnPIB²</i>	960	135.7951	13.72616	116.6994	200.5489
<i>lnPIBs</i>	960	10.5118	0.8291224	8.922824	14.10237
<i>IED</i>	960	0.0220892	0.0248861	-0.0090664	0.3454714

Fuente: Elaboración propia

El promedio de emisiones per cápita durante el periodo de estudio en los estados fue de 8.44 toneladas de CO₂ equivalente. En el Mapa 1 se puede observar la distribución espacial de las emisiones de dióxido de carbono equivalente per cápita por entidad federativa. En el lado izquierdo se observa el mapa de las emisiones para el año 1989 y en el lado derecho las emisiones para el año 2018. Se observa que la concentración de emisiones ha cambiado. En 1989, Campeche era el estado con mayor emisión de dióxido de carbono equivalente per cápita, con 44 toneladas emitidas, mientras que en 2018 fue Durango con 25 toneladas, ambos superiores al promedio global.

En 1989, las cinco entidades con mayores emisiones per cápita fueron Campeche (44.4 t), Colima (32 t), Durango (20.62 t), Baja California Sur (13.85 t) y Coahuila (12.89 t). Las cinco entidades con menores emisiones fueron Querétaro (3.23 t), Tlaxcala (2.92 t), Puebla (2.87 t), Ciudad de México (1.52 t) y Estado de México (1.48 t). Mientras que en el 2018 las cinco entidades con mayores emisiones per cápita fueron Durango (25.73 t), Morelos (14.95 t), Coahuila (13.64 t), Tamaulipas (11.79 t) y Guerrero (11.74 t). Las cinco entidades con menores emisiones fueron Puebla (3.81 t), Quintana Roo (3.81), Tlaxcala (3.55), Ciudad de México (2.71) y Estado de México (2.31). Con estos datos se puede observar que algunos estados han cambiado de posición y de cantidad emitida. Un ejemplo de ello es el Estado de México, mientras que en 1989 las emisiones per cápita de esta entidad fueron 1.48 toneladas, en 2018 las emisiones se incrementaron a 2.31 toneladas.

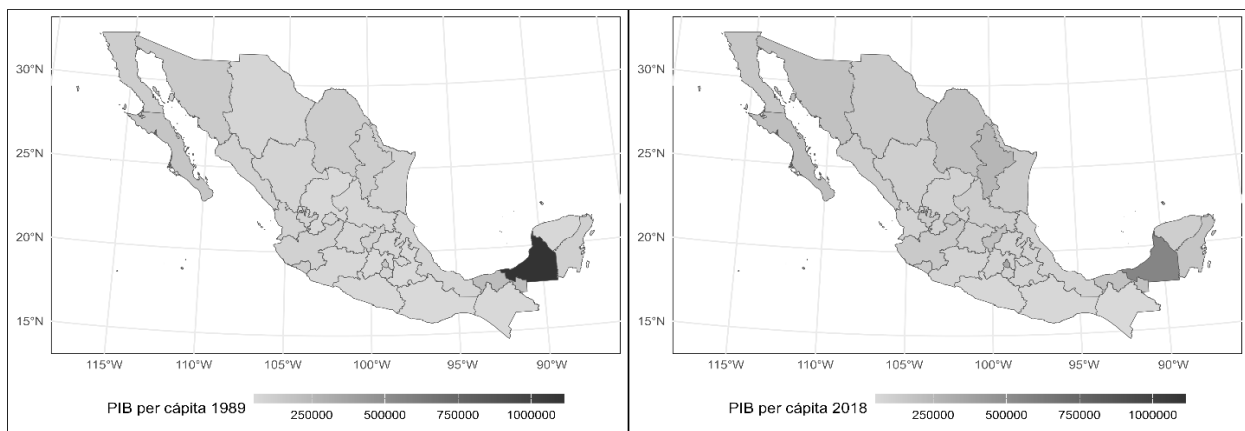
Mapa 1. Emisión de CO₂ equivalente en toneladas por entidad federativa



Fuente: Elaboración propia.

En el Mapa 2 se puede observar el PIB per cápita real por entidad federativa. En el lado izquierdo se encuentra la distribución espacial de la variable para el año 1989 y en el derecho para 2018. En ambos casos, Campeche es el estado con mayor PIB per cápita, pero no es el mayor emisor de CO₂ equivalente para el 2018. A diferencia de las emisiones en el mapa 2, no se aprecian de manera clara las diferencias del PIB, parece no haber variabilidad con el paso de los años, pero los datos confirman que sí cambia para las mismas entidades, ya que para el año 1989 las cinco entidades con mayor PIB per cápita fueron Campeche, Tabasco, Baja California Sur, Ciudad de México y Sonora, mientras que en el 2018 fueron Campeche, Ciudad de México, Nuevo León, Baja California Sur y Coahuila. Las entidades con menor PIB per cápita, en el año 1989 fueron Michoacán, Tlaxcala, Guerrero, Oaxaca y Chiapas, mientras que en el 2018 fueron Zacatecas, Chiapas, Estado de México, Puebla y Oaxaca.

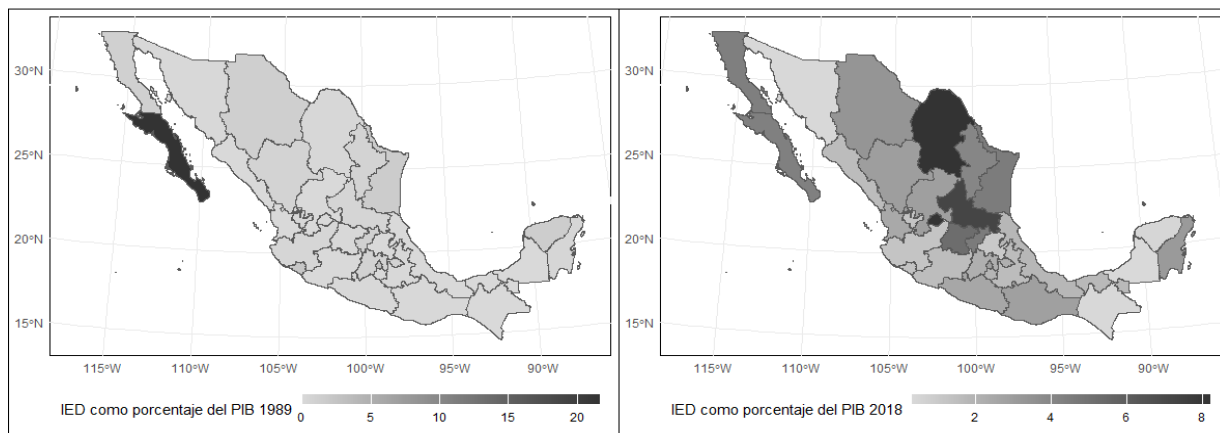
Mapa 2. PIB per cápita por entidad federativa



Fuente: Elaboración propia.

En el Mapa 3 se puede observar la distribución espacial de la IED como porcentaje del PIB. En el año 1989, los cinco estados con mayor porcentaje de inversión extranjera directa fueron Baja California Sur, Ciudad de México, Colima, Tamaulipas y Yucatán, mientras que los estados con menor porcentaje fueron Michoacán, Hidalgo, Campeche, Tabasco y Zacatecas. En el 2018, los cinco estados con mayor porcentaje de IED fueron Coahuila, Aguascalientes, San Luis Potosí, Guanajuato y Querétaro. Por su parte, los estados con menores flujos fueron Hidalgo, Yucatán, Sonora, Chiapas y Campeche. Al igual que con las anteriores variables, con el paso de los años algunos estados se mantienen en el mismo estrato mientras que otros son desplazados.

Mapa 3. IED porcentaje del PIB por entidad federativa



Fuente: Elaboración propia.

6. Resultados y discusión

Se empieza explorando el modelo de mínimos cuadrados ordinarios y sus residuos para explorar la posible dependencia espacial entre los estados. En la Cuadro 2 se encuentran los resultados de la estimación.

Cuadro 2. Estimación de MCO

Variables	Coeficiente	error estándar	p-valor
$\ln PIB$	-129.2721	7.5298	0.000***
$\ln PIB^2$	5.5548	0.3102	0.000***
$\ln PIBs$	2.3078	0.4992	0.000***
IED	-2.1560	7.9869	0.787
Índice de Moran: 0.043165 (0.4828) ¹			

Nota: Los niveles de significancia están al 10%, 5% y 1% denotados por *, **, ***.

Los resultados del índice de Moran indican ausencia de autocorrelación espacial, por lo que se descarta el análisis espacial de las variables. Siguiendo con la metodología propuesta, en la Cuadro 3 se pueden observar los resultados de la prueba de Pesaran (2021). La evidencia empírica mostró dependencia cruzada en todas las variables. Esto se puede deber a que los estados están conectados de manera económica, social, cultural, entre otras circunstancias.

Cuadro 3. Prueba CD

Variable	Estadístico	p-valor
<i>GEI</i>	34.87	0.00***
<i>lnPIB</i>	58.86	0.00***
<i>lnPIB²</i>	58.91	0.00***
<i>lnPIBs</i>	22.46	0.00***
<i>IED</i>	48.08	0.00***

Nota: Los niveles de significancia están al 10%, 5% y 1% denotados por *, **, ***.

En la Cuadro 4 se puede observar el resultado de la prueba de Pesaran y Yamagata (2008). La evidencia empírica mostró que las pendientes son heterogéneas entre las unidades del panel, es decir, hay variabilidad en los coeficientes entre los estados. Esto coincide con lo mostrado en los mapas, es decir, variabilidad entre las regiones.

Cuadro 4. Prueba de heterogeneidad de pendientes

	Estadístico	p-valor
Δ test	15.151	0.00***
Δ adj test	16.940	0.00***

Nota: Los niveles de significancia están al 10%, 5% y 1% denotados por *, **, ***.

En la Cuadro 5 se muestran los resultados de las pruebas de raíz unitaria, tanto por CIPS como por CADF, ambos con dos rezagos. La evidencia empírica mostró diferente orden de integración. En su mayoría, las variables son integradas de orden I (1), solo la IED es estacionaria en nivel y en primera diferencia bajo ambas pruebas.

Cuadro 5. Prueba de raíz unitaria

Variable	CIPS		CADF	
	Nivel	Primera diferencia	Nivel	Primera diferencia
<i>GEI</i>	-1.37	-5.042***	-1.493	-2.773***
<i>lnPIB</i>	-1.439	-4.252***	-1.578	-2.270***
<i>lnPIB</i> ²	-1.421	-4.254***	-1.551	-2.268***
<i>lnPIBs</i>	-1.366	-4.276***	-1.555	-2.462***
<i>IED</i>	-3.540***	-6.015***	-2.114**	-3.348***

Nota: Los niveles de significancia están al 10%, 5% y 1% denotados por *, **, ***.

En la Cuadro 6 se muestran los resultados de las pruebas de cointegración que permiten determinar si hay relación y equilibrio de largo plazo. La evidencia empírica mostró cointegración en todos los estadísticos de Kao (1999) y en dos de tres en los de Pedroni (1999) al 95%, por lo cual, con base en la evidencia empírica, se consideró que hay cointegración y por ende relación de largo plazo.

Cuadro 6. Pruebas de cointegración

Kao	Estadístico	P-valor
Modified Dickey–Fuller t	-3.6228	0.0000***
Dickey–Fuller t	-2.3893	0.0084***
Augmented Dickey–Fuller t	-4.3313	0.0000***
Unadjusted modified Dickey–Fuller t	-3.6315	0.0001***
Unadjusted Dickey–Fuller t	-2.3932	0.0084***
Pedroni		
Modified Phillips–Perron t	3.3705	0.0000***
Phillips–Perron t	-1.8838	0.0298**
Augmented Dickey–Fuller t	0.2615	0.3969

Nota: Los niveles de significancia están al 10%, 5% y 1% denotados por *, **, ***.

Tomando en cuenta la dependencia cruzada, la heterogeneidad de las pendientes, el diferente orden de integración, la existencia de una relación de largo plazo entre las variables al ser estadísticamente significativas las pruebas de cointegración para panel, como la evidencia empírica encontrada, se realizó la estimación del modelo CS-ARDL. En la Cuadro 7 se muestran los resultados, los efectos tanto de corto como de largo plazo. Para un análisis robusto, en la Cuadro 8 se muestran los resultados de la estimación por CS-DL. Dado que en el modelo CS-DL no se requiere especificar el orden de los rezagos y en el CS-ARDL se utiliza para que los errores no estén seriamente correlacionados (Chudik *et al.*, 2016), se opta por seguir un orden de rezagos

en $p=1$ y en $q=1$. Por la metodología empleada no se reportan criterios de selección del orden de los rezagos, además de que no hay guía de selección en este tipo de modelos dinámicos de sección cruzada (Ditzen, 2024); el orden presentado se puede deducir de la conversión de CS-ECM a CS-ARDL (Ditzen, 2021). Los coeficientes en las Cuadros 7 y 8 son los promedios de todas las entidades federativas.

Cuadro 7. Estimación CS-ARDL de corto y largo plazo

Corto plazo			
Variables	Coeficiente	error estándar	p-valor
$\Delta \ln PIB$	207.1097	119.8175	0.084*
$\Delta \ln PIB^2$	-8.766229	5.177588	0.090*
$\Delta \ln PIBs$	-6.287021	5.122652	0.220
ΔIED	-3.638351	2.452635	0.138
Largo plazo			
$\ln PIB$	197.3308	118.7352	0.097*
$\ln PIB^2$	-8.271989	4.997629	0.098*
$\ln PIBs$	-6.916627	5.72734	0.227
IED	-4.052746	2.797235	0.147
Wooldridge test for autocorrelation in panel data: 0.294(0.59)			

Nota: Los niveles de significancia están al 10%, 5% y 1% denotados por *, **, ***.

Cuadro 8. Estimación CS-DL

Variables	Coeficiente	error estándar	p-valor
$\Delta \ln PIB$	195.891	105.6229	0.064*
$\Delta \ln PIB^2$	-8.328347	4.598701	0.070*
$\Delta \ln PIBs$	-6.995149	5.622614	0.213
ΔIED	-6.617983	4.156584	0.111

Nota: Los niveles de significancia están al 10%, 5% y 1% denotados por *, **, ***.

La evidencia empírica observada en la Cuadro 7 muestra que, en el corto plazo, solo las variables del PIB tienen influencia en las emisiones de dióxido de carbono equivalente. Se observa que los signos de las betas indican una función en forma de “U” invertida según Dinda (2004); es decir, prueba la hipótesis de la curva de Kuznets ambiental al 10% de significancia. Esto implica que la contaminación se incrementa hasta un punto de inflexión, a partir del cual la contaminación disminuye. Se aplica la prueba de Wooldridge para panel y muestra que no hay autocorrelación serial en los residuales. De igual manera, en la Cuadro 8, la estimación por CS-DL muestra la misma relación en forma de “U” invertida, esto es consistente con la evidencia

empírica encontrada por Ceballos y Flores (2022), Jáuregui *et al.* (2010), Kochi y Medina López (2013) para el caso de México, ya ellos encuentran forma de “U” invertida es decir, CKA para México a diferentes niveles de análisis, diferentes periodos del tiempo y con otros contaminantes. La evidencia empírica también contrasta por lo encontrado por Méndez Delgado *et al.* (2023), ya que ellos encontraron relación lineal creciente en el largo plazo, mientras que el presente trabajo encontró evidencia empírica de disminución de las emisiones de gases de efecto invernadero en el largo plazo. Comparado con la evidencia empírica internacional, los resultados van en sentido de lo encontrado por Atasoy (2017) y Tiba y Belaid (2020), ya que hallaron evidencia a favor de la CKA en sus investigaciones, por contraparte los resultados contrastan con Akbostancı *et al.* (2009), Huang (2018), Sharma *et al.* (2021), quienes encuentran relación en forma de “N”, con lo cual no se cumple la hipótesis de la curva de Kuznets ambiental.

En cuanto a la industria, en ambas estimaciones la evidencia empírica muestra que no es significativa la variable al impactar en las emisiones de dióxido de carbono equivalente. Esto contrasta con Kochi y Medina López (2013), Méndez Delgado *et al.* (2023) y Mun *et al.* (2016), quienes encontraron que la industria es significativa y que genera incrementos en la degradación ambiental en México. A nivel internacional, la evidencia empírica contrasta con Voumik y Sultana (2022), Dogan e Inglesi-Lotz (2020) y Yu *et al.* (2024), ya que ellos encontraron que la industria en el largo plazo incrementa la degradación ambiental. Sólo en el corto plazo los resultados son similares a Voumik y Sultana (2022), ya que no encontraron significancia en el corto plazo entre la industria y las emisiones de CO₂.

La inversión extranjera directa no es significativa, esto contrasta en México a nivel nacional con lo encontrado por Kochi y Medina López (2013), quienes encontraron evidencia empírica a favor de la hipótesis del paraíso contaminante usando la inversión extranjera directa. De igual manera, contrasta con Jáuregui *et al.* (2010), considerando que usaron un índice de apertura comercial y que la evidencia empírica encontrada fue a favor de la hipótesis del paraíso contaminante. También contrasta con Balsalobre-Lorente *et al.* (2019), ya que encuentran reducción de huella ecológica con incrementos de la IED en su forma cuadrada para México. A nivel internacional, contrasta con la evidencia empírica encontrada por Sarkodie y Strezov (2019), Tiba y Belaid (2020) y Yu *et al.* (2024), quienes encontraron una relación significativa entre la inversión extranjera y la degradación ambiental, ya sea por la hipótesis del paraíso contaminante o del halo de contaminación. La evidencia empírica va en el sentido de lo encontrado por Ganda (2022), quien encuentra una relación no significativa entre la IED y las emisiones. En Q. Wang *et al.* (2023), explican que el efecto del paraíso contaminante y el halo de contaminación pueden estar ocurriendo al mismo tiempo, pero en diferentes niveles de ingreso, esta podría ser la razón por la que no es significativa la relación, ya que ambos efectos podrían estar anulándose. Por su parte, Jenkins (2003), concluyó que México se especializó después del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN) en industrias menos intensas en contaminación, debido al endurecimiento de la norma ambiental.

Considerando que existen las diferencias regionales y la heterogeneidad entre los estados, además de verificar si hay efectos diferenciados respecto al impacto de la producción y de la inversión extranjera directa sobre las emisiones de CO₂ equivalente, en la Cuadro 9 se desarrolla la estimación de CS-ARDL para cada estado.

Cuadro 9. *Estimación CS-ARDL de largo plazo para cada entidad federativa*

Estado	$\ln PIB$	$\ln PIB^2$	$\ln PIB_s$	IED
Aguascalientes	15.30243	0.2555616	-0.715914	-0.8340148
Baja California	255.7915	1.690579	-10.76518	-5.89773
Baja California Sur	305.2969	1.316338	-12.86115	3.940637
Campeche	1214.723***	-177.1983***	-38.49978	23.26053
Coahuila	18.2477	-11.27681	0.2963655	4.219217
Colima	1771.188	-8.623423	-74.8061	-41.90231**
Chiapas	-144.8901	0.7046168	6.528793	-1.030295
Chihuahua	223.5861	1.696024	-9.752445	2.672032
Ciudad de México	-0.8295828	0.18912	-0.0349051	0.6771219
Durango	581.7046	-2.254791	-25.0355	-3.108723
Guanajuato	-82.65284	-2.283533	4.063178	7.957624
Guerrero	1864.411	3.679563	-85.00414	-19.10327
Hidalgo	611.8597	5.146524	-27.75734	-6.580401
Jalisco	-13.11059	0.5159145	0.4158241	-1.367342
México	189.916	0.8463705	-8.547945	1.215257
Michoacán	70.01673	-0.1763643	-3.122575	-0.2703986
Morelos	-431.7799	-11.92959	20.05067	8.927566
Nayarit	-120.3894	-0.2504154	5.368984	4.819035
Nuevo León	-31.09281	-1.786061	1.32624	-1.619382
Oaxaca	93.94189	0.6651277	-4.077549	8.90042
Puebla	-9.519376	3.413782	-0.0506002	2.845512
Querétaro	74.91554	-1.712778	-3.094656	-0.8519308
Quintana Roo	-236.9557	-0.0782269	10.09018	-0.8247091
San Luis Potosí	62.82695	-0.2755931	-2.651404	-2.167617
Sinaloa	101.1949	0.7415596	-4.514323	-1.246943
Sonora	-1947.418	19.218	78.51873	-63.88021
Tabasco	-318.2316	-43.3398	15.66751	-29.70881
Tamaulipas	227.1394	-0.659103	-9.441532	-3.402944
Tlaxcala	17.8719	1.079225	-0.930176	-0.0528688
Veracruz	1258.45	-0.2403598	-54.84718	-15.8851
Yucatán	565.0218	-0.3764937	-24.83045	0.8656339
Zacatecas	128.0486	-0.02869	-5.689282	-0.2534605

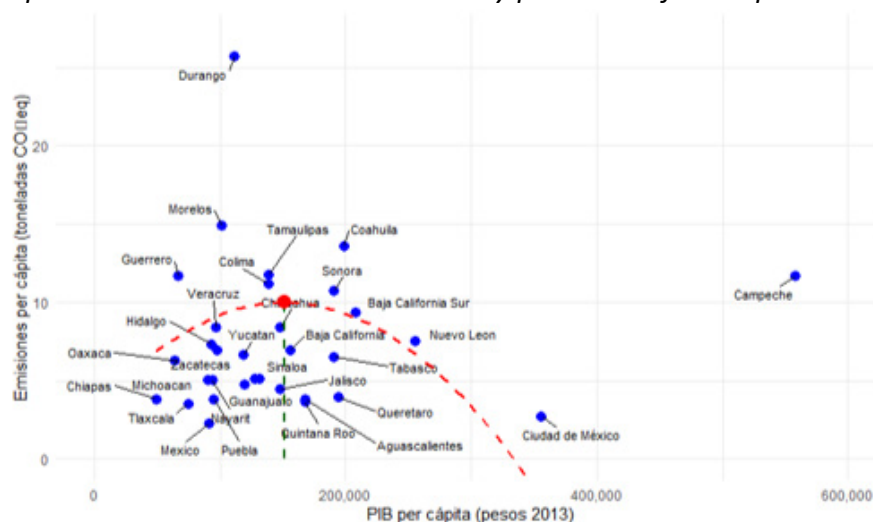
Nota: Los niveles de significancia están al 10%, 5% y 1% denotados por *, **, ***.

La evidencia empírica a nivel estatal contrasta con lo encontrado a nivel global. Por un lado, sólo el estado de Campeche es significativo en la relación en forma de “U” invertida y Colima con la hipótesis del halo de contaminación; el resto de los estados no tienen relación significativa con las variables. Es decir, de manera global, considerando todas las entidades, existe una relación en forma de “U” invertida en el corto y largo plazo, pero de manera individual la evidencia empírica muestra que no son significativas las variables. Sobre la IED se muestran diferentes signos entre los estados, con lo cual tanto la hipótesis del paraíso contaminante como la del halo de contaminación se pueden estar cancelando, aunque no son significativas de manera individual ni global. Con base en la evidencia empírica sobre la curva de Kuznets ambiental obtenida de los coeficientes promedio del panel reportado en la cuadro 7, se estima el punto de inflexión. De acuerdo con Giovanis (2013) y To *et al.* (2019), la fórmula para calcular el punto de inflexión es:

$$PIB = e^{\left(\frac{\beta_1}{-2\beta_2}\right)}$$

Basado en esto, el punto de inflexión se sitúa en 151,395 pesos reales a precio del 2013. En la Gráfica 2 se observa que los estados que ya han pasado el punto de inflexión se encuentran después de la línea vertical y los estados que no, se encuentran del lado izquierdo de la línea.

Gráfica 2. Representación de la curva de Kuznets y punto de inflexión para los estados 2018



Fuente: Elaboración propia

Los estados que ya han pasado el punto son: Campeche, Ciudad de México, Nuevo León, Baja California Sur, Coahuila, Querétaro, Sonora, Tabasco, Aguascalientes, Quintana Roo y Baja California, el resto de los estados no han pasado el punto. En la Cuadro 10 se realizó la estimación

de causalidad entre variables conforme a lo desarrollado por Dumitrescu y Hurlin (2012) y en la Cuadro 11 en el Anexo se encuentran el resto de las estimaciones de causalidad.

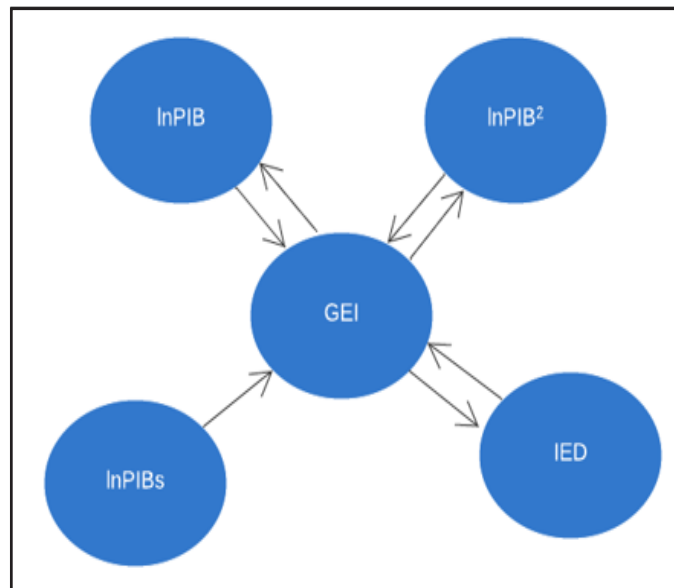
Cuadro 10. *Estimación de causalidad*

Hipótesis nula	Estadístico W	Estadístico Zbar	P-valor
$\ln PIB \nrightarrow GEI$	1.8567	3.427	0.0006***
$\ln PIB^2 \nrightarrow GEI$	1.8647	3.4587	0.0005***
$\ln PIB^3 \nrightarrow GEI$	1.8722	3.4888	0.0005***
$\ln PIBs \nrightarrow GEI$	2.1996	4.7982	0.0000***
$IED \nrightarrow GEI$	3.5915	10.3658	0.0000***

Nota: Los niveles de significancia están al 10%, 5% y 1% denotados por *, **, ***.

En la Gráfica 3 se pueden apreciar las relaciones de causalidad entre las variables independientes y los gases de efecto invernadero. La evidencia empírica muestra relaciones bidireccionales entre la mayoría de las variables relacionadas con las emisiones de dióxido de carbono equivalente con una confianza al 99%. En el caso del PIB secundario, se muestra una relación unidireccional entre este y las emisiones, siendo la industria quien causa las emisiones. Esto contrasta con lo encontrado por Yu *et al.* (2024), quienes encontraron una relación bidireccional entre ambas variables.

Gráfica 3. *Relaciones de causalidad entre GEI y la actividad económica*



Fuente: Elaboración propia

En cuanto a la IED la evidencia empírica muestra una relación bidireccional, esto va en sentido a lo encontrado por Ganda (2022) y Yu *et al.* (2024), ya que encuentran el mismo tipo de relación. Ellos coinciden en comentar que esto implica que las variables están conectadas en una relación dinámica y que los cambios en una de ellas afectan a la otra en el largo plazo. Esta interpretación se puede generalizar a las relaciones bidireccionales, mientras que en las relaciones unidireccionales sólo la variable significativa causa a la otra. Es importante aclarar que lo desarrollado por Dumitrescu y Hurlin (2012), sólo prueba la causalidad, no la magnitud ni el signo del efecto. Cabe destacar que la IED mostró una relación unidireccional con el PIB en su forma lineal, siendo la IED la que causa al PIB, es decir, las fluctuaciones de la IED afectan a la producción. De manera directa de acuerdo con la estimación por CS-ARDL y CS-DL, la IED no es significativa al momento de incrementar las emisiones, pero la IED sí influye en el PIB, por lo cual es un canal indirecto entre la IED y las emisiones.

En cuanto a la variable del PIB en su forma lineal, la evidencia empírica contrasta con lo encontrado por Ganda (2022) y Sharma *et al.* (2021), ya que ambos encuentran una relación unidireccional, por un lado, CO₂ afectando al PIB y por otro el PIB causando las emisiones. La evidencia empírica del presente trabajo muestra una relación bidireccional significativa entre las variables relacionadas con el PIB. Esto implica una relación dinámica entre la degradación ambiental y la actividad económica, retroalimentándose de cambios entre sí de forma no lineal debido a la expresión cuadrática, dando forma de “U” invertida.

7. Conclusiones

La emisión de gases de efecto invernadero ha contribuido al cambio climático y a la degradación ambiental. En México existen efectos diferenciados entre las entidades federativas del país, teniendo entidades con emisiones para el 2018 superiores al promedio mundial, como Durango con 25.73 toneladas emitidas y entidades con menores emisiones como el Estado de México con 2.31 toneladas emitidas. De igual manera, existen efectos diferenciados entre la actividad económica y la inversión extranjera directa entre los estados, dando como resultado efectos diferenciados individuales, pero que se mantienen conectados por la dinámica económica.

A partir de las estimaciones por ARDL-CS y CS-DL, se encuentra que existe una relación en forma de “U” invertida entre el producto interno bruto per cápita en términos reales y las emisiones de dióxido de carbono equivalente per cápita, lo que implica que las emisiones de dióxido de carbono equivalente tienen una tendencia creciente, para después llegar a un punto de inflexión y decrecer en el largo plazo, con lo cual se cumple la hipótesis de la curva de Kuznets ambiental a nivel estatal en México. Cabe destacar que los resultados a nivel nacional no son similares a los encontrados a nivel individual; por un lado, considerando el conjunto de entidades la relación es en forma de “U”, pero cuando se considera de forma individual, la evidencia empírica muestra diferenciación entre los resultados.

La relación entre las emisiones de dióxido de carbono equivalente y la inversión extranjera directa no presentó significancia conforme a la evidencia aportada por la regresión ARDL-CS y CS-DL, por lo cual no se puede aceptar la hipótesis del paraíso contaminante ni la del halo de contaminación. A nivel de política económica, se considera que se puede alentar la atracción de inversión extranjera directa para incrementar la actividad económica, pero de manera preferible atraer inversión extranjera directa de actividades no intensivas en emisiones, para evitar ser un país atractor de inversiones con alta intensidad en emisiones y evitar caer en la hipótesis del paraíso contaminante. De igual manera, la industria no mostró significancia con las emisiones.

La prueba de causalidad mostró relación dinámica entre la mayoría de las variables y las emisiones de dióxido de carbono equivalente; sólo la industria mostró una relación unidireccional, siendo esta la que tiene efectos en las emisiones. Adicionalmente, los resultados de causalidad mostraron una relación no lineal entre la actividad económica y las emisiones. Asimismo, estos hallazgos mostraron una relación no lineal entre la actividad económica y las emisiones.

Finalmente, es necesario señalar, que esta investigación presenta algunas limitaciones que permitirán abrir nuevas líneas de investigación, al centrarse en el sector secundario, el crecimiento económico y la inversión extranjera directa como determinantes de las emisiones de dióxido de carbono equivalente a nivel estatal, dejando fuera factores como la infraestructura y las instituciones. Si bien el enfoque de datos panel nos permitió capturar algunos hechos estilizados sobre la dinámica regional, el hecho de que existen diferencias específicas en los estados pudo generar sesgos. Futuros estudios podrían incluir variables institucionales, explorar umbrales del comportamiento de otros sectores de la producción y las exportaciones como medida del comercio internacional.

Referencias

- Akbostancı, E., S. Türüt-Aşık y G. İ. Tunç. 2009. "The relationship between income and environment in Turkey: Is there an environmental Kuznets curve?" *Energy Policy*, 37(3), 861-867. DOI: 10.1016/j.enpol.2008.09.088
- Aldy, J. E. 2005. "An environmental Kuznets curve analysis of US state-level carbon dioxide emissions". *The Journal of Environment y Development*, 14(1), 48-72. DOI: 10.1177/1070496504273514
- Anselin, L. 1988. *Spatial econometrics: Methods and models*. Amsterdam: Kluwer Academic. (*Studies in operational regional science*). DOI: 10.1007/978-94-015-7799-1
- Arango-Miranda, R., R. Hausler, R. Romero-López, M. Glaus y S. P. Ibarra-Zavaleta. 2018. "An overview of energy and exergy analysis to the industrial sector, a contribution to sustainability". *Sustainability (Switzerland)*, 10(1), 153. DOI: 10.3390/su10010153
- Atasoy, B. S. 2017. "Testing the environmental Kuznets curve hypothesis across the U.S.: Evidence from panel mean group estimators". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 77, 731-747. DOI: 10.1016/j.rser.2017.04.050

- Azam, M. y A. Q. Khan. 2016. "Testing the environmental Kuznets curve hypothesis: A comparative empirical study for low, lower middle, upper middle and high income countries". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 63, 556-567. DOI: 10.1016/j.rser.2016.05.052
- Balsalobre-Lorente, D., K. K. Gokmenoglu, N. Taspinar y J. M. Cantos-Cantos. 2019. "An approach to the pollution haven and pollution halo hypotheses in MINT countries". *Environmental Science and Pollution Research*, 26(22), 23010-23026. DOI: 10.1007/s11356-019-05446-x
- Barbier, E. B. 1997. "Introduction to the environmental Kuznets curve special issue". *Environment and Development Economics*, 2(4), 369-381. DOI: 10.1017/S1355770X97000193
- Bibi, F. y M. Jamil. 2021. "Testing environment Kuznets curve (EKC) hypothesis in different regions". *Environmental Science and Pollution Research*, 28(11), 13581-13594. DOI: 10.1007/s11356-020-11516-2
- Catalán, H. 2014. "Curva ambiental de Kuznets: implicaciones para un crecimiento sustentable". *Economía Informa*, 389, 19-37. DOI: 10.1016/s0185-0849(14)72172-3
- Ceballos Pérez, S. G. y R. Flores Xolocotzi. 2022. "Una prueba de hipótesis de la curva ambiental de Kuznets para residuos sólidos urbanos en México, 1992-2018". *Revista de Economía*, 39(99), 54-82. DOI: 10.33937/reveco.2022.275
- Cheng, Z., L. Li y J. Liu. 2020. "The impact of foreign direct investment on urban PM2.5 pollution in China". *Journal of Environmental Management*, 265, 110532. DOI: 10.1016/j.jenvman.2020.110532
- Chudik, A., K. Mohaddes, M. H. Pesaran y M. Raissi. 2016. "Long-run effects in large heterogeneous panel data models with cross-sectionally correlated errors". In *Essays in honor of Aman Ullah* (pp. 85-135). Bingley, England: Emerald. (*Advances in econometrics*, 36) DOI: 10.1108/S0731-905320160000036013
- Cole, M. A., R. J. R. Elliott y S. Wu. 2008. "Industrial activity and the environment in China: An industry-level analysis". *China Economic Review*, 19(3), 393-408. DOI: 10.1016/j.chieco.2007.10.003
- Crippa, M. et al. 2021. *GHG emissions of all world countries*. Luxembourg: Publications Office of the European Union, 10, 953322. DOI: 10.2760/953322
- Dinda, S. 2004. "Environmental Kuznets curve hypothesis: A survey". *Ecological Economics*, 49(4), 431-455. DOI: 10.1016/j.ecolecon.2004.02.011
- Ditzen, J. 2018. "Estimating dynamic common-correlated effects in Stata". *The Stata Journal*, 18(3), 585-617. DOI: 10.1177/1536867X1801800306
- Ditzen, J. 2021. "Estimating long-run effects and the exponent of cross-sectional dependence: An update to xtdcce2". *The Stata Journal*, 21(3), 687-707. DOI: 10.1177/1536867X211045560
- Ditzen, J. 2024. "Too much or too little? New tools for the static CCE Estimator". *Italian Stata Users' Group Meetings 2024 04*, Stata Users Group. <https://ideas.repec.org/p/boc/isug24/04.html>
- Dogan, E. y R. Inglesi-Lotz. 2020. "The impact of economic structure to the environmental Kuznets curve (EKC) hypothesis: evidence from European countries". *Environmental Science and Pollution Research*, 27(11), 12717-12724. DOI: 10.1007/s11356-020-07878-2

- • • •
- Dumitrescu, E. I. y C. Hurlin. 2012. "Testing for Granger non-causality in heterogeneous panels". *Economic Modelling*, 29(4), 1450-1460. DOI: 10.1016/j.econmod.2012.02.014
- Fang, Z., B. Huang y Z. Yang. 2020. "Trade openness and the environmental Kuznets curve: Evidence from Chinese cities". *The World Economy*, 43(10), 2622-2649. DOI: 10.1111/twec.12717
- Ganda, F. 2022. "The nexus of financial development, natural resource rents, technological innovation, foreign direct investment, energy consumption, human capital, and trade on environmental degradation in the new BRICS economies". *Environmental Science and Pollution Research*, 29(49), 74442-74457. DOI: 10.1007/s11356-022-20976-7
- Giovanis, E. 2013. "Environmental Kuznets curve: Evidence from the British household panel survey". *Economic Modelling*, 30(1), 602-611. DOI: 10.1016/j.econmod.2012.10.013
- Grossman, G. M. y A. B. Krueger. 1991. "Environmental impacts of a North American free trade agreement". *NBER Working Paper*, 3914. DOI: 10.3386/w3914
- He, X. y X. Yao. 2017. "Foreign direct investments and the environmental Kuznets curve: New evidence from Chinese provinces". *Emerging Markets Finance and Trade*, 53(1), 12-25. DOI: 10.1080/1540496X.2016.1138813
- Huang, J. T. 2018. "Sulfur dioxide (SO₂) emissions and government spending on environmental protection in China – evidence from spatial econometric analysis". *Journal of Cleaner Production*, 175, 431-441. DOI: 10.1016/j.jclepro.2017.12.001
- Huang, Y., F. Chen, H. Wei, J. Xiang, Z. Xu y R. Akram. 2022. "The impacts of FDI inflows on carbon emissions: Economic development and regulatory quality as moderators". *Frontiers in Energy Research*, 9, 820596. DOI: 10.3389/fenrg.2021.820596
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI]. 2022. *PIB por entidad federativa (PIBE). Base 2013*. México: INEGI. <https://www.inegi.org.mx/programas/pibent/2013/#Tabulados>
- Intergovernmental Panel on Climate Change [IPCC]. 2023. *IPCC, 2023: Climate change 2023: Synthesis report, summary for policymakers. Contribution of working groups I, II and III to the Sixth assessment report of the intergovernmental panel on climate change* [core writing team, H. Lee and J. Romero (eds.)]. Geneva, Switzerland: IPCC. DOI: 10.59327/IPCC/AR6-9789291691647.001
- Isik, C., S. Ongan, D. Ozdemir, M. Ahmad, M. Irfan, R. Alvarado y A. Ongan. 2021. "The increases and decreases of the environment Kuznets curve (EKC) for 8 OECD countries". *Environmental Science and Pollution Research*, 28(22), 28535-28543. DOI: 10.1007/s11356-021-12637-y
- Jáuregui Nolen, E. C., H. González García, J. J. Salazar Cantú y R. C. Rodríguez Guajardo. 2010. *Libre comercio y polución en el sector manufacturero en México: Verificación de la curva de Kuznets invertida a nivel estadual*. 53-68. Boletín informativo Techint, (331), 53-68. <http://eprints.uanl.mx/id/eprint/9778>
- Jenkins, R. O. 2003. "Has trade liberalization created pollution havens in Latin America?" *CEPAL Review*, 80, 81-95. <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/c347fd60-7871-479e-9a6a-77e186407c8c/content>

- Jeon, H. 2022. "CO2 emissions, renewable energy and economic growth in the US". *The Electricity Journal*, 35(7), 107170. DOI: 10.1016/j.tej.2022.107170
- Kang, Y. Q., T. Zhao y Y. Y. Yang. 2016. "Environmental Kuznets curve for CO2 emissions in China: A spatial panel data approach". *Ecological Indicators*, 63, 231-239. DOI: 10.1016/j.ecolind.2015.12.011
- Kao, C. 1999. "Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data". *Journal of Econometrics*, 90(1), 1-44. DOI: 10.1016/S0304-4076(98)00023-2
- Kochi, I. y P. Medina López. 2013. "Más allá de la curva ambiental de Kuznets: comprensión de los determinantes de la degradación ambiental en México". *Nóesis. Revista de Ciencias Sociales y Humanidades*, 22(43-1), 52-83. DOI: 10.20983/noesis.2013.1.2
- Kratochvíl, L. y J. Havlíček. 2024. "The fallacy of global comparisons based on per capita measures". *Royal Society Open Science*, 11(3), 230832. DOI: 10.1098/rsos.230832
- Lan, J., M. Kakinaka y X. Huang. 2012. "Foreign direct investment, human capital and environmental pollution in China". *Environmental and Resource Economics*, 51(2), 255-275. DOI: 10.1007/s10640-011-9498-2
- Maddison, D. 2006. "Environmental Kuznets curves: A spatial econometric approach". *Journal of Environmental Economics and Management*, 51(2), 218-230. DOI: 10.1016/j.jeem.2005.07.002
- Mahmood, H. 2023. "Trade, FDI, and CO2 emissions nexus in Latin America: the spatial analysis in testing the pollution haven and the EKC hypotheses". *Environmental Science and Pollution Research*, 30(6), 14439-14454. DOI: 10.1007/s11356-022-23154-x
- Méndez Delgado, A. V., R. Lugo Alvarado y D. Mendoza Tinoco. 2023. "La incidencia de la aglomeración urbana en la distribución espacial de emisiones contaminantes del aire". *Estudios Económicos (México, DF)*, 38(1), 69-101. DOI: 10.24201/ee.v38i1.436
- Mun, N. K., R. Andrés-Rosales y L. Q. Romero. 2016. "Crecimiento económico y la contaminación medioambiental en las ciudades mexicanas". *Journal of Iberian and Latin American Research*, 22(1), 31-44. DOI: 10.1080/13260219.2016.1200271
- Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos [OCDE]. (2024). *Regions and cities. Total green house gas emissions per capita*. Geneve, Switzerland: OECD. https://regions-cities-atlas.oecd.org/TL2/x/x/REGION_ENV-GHG_TOTAL_PC-/1981
- Panayotou, T. 1997. "Demystifying the environmental Kuznets curve: turning a black box into a policy tool". *Environment and Development Economics*, 2(4), 465-484. DOI: 10.1017/S1355770X97000259
- Pedroni, P. 1999. "Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors". *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 653-670. DOI: 10.1111/1468-0084.0610s1653
- Pesaran, M. H. 2007. "A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence". *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. DOI: 10.1002/jae.951

- • • •
- Pesaran, M. H. 2015. "Testing weak cross-sectional dependence in large panels". *Econometric Reviews*, 34(6-10), 1089-1117. DOI: 10.1080/07474938.2014.956623
- Pesaran, M. H. 2021. "General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels". *Empirical economics*, 60(1), 13-50 [originalmente presentado, inédito, en 2004]. DOI: 10.1007/s00181-020-01875-7
- Pesaran, M. H., Y. Shin y R. P. Smith. 1999. "Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels". *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634. DOI: 10.2307/2670182
- Pesaran, M. H. y T. Yamagata. 2008. "Testing slope homogeneity in large panels". *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93. DOI: 10.1016/j.jeconom.2007.05.010
- Polloni-Silva, E., D. Ferraz, F. C. Camioto, D. A. N. Rebelatto y H. F. Morales. 2021. "Environmental Kuznets curve and the pollution-halo/haven hypotheses: An investigation in Brazilian municipalities". *Sustainability*, 13(8), 4114. DOI: 10.3390/su13084114
- Rahman, M. M. 2017. "Do population density, economic growth, energy use and exports adversely affect environmental quality in Asian populous countries?". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 77, 506-514. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2017.04.041>
- Sadiq, M., S. T. Hassan, I. Khan y M. M. Rahman. 2024. "Policy uncertainty, renewable energy, corruption and CO2 emissions nexus in BRICS-1 countries: a panel CS-ARDL approach". *Environment, Development and Sustainability*, 26(8), 21595-21621. DOI: 10.1007/s10668-023-03546-w
- Sapkota, P. y U. Bastola. 2017. "Foreign direct investment, income, and environmental pollution in developing countries: Panel data analysis of Latin America". *Energy Economics*, 64, 206-212. DOI: 10.1016/j.eneco.2017.04.001
- Sarkodie, S. A. y V. Strezov. 2019. "Effect of foreign direct investments, economic development and energy consumption on greenhouse gas emissions in developing countries". *Science of the Total Environment*, 646, 862-871. DOI: 10.1016/j.scitotenv.2018.07.365
- Secretaría de Economía. octubre 1 2024. *Inversión Extranjera Directa. Estadística oficial de los flujos de IED hacia México*. <https://www.gob.mx/se/acciones-y-programas/competitividad-y-normatividad-inversion-extranjera-directa?state=published>
- Selden, T. M. y D. Song. 1994. "Environmental quality and development: is there a Kuznets curve for air pollution emissions?". *Journal of Environmental Economics and Management*, 27(2), 147-162. DOI: 10.1006/jeem.1994.1031
- Shao, X., Y. Zhong, W. Liu y R. Y. M. Li. 2021. "Modeling the effect of green technology innovation and renewable energy on carbon neutrality in N-11 countries? Evidence from advance panel estimations". *Journal of Environmental Management*, 296, 113189. DOI: 10.1016/j.jenvman.2021.113189
- Sharma, R., A. Sinha y P. Kautish. 2021. "Does renewable energy consumption reduce ecological footprint? Evidence from eight developing countries of Asia". *Journal of Cleaner Production*, 285, 124867. DOI: 10.1016/j.jclepro.2020.124867

- Stern, D. I. 2017. "The environmental Kuznets curve after 25 years". *Journal of Bioeconomics*, 19(1), 7-28. DOI: 10.1007/s10818-017-9243-1
- Stern, D. I., M. S. Common y E. B. Barbier. 1996. "Economic growth and environmental degradation: the environmental Kuznets curve and sustainable development". *World Development* 24(7), 1151-1160. DOI: 10.1016/0305-750X(96)00032-0
- Tiba, S. y F. Belaid. 2020. "The pollution concern in the era of globalization: Do the contribution of foreign direct investment and trade openness matter?" *Energy Economics*, 92, 104966. DOI: 10.1016/j.eneco.2020.104966
- To, A. H., D. T. T. Ha, H. M. Nguyen y D. H. Vo. 2019. "The impact of foreign direct investment on environment degradation: evidence from emerging markets in Asia". *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(9), 1636. DOI: 10.3390/ijerph16091636
- Voumik, L. C. y T. Sultana. 2022. "Impact of urbanization, industrialization, electrification and renewable energy on the environment in BRICS: fresh evidence from novel CS-ARDL model". *Heliyon*, 8(11), e11457. DOI: 10.1016/j.heliyon.2022.e11457
- Wang, H. y H. Liu. 2019. "Foreign direct investment, environmental regulation, and environmental pollution: an empirical study based on threshold effects for different Chinese regions". *Environmental Science and Pollution Research*, 26(6), 5394-5409. DOI: 10.1007/s11356-018-3969-8
- Wang, Q., T. Yang, R. Li y X. Wang. 2023. "Reexamining the impact of foreign direct investment on carbon emissions: does per capita GDP matter?" *Humanities and Social Sciences Communications*, 10(1), 406. DOI: 10.1057/s41599-023-01895-5
- Wang, Y. et al. 2017. "A disaggregated analysis of the environmental Kuznets curve for industrial CO2 emissions in China". *Applied Energy*, 190, 172-180. DOI: 10.1016/j.apenergy.2016.12.109
- Yu, Y. et al. 2024. "Does industrialization promote the emission mitigation agenda of East Africa? a pathway toward environmental sustainability". *Frontiers in Environmental Science*, 12, 1305852. DOI: 10.3389/fenvs.2024.1305852
- Zhang, C. y X. Zhou. 2016. "Does foreign direct investment lead to lower CO2 emissions? Evidence from a regional analysis in China". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 58, 943-951. DOI: 10.1016/j.rser.2015.12.226
- Zilio, M. I. 2012. "Curva de Kuznets ambiental: la validez de sus fundamentos en países en desarrollo". *Cuadernos de Economía*, 35(97), 43-54. DOI: 10.1016/S0210-0266(12)70022-5

Anexo

Cuadro 11. Estimación de causalidad

Hipótesis nula	Estadístico W	Estadístico Zbar	P-valor
$GEI \nrightarrow \ln PIB$	1.6555	2.622	0.0087***
$GEI \nrightarrow \ln PIB^2$	1.6503	2.6013	0.0093***
$GEI \nrightarrow \ln PIBs$	0.9944	-0.0223	0.9822
$GEI \nrightarrow IED$	1.7596	3.0382	0.0024***
$\ln PIB \nrightarrow \ln PIB^2$	1.1179	0.4714	0.6373
$\ln PIB^2 \nrightarrow \ln PIB$	1.1153	0.4612	0.6447
$\ln PIB \nrightarrow \ln PIBs$	2.9878	7.9514	0.0000***
$\ln PIBs \nrightarrow \ln PIB$	1.9866	3.9463	0.0001***
$\ln PIB \nrightarrow IED$	1.1608	0.6432	0.5201
$IED \nrightarrow \ln PIB$	5.1859	16.7436	0.0000***
$\ln PIB^2 \nrightarrow \ln PIBs$	2.8819	7.5277	0.0000***
$\ln PIBs \nrightarrow \ln PIB^2$	1.8712	3.4847	0.0005***
$\ln PIB^2 \nrightarrow IED$	1.1608	0.6433	0.5200
$IED \nrightarrow \ln PIB^2$	5.1752	16.7009	0.0000***

Nota: Los niveles de significancia estan al 10%, 5% y 1% denotados por *, **, ***.