



Paradigma económico. Revista de economía regional y sectorial

ISSN: 2007-3062

ISSN: 2594-1348

paradigmaeconomico@uaemex.mx

Universidad Autónoma del Estado de México
México

Flores-Xolocotzi, Ramiro

Emisiones de metano de residuos sólidos y crecimiento económico en 30 países latinoamericanos y del Caribe

Paradigma económico. Revista de economía regional y sectorial, vol. 17, núm. 1, 2025, Enero-Junio, pp. 105-133

Universidad Autónoma del Estado de México
Toluca, México

DOI: <https://doi.org/10.36677/paradigmaeconomico.v17i1.23014>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=431580234005>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org



Sistema de Información Científica Redalyc
Red de revistas científicas de Acceso Abierto diamante
Infraestructura abierta no comercial propiedad de la academia

Emisiones de metano de residuos sólidos y crecimiento económico en 30 países latinoamericanos y del Caribe

RAMIRO FLORES-XOLOCOTZI*

RESUMEN

Se investigó la hipótesis de curva ambiental de Kuznets (CAK) en emisiones de metano de vertedero de residuos sólidos (MVRS) y de incineración/quema a cielo abierto de residuos sólidos (MIRS) en 30 países latinoamericanos y del Caribe (1988-2020). Se aplicaron pruebas de raíz unitaria, cointegración y técnicas de mínimos cuadrados completamente modificados, mínimos cuadrados dinámicos y efectos comunes correlacionados. Se halló una relación positiva entre emisiones de MVRS y el PIB per cápita y urbanización. Además, se encontró una CAK en emisiones de MIRS. Es factible que emisiones de MIRS disminuyan con incrementos del PIB, ya que la quema a cielo abierto se puede sustituir con nuevas tecnologías de vertedero sin recuperación de energía (la recuperación es rudimentaria regionalmente). Otras investigaciones deberán contrastar estos resultados con otras técnicas y variables como desigualdad económica e inversión.

Palabras clave: Cambio climático, datos de panel, incineración, vertederos.

Clasificación JEL: Q00, Q53, Q54, 044, C33.

* Investigador en Estudios Urbanos, Economía y Manejo de Recursos Naturales de la Unión de Investigadores para la Sustentabilidad S.A.S. Correo electrónico: pinos42@hotmail.com. ORCID: 0000-0001-9979-1057.

ABSTRACT

Methane Emissions from Solid Waste and Economic Growth in 30 Latin American and Caribbean Countries

This study investigates the environmental Kuznets curve hypothesis in methane emissions from landfill solid waste (MVRS) and methane emissions from incineration/open burning solid waste (MIRS) in 30 Latin American and Caribbean countries (1988-2020). Unit root tests, cointegration tests and fully modified least squares, dynamic least squares, and correlated common effects techniques were applied. A positive relationship was found between MVRS emissions and GDP per capita and urbanization. Furthermore, evidence of CAK was found for the MIRS emissions. It is possible that MIRS emissions will decrease with increases in GDP because incineration/open burning is being replaced by advanced landfill technologies without energy recovery, since it is incipient regionally. Therefore, new research should consider variables such as investment and economic inequality with other econometric techniques.

Keywords: Climate change, panel data, incineration, landfills.

JEL classification: Q00, Q53, Q54, 044, C33.

INTRODUCCIÓN

A partir de la Revolución Industrial, las actividades humanas han incrementado notoriamente la emisión de gases de efecto de invernadero (GEI) alterando así un cambio climático global que se había dado de manera natural en la evolución misma del clima del planeta (Ahmed *et al.*, 2022). Una fuente de emisión antropogénica de los GEI, son los residuos sólidos, ya sea por su incineración o a partir de vertederos o sitios de disposición. Estos pueden ser controlados (rellenos sanitarios), sin control y al aire libre (Hupponen *et al.*, 2023; Rahman *et al.*, 2021). Los residuos sólidos son generados por diversas actividades humanas en los hogares, oficinas, o bien por actividades productivas como la industria, o la prestación de servicios como el turismo y del sector salud (Sáez y Urdaneta, 2014; Grupo Intergubernamental de Expertos sobre el Cambio Climático [en adelante IPCC por sus siglas en inglés], 2006).

De los GEI derivados de residuos sólidos, el metano es de especial importancia debido a que atrapa más calor que el bióxido de carbono,

con potencial de calentamiento global de 84 a 87 en un horizonte de 20 años (Verma y Borongan, 2022; Agencia Internacional de Energía [en adelante IEA por sus siglas en inglés], 2021). Por esta razón, las investigaciones sobre emisiones de GEI de residuos sólidos son de especial interés (Lee *et al.*, 2016). Un ejemplo de esto, son los estudios sobre residuos sólidos, emisión de GEI y la relación de ambos con el crecimiento económico, dirigidos a probar respectivamente la hipótesis de curva ambiental de Kuznets (CAK) (Gnonlonfin *et al.*, 2017; Lee *et al.*, 2016). En consecuencia, existen diversas investigaciones económicas sobre emisiones de GEI generados por residuos sólidos, particularmente de bióxido de carbono y su relación con el crecimiento económico. Sin embargo, sobre el metano, las investigaciones son escasas internacionalmente (Rahman *et al.*, 2021; Ari y Şentürk, 2020; Lee *et al.*, 2016).

De probarse la existencia de una CAK, se podría proporcionar evidencia que las emisiones de GEI empiezan a declinar ante incrementos del crecimiento económico, medido por ejemplo a través de una medida de ingreso como el PIB (Ari y Şentürk, 2020; Rahman *et al.*, 2021). Entre los pocos estudios internacionales de CAK sobre emisiones de metano de residuos sólidos está el trabajo de Ari y Şentürk (2020). Ellos encontraron en países del Grupo de los 7 (Canadá, Francia, Alemania, Italia, Japón, Reino Unido y Estados Unidos de América): una curva inversa en N empleando un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos para datos de panel (Ari y Şentürk, 2020). Por otra parte, Rahman *et al.* (2021) encontraron una relación positiva entre emisiones de metano de residuos sólidos y PIB per cápita en Arabia Saudita.

Aunque los estudios de CAK son escasos en el tema de emisiones de metano de residuos sólidos, hay que destacar que para el caso de generación de residuos sólidos y CAK existen múltiples investigaciones (Trujillo *et al.*, 2013; Gnonlonfin *et al.*, 2017). Por lo anterior, este trabajo tiene como objetivo determinar si existe evidencia estadística de una CAK considerando respectivamente la relación de emisiones de metano de vertederos de residuos sólidos y de la incineración de residuos sólidos con el PIB per cápita nacional de 30 países latinoamericanos y del Caribe entre los años 1988 a 2020, teniendo como variable control el nivel de urbanización.

En consecuencia, este trabajo es uno de los primeros estudios económicos internacionales de CAK en la región sobre emisiones de metano provenientes de residuos sólidos de vertedero y de su incineración y quema a cielo abierto. Considerando a su vez aspectos estadísticos de dependencia transversal en las variables como criterio de selección de pruebas de raíz unitaria, cointegración y estimación de coeficientes de largo plazo. Si bien considera sólo como variable control el nivel de urbanización, se deja para futuros trabajos el empleo de otras variables control, como se señala posteriormente en esta investigación.

1. MARCO TEÓRICO Y SITUACIÓN ACTUAL

1.1. Teoría de CAK

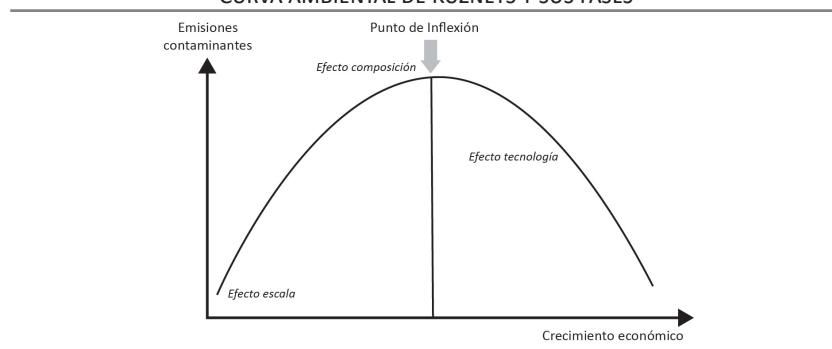
Los estudios económicos sobre la hipótesis de CAK se basan en los trabajos de Simon Kuznets, en los cuales se concluía que la desigualdad per cápita del ingreso disminuía ante avances en el crecimiento económico de las naciones, esta relación económica se representa gráficamente por una curva en U inversa que se denominó como “Curva de Kuznets” (Olivares y Hernández, 2021; Stern, 2017). Posteriormente, este modelo de relación económica fue retomada por Grossman y Krueger (1995), ellos aplicaron la teoría de Kuznets para estudiar la relación entre emisión de contaminantes con crecimiento económico. En sus resultados encontraron evidencia estadística de que la relación entre la emisión de contaminantes con el crecimiento económico (medido a través de indicadores de ingreso como el PIB per cápita) en algunos casos adoptaban una forma de U inversa (figura 1). Proporcionando evidencia, de que había un momento en dicha relación en que a mayor crecimiento económico disminuía la emisión de contaminantes (Grossman y Krueger, 1995).

Lo anterior significa que la contaminación ambiental es una función creciente de la actividad económica hasta que se alcanza un determinado nivel de ingreso, a partir del cual ocurre un punto de inflexión que da a la curva una forma de U inversa. Consecuentemente mayores niveles de ingreso se relacionarán con menores niveles de contaminantes (Gnonlonfin *et al.*, 2017; Stern, 2017). Al respecto de los efectos, la forma de la curva y su posible punto de inflexión (*turning*

point) se explica mediante las siguientes etapas teóricas, denominadas como efectos (Stern, 2017; Zilio y Caraballo, 2014) (véase figura 1):

- a. Efecto escala. En una primera fase de crecimiento económico, existe una relación positiva de éste con las emisiones de contaminación ambiental. Se puede entender como el deterioro ambiental necesario para promover el crecimiento.
- b. Efecto composición. En esta fase, el crecimiento conduce a una industrialización. Lo cual conlleva cambios en las actividades y procesos productivos. En esta etapa ocurre la mayor degradación ambiental. Además, ocurren cambios en la conducta de los agentes económicos, los cuales, en teoría, mostrarán mayor interés por el cuidado ambiental. Esto se traduce en una mayor disposición de pago por la calidad ambiental por parte del agente, ocurriendo un punto de inflexión que la da una forma de U inversa a la curva.
- c. Efecto tecnología. En esta tercera etapa, un mayor crecimiento económico permite a las naciones especializarse en el sector servicios. Esto promoverá que las naciones inviertan en innovación y desarrollo de tecnologías limpias, lo que refuerza el acceso a tecnologías menos contaminantes, habiendo un descenso en la curva.

FIGURA 1
CURVA AMBIENTAL DE KUZNETS Y SUS FASES



Fuente: elaboración propia.

1.2. Situación actual en la región

Para darle un mayor contexto a los resultados de esta investigación, es necesario describir de manera sucinta la situación tecnológica en la gestión de vertederos e incineración de residuos sólidos en la región.

Sobre emisiones de metano de vertedero de residuos sólidos (MVRS), los siguientes aspectos caracterizan la gestión de residuos sólidos en vertederos:

- a. La materia orgánica en residuos sólidos es el factor principal relacionado positivamente con la generación de metano de vertederos con condiciones anaerobias (IPCC, 2006).
- b. En naciones emergentes, el porcentaje de materia orgánica en los residuos sólidos es mayor que en países desarrollados (Hernández-Berriel *et al.*, 2017; Sáez y Urdaneta, 2014).
- c. Si bien existe la tecnología para recuperar biogás (como metano y bióxido de carbono) de vertederos, las experiencias de éxito en su recuperación y uso para generar energía se encuentran principalmente en naciones desarrolladas, mientras que en naciones subdesarrolladas como en LAC son incipientes (Espinoza *et al.* 2021).
- d. En consecuencia, una política de gestión de vertederos de residuos sólidos en LAC, debe considerar que la disminución de emisiones de metano, podría lograrse/reforzarse, mediante una política de economía circular. Esta debería fomentar ampliamente el reciclaje y valoración de la materia orgánica antes de que llegue al sitio de disposición (por ejemplo, para generación de composta). Pero, son experiencias que no se han desarrollado ampliamente en la región en comparación con países desarrollados (Espinoza *et al.* 2021).

Sobre la incineración y quema de residuos sólidos en LAC, se puede decir lo siguiente:

- a. Las tecnologías para recuperación de GEI en procesos de incineración, “no son predominantes”, por lo que también son incipientes en la región (Espinoza *et al.*, 2021).
- b. Aunque la quema a cielo abierto de residuos sólidos, es una práctica extendida en naciones emergentes (Reyna-Bensusan *et al.*, 2018); sin embargo, la quema/incineración a cielo abierto, es un proceso que genera menores emisiones per cápita que las emisiones de vertedero (tabla 6). Aun así, es inaceptable ambientalmente, por lo que se sugiere la erradicación definitiva de la quema a cielo abierto en LAC y su paso a mecanismos de reciclaje de residuos y su disposición en vertederos controlados e incineración con recuperación de GEI (Agencia de Protección Ambiental de los Estados Unidos, 2020; Secretaría de Medio Ambiente y Recursos Naturales, 2020).

2. METODOLOGÍA

2.1. Fuentes de información

Para realizar esta investigación se ordenó una base de datos con información de Emissions Database for Global Atmospheric Research ([en adelante EDGAR], 2023), Crippa *et al.* (2023) y Banco Mundial (2024). La información empleada se recabó para 30 países de Latinoamérica y el Caribe en un periodo anual de 1988 a 2020. Los países que tuvieron información disponible son: Antigua y Barbuda, Argentina, Bahamas, Barbados, Belice, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, Cuba, Dominica, Ecuador, El Salvador, Guatemala, Guyana, Haití, Honduras, Jamaica, México, Nicaragua, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, San Vicente y las Granadinas, Santa Lucía, Surinam, Trinidad y Tobago y Uruguay.

Los datos recabados, para obtener las variables, fueron:

- i. Variables dependientes
 - a. Emisiones de metano en kilogramos anuales per cápita provenientes de vertederos de residuos sólidos (MVRS). Las cantidades de metano se obtuvieron a partir de la información disponible en EDGAR con códigos del año 2006: 4a y 4b de la IPCC (EDGAR, 2023). Mientras que los datos poblacionales se obtuvieron de Banco Mundial (2024). Sobre residuos sólidos de vertedero, estos comprenden: residuos sólidos urbanos, residuos sólidos industriales (incluyendo industria agroalimentaria), papel, madera, lodos de pulpa/papel y otros (IPCC, 2006).
 - b. Emisiones de metano en kilogramos anuales per cápita provenientes de la incineración de residuos sólidos (incluyendo incineración de residuos sólidos sin recuperación de energía) y quema a cielo abierto (MIRS) (IPCC, 2006). Estos datos se obtuvieron de la información disponible en EDGAR con código del año 2006: 4c de la IPCC (EDGAR, 2023). Con respecto a las emisiones de GEI procedentes de la incineración de residuos (EDGAR, 2023; Crippa *et al.*, 2023) comprenden: quema a cielo abierto de residuos sólidos urbanos, residuos sólidos industriales, residuos biogénicos, residuos clínicos, residuos de lodos de aguas residuales, residuos de cremación y otros.
- ii. Variables independientes
 - a. PIB en términos per cápita (en dólares de Estados Unidos de América a precios constantes de 2010). Esta variable se obtuvo de Banco Mundial

(2024). Para probar y analizar las hipótesis de investigación, se empleó también como variable independiente su término cuadrático (PIB)².

- b. Nivel de urbanización (PUPT). Para su estimación se obtuvieron las variables anuales de población urbana y población total por país (Banco Mundial, 2024). Consecuentemente se dividió población urbana entre población total para obtener un indicador del nivel anual de urbanización (Ari y Şentürk, 2020).

Para el análisis econométrico, las variables se transformaron con logaritmos naturales.

2.2. Modelo básico

Para probar la posible existencia de CAK para emisiones de MVRS y de MIRS, se recurrió a la ecuación cuadrática básica empleada para probar la hipótesis ambiental de Kuznets en diversas investigaciones de residuos sólidos (Trujillo *et al.*, 2013). El modelo básico para datos de panel, considera la variable independiente PIB per cápita y su término cuadrático (ecuación 1):

$$\text{Emisiones de Metano}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{PIB}_{it} + \beta_2 \text{PIB}_{it}^2 + \beta_3 \text{PUPT}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Se añadió como variable de control la variable PUPT, como indicador del nivel de urbanización por país. Al respecto, en cuestión de cambio climático se considera que el nivel de urbanización desempeña un papel importante en la generación de emisiones de metano derivado de residuos sólidos (Ari y Şentürk, 2020; Bhada-Tata y Hoornweg, 2016). Finalmente, ε representa el término del error. Con esta función, se modelaron por separado las emisiones de MVRS y de MIRS, tal como se explica posteriormente.

Las hipótesis por contrastar considerando la ecuación 1 (tipo cuadrática), son (Ari y Şentürk, 2020):

- i. Si el modelo estimado cumple con $\beta_1=0$ y $\beta_2=0$, no hay relación significativa entre las emisiones del contaminante y el crecimiento económico.
- ii. Si el modelo cumple con $\beta_1>0$ y $\beta_2=0$, la relación entre las variables es lineal y directa (positiva), así el crecimiento económico implica mayor deterioro ambiental.
- iii. Si el modelo cumple con $\beta_1<0$ y $\beta_2=0$, la relación es lineal e inversa. Por lo que a mayor crecimiento disminuirá el deterioro ambiental.

- iv. Si el modelo cumple $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$, existe una curva en U. En donde se observa primero que incrementos en el crecimiento se relacionan con decrementos en el contaminante. Posteriormente la relación se hace directa por lo que un mayor crecimiento se relaciona con mayor contaminación.
- v. Si el modelo cumple $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$, existe una relación en forma de U invertida (evidencia de probable CAK).

2.3. Dependencia transversal

Por el tipo de datos de panel, es necesario contrastar la existencia de raíces unitarias en las variables, lo cual pudiera afectar las propiedades asintóticas de los estimadores, considerando la existencia de dependencia transversal y de heterogeneidad (Pesaran, 2021). Por lo que para seleccionar el tipo de pruebas de raíz unitaria, se contrastó primero la hipótesis de dependencia transversal en los paneles con el estadístico CD de Pesaran bajo la hipótesis nula (H_0) de existencia de dependencia transversal débil (Pesaran, 2021). La dependencia transversal puede deberse a la probable existencia de variables comunes omitidas o shocks macroeconómicos externos que afectan a las unidades del panel (Jardón *et al.*, 2017).

2.4. Heterogeneidad

Posteriormente se probó la existencia de heterogeneidad en cada función bajo la H_0 de homogeneidad de pendientes en paneles. Para ello se aplicó una prueba Δ de heterogeneidad de pendientes robusta ante correlación cruzada, en dos versiones: a) Δ y b) Δ_{adj} (esta última es una versión ajustada que se desempeña mejor en muestras pequeñas) (Bersvendsen y Ditzen, 2021).

2.5. Pruebas de raíces unitarias

Habiendo dependencia trasversal y heterogeneidad en todas las variables, se aplicaron pruebas de raíz unitaria de segunda generación para considerar la dependencia. Se aplicó primero la prueba de “Dickey-Fuller transversalmente aumentada” (CADF por sus siglas en inglés) propuesta por Pesaran (2007) y que es robusta ante dependencia transversal y autocorrelación. La rutina para su cálculo ha sido desarrollada por Lewandowski (2007). Para corroborar resultados se aplicó la prueba de segunda generación “IPS aumentada de sección

transversal” (CIPS por sus siglas en inglés) (Pesaran, 2007) y cuyo código, para su aplicación, ha sido escrito por Burdisso y Sangiácomo (2016). La hipótesis nula de ambas pruebas establece que todos los paneles tienen raíz unitaria; mientras que la hipótesis alternativa establece que algunos paneles son estacionarios (Pesaran, 2007). Los mecanismos de ambas pruebas son similares, sin embargo, CIPS considera el promedio de sección cruzada de la prueba CADF (Amin *et al.*, 2021; Pesaran, 2007).

2.6. Prueba de cointegración

Ante la presencia de variables integradas de orden $I(1)$, se determinó si existe evidencia estadística de cointegración (relación de equilibrio de largo plazo) en las variables que constituirán los modelos de emisiones de MVRS y de MIRS bajo una H_0 de no cointegración, respectivamente. Para ello, se aplicó la prueba de Westerlund de segunda generación para paneles heterogéneos (robusta ante dependencia transversal) (Persyn y Westerlund, 2008).

La prueba de Westerlund estima cuatro estadísticos:

- Dos estadísticos (GA y GT) en donde la hipótesis alternativa (H_A) es: al menos hay cointegración en un panel.
- Dos estadísticos (PA y PT) en donde H_A es: hay cointegración en los paneles.

Sobre los tipos de estadístico, GA y PA, por su forma de cálculo, pueden rechazar la hipótesis nula con demasiada frecuencia, especialmente cuando el número de rezagos empleado tiende a ser grande (Persyn y Westerlund, 2008).

2.7. Estimación de modelos

Al establecerse existencia de cointegración en los dos conjuntos de variables, se estableció la siguiente función de emisiones para metano de vertedero de residuos sólidos:

$$MVRS_{it} = \beta_1 PIB_{it} + \beta_2 (PIB_{it})^2 + \beta_3 PUPT_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Mientras que la forma funcional para emisiones de metano proveniente de la incineración de residuos sólidos es:

$$MIRS_{it} = \beta_1 PIB_{it} + \beta_2 (PIB_{it})^2 + \beta_3 PUPT_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Bajo las dos especificaciones, las variables se establecen para cada país i en el tiempo t .

Para estimar los coeficientes de largo plazo y probar estadísticamente las hipótesis de CAK, se estimaron las ecuaciones 2 y 3 empleando mínimos cuadrados completamente modificados (FMOLS), mínimos cuadrados dinámicos (DOLS) y efectos comunes correlacionados (CCE).

Considerando la transformación logarítmica de las variables en las ecuaciones 2 y 3, de existir evidencia de CAK, el punto de inflexión de dicha curva, se determina con la razón: $\exp(-\beta_1/2\beta_2)$.

2.7.1. Estimadores FMOLS

Los estimadores de mínimos cuadrados completamente modificados (FMOLS), se caracterizan por estar libres de correlación serial y endogeneidad, igualmente la versión Grouped destaca por sus propiedades en muestras pequeñas de panel. Sin embargo, el método FMOLS supone independencia transversal entre los paneles (Pedroni, 2001b; Pedroni, 2007).

El estimador de panel FMOLS (estimador Grouped) para datos de panel en tiempo t , se obtiene como un promedio de la sección transversal a partir de las estimaciones individuales de FMOLS (Pedroni, 2001b), de la siguiente manera (ecuación 4):

$$Y_{it} = c_i + \beta_i X_{it} + g_i t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

En donde Y_{it} es variable dependiente; c_i representa los efectos fijos específicos constantes de cada país i . X_{it} es el conjunto de variables independientes (por país y año), β_i son los coeficientes de cointegración de largo plazo. En la ecuación 4, $g_i t$, representa tendencias heterogéneas y específicas por país (Pedroni, 2007). Se recomienda estimar la función con tendencia, ya que esta captura efectos inobservables que cambian en el tiempo (Pedroni, 2007).

Por lo anterior, el coeficiente β de FMOLS (estimador G “Grouped” de FMOLS) (Pedroni, 2007) para el modelo de datos de panel sería:

$$\widehat{\beta_{GFMOLS}}^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \widehat{\beta_{FMOLS,i}}^* \text{ en donde } \widehat{\beta_{FMOLS,i}}^* \text{ es estimador de FMOLS} \quad (5)$$

2.7.2. Estimadores DOLS

Los estimadores de mínimos cuadrados dinámicos (DOLS), en su versión Grouped (Pedroni, 2001a), es un método paramétrico que elimina la correlación serial entre las variables explicativas y los errores, adicionando términos rezagados de las variables explicativas. Igualmente, la estimación de DOLS emplea adelantos de los regresores para controlar la endogeneidad. El método igualmente supone independencia transversal. La forma de la ecuación general a estimar es:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_i X'_{it} + \sum_{k=-K_i}^{K_i} \gamma_{ik} \Delta X_{it-k} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

En la ecuación 6, K_i y $-K_i$ son órdenes de adelanto y rezago respectivamente. En la misma ecuación: Y_{it} y X_{it} son los datos purgados de tendencias determinísticas, además que γ_i son coeficientes dinámicos que son específicos de sección cruzada (Pedroni, 2001a). El estimador Grouped de DOLS (Pedroni, 2001a) es:

$$\beta_{Grouped\ DOLS} = [N^{-1} \sum_{i=1}^N [\sum_{t=1}^T Z_{it} Z'_{it}]^{-1} [\sum_{t=1}^T Z_{it} \tilde{Y}_{it}]] \quad (7)$$

En donde:

$$Z_{it} = es\ 2 * (k + 1) * 1\ vector\ de\ regresores\ Z_{it} = X_{it} - \bar{X}_i, \Delta X_{it-K}, \dots, \Delta X_{it+K} \quad (8)$$

$$\tilde{Y}_{it} = Y_{it} - \bar{Y}_i \quad (9)$$

2.7.3. Estimadores CCE

El método del estimador de grupos de medias de efectos comunes correlacionados (CCE) es un método alternativo a FMOLS y DOLS, que permite considerar pendientes heterogéneas, dependencia cruzada y endogeneidad (Pesaran, 2015; Eberhardt, 2012). Los estimadores de CCE son robustos a factores comunes que afecten al conjunto de unidades de panel, a autocorrelación, variables omitidas y al hecho de que las variables sean o no estacionarias y cointegradas (Pesaran, 2015). El programa empleado en este trabajo para su estimación, fue

el desarrollado por Ditzén (2018). El método CCE para datos de panel consiste en lo siguiente:

$$Y_{it} = \beta_i X_{it} + U_{it} \quad (10)$$

En la ecuación 10, Y_{it} es la variable dependiente, X_{it} representa el conjunto de variables independientes y β se refiere a los coeficientes estimados.

En el método CCE, la ecuación considera la dependencia transversal añadiendo al lado derecho de la ecuación 10, los promedios de las variables dependiente e independientes. En la práctica, la estimación de la ecuación 10 mediante CCE incluye un intercepto que captura los efectos fijos y se recomienda añadir una tendencia que capture los efectos inobservables variantes en el tiempo (Pedroni, 2007). El desarrollo completo del método CCE, se puede consultar en Pesaran (2015). Aunque el método CCE es una alternativa a FMOLS y DOLS, hay que señalar que CCE es un método apropiado para tamaños de muestra grandes (Beyene, 2023). Empero, en esta investigación se tiene un tamaño de panel N igual a 30 y un horizonte de tiempo igual a 33 anualidades. Los tamaños de panel de esta investigación ($N \geq 30$) pueden considerarse grandes (Thombs, 2022), sustentando además el empleo del estadístico CD de Pesaran ya que $N > 10$ (Pesaran, 2021).

En FMOLS, DOLS y CCE, los procedimientos permiten estimar un promedio de los coeficientes específicos para cada regresor a nivel grupal y los coeficientes específicos por país (Eberhardt, 2012; Pedroni, 2001a; Pedroni, 2001b). A medida que el patrón por país se repite, es la señal grupal de largo plazo la que debe ser probada y analizada, más no la señal específica del país (Pedroni, 2007). Consecuentemente, los resultados de los coeficientes grupales obtenidos por estos métodos, son los que se emplearán, para analizar por país, las hipótesis de CAK.

Ya estimados los modelos, se obtuvieron los residuales de cada uno y se les aplicó el estadístico CD de Pesaran para probar la hipótesis nula de dependencia transversal débil (Pesaran, 2021). De rechazarse dicha hipótesis, se concluye que el modelo presenta probablemente coeficientes sesgados e inconsistentes por la presencia de dependencia transversal fuerte (Burdizzo y Sangiácomo, 2016). Considerando lo anterior, se analizó si los resultados de los modelos señalan o no posible existencia de CAK y su relación con cambios en

el nivel de las emisiones de metano y PIB por país durante el período de estudio. Las pruebas estadísticas se realizaron empleando Stata versión 18 y EViews versión 12.

3. RESULTADOS Y ANÁLISIS

3.1. Pruebas de Pesaran y heterogeneidad

En la tabla 1 se observa que en todas las variables se rechaza la hipótesis nula de dependencia transversal débil, con un nivel de significancia (en adelante NS) de 0.01.

TABLA 1
RESULTADOS DEL TEST DE PESARAN

Variable	Estadístico CD
MVRS	33.05***
MIRS	12.81***
PIB	84.71***
PIB ²	84.64***
PUPT	41.48***

Nota: ***significativo al 0.01; **significativo al 0.05, *significativo al 0.1.

Fuente: elaboración propia con datos de EDGAR (2023) y Banco Mundial (2024).

Con respecto a heterogeneidad, bajo una hipótesis nula de coeficientes homogéneos para las variables del modelo de MVRS, la prueba de heterogeneidad de coeficientes considerando dependencia transversal obtuvo un $\Delta=19.882$ y $\Delta_{adj}=21.855$. Ambas pruebas rechazan la hipótesis nula con un NS=0.01. Para el caso del modelo de MIRS, las pruebas de heterogeneidad considerando dependencia transversal se estimó un $\Delta=12.402$ y $\Delta_{adj}=13.633$, ambas rechazan igualmente la nula con un NS=0.01. Por lo que en ambos modelos se sustenta la hipótesis de coeficientes heterogéneos. De esta forma, suponiendo la probable existencia de dependencia transversal fuerte y heterogeneidad en los coeficientes, se aplican las pruebas de raíz unitaria y de cointegración.

3.2. Raíces unitarias y cointegración

Los resultados de CADF (tabla 2, parte superior), establecen que la mayoría de las variables tienen raíz unitaria en el nivel (en las opciones constante y constante más tendencia). A excepción de la variable PIB y PIB², las cuales son estacionarias en el nivel sólo en la opción

con constante, rechazando H_0 respectivamente con un $NS=0.01$ y un $NS=0.05$. En primera diferencia, los resultados de CADF indican estacionariedad de las variables, considerando constante y constante más tendencia. Los resultados de CIPS (tabla 2, parte inferior), muestran que en el nivel todas las variables tienen raíz unitaria (no rechazo de H_0). Mientras que en primera diferencia, considerando constante y constante más tendencia: la mayoría de las variables son integradas de orden $I(1)$ ($NS=0.01$). Sin embargo, en primera diferencia, la variable de urbanización (PUPT) no es estacionaria (no se rechaza H_0) en constante y constante más tendencia.

TABLA 2
PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA CADF Y CIPS^a

Prueba CADF, H_0 : Paneles con raíz unitaria, H_a : Paneles estacionarios				
Variable	Nivel		Primera diferencia	
	Constante	Constante y tendencia	Constante	Constante y tendencia
MVRS	-1.446	-2.335	-3.379***	-3.657***
MIRS	-1.833	-2.172	-3.832***	-4.031***
PIB	-2.171***	-2.345	-3.074***	-3.171***
PIB ²	-2.135**	-2.281	-3.024***	-3.126***
PUPT	-1.915	-2.473	-2.018*	-2.781***
Prueba CIPS, H_0 : Paneles con raíz unitaria, H_a : Paneles estacionarios				
MV	-1.245	-1.554	-3.859***	-4.049***
MI	-2.616	-2.472	-4.775***	-5.003***
PIB	-2.039	-2.080	-3.893***	-3.961***
PIB ²	-1.986	-2.022	-3.861***	-3.926***
PUPT	-1.230	-2.107	-1.649	-2.250

Notas: * Todas las pruebas se realizaron con un rezago. ***significativo al 0.01; **significativo al 0.05, *significativo al 0.1.

Fuente: elaboración propia con datos de EDGAR (2023) y Banco Mundial (2024).

Los resultados en su mayoría indican estacionariedad en primera diferencia, a excepción del PIB PIB² y de PUPT cuyos resultados no coinciden entre las pruebas de CADF y CIPS. Sin embargo, los resultados de raíz unitaria podrían variar si se consideran otros horizontes de tiempo y se consideran otros países en el estudio. Por lo que futuras investigaciones podrían enfocarse a analizar este aspecto.

Bajo esta observación se presentan a continuación los resultados de cointegración. Tomando en cuenta lo anterior, si se considera que las variables son integradas de orden $I(1)$, los resultados de la prueba de cointegración de Westerlund para paneles heterogéneos (tabla 3), bajo la hipótesis nula de no cointegración de la función, muestran lo siguiente. Para el modelo de MVRS, se observa que los estadísticos P_t y P_a son estadísticamente significativos ($NS=0.01$ y $NS=0.05$ respectivamente). Además, el estadístico de grupo G_a es significativo con un $NS=0.05$. Para el modelo MIRS, los estadísticos G_t y P_t son estadísticamente significativos al 0.01 de NS respectivamente.

TABLA 3
RESULTADOS DE PRUEBAS DE COINTEGRACIÓN DE WESTERLUND ^{a, b}

Prueba de cointegración para el modelo de metano de vertedero (MVRS)			
Estadístico de grupo	P-valor robusto	Estadístico de Panel	P-valor robusto
$G_t = -2.318$	0.518	$P_t = -8.327$	0.003***
$G_a = -3.446$	0.025**	$P_a = -2.881$	0.03**
Prueba de cointegración para el modelo de metano de incineración (MIRS)			
Estadístico de grupo	P-valor robusto	Estadístico de Panel	P-valor robusto
$G_t = -3.368$	0.008***	$P_t = -12.442$	0.008***
$G_a = -2.513$	0.998	$P_a = -2.173$	0.985

^a Para ambos casos, la prueba de Westerlund se aplicó considerando constante y tendencia, se empleó el criterio de Akaike en la selección de rezagos y adelantos, con Kernel de Bartlett y ancho de banda 3 (Persyn y Westerlund, 2008).

^b El nivel de significancia considera la estimación de P-valores robustos que toman en cuenta la dependencia transversal mediante la técnica Bootstrap con 400 repeticiones (Persyn y Westerlund, 2008).

***significativo al 0.01; **significativo al 0.05, *significativo al 0.1.

Fuente: elaboración propia con datos de EDGAR (2023) y Banco Mundial (2024).

Con estos resultados, se rechaza significativamente la hipótesis de no cointegración para cada conjunto de variables y por tanto se rechaza la posibilidad de una regresión espuria para los modelos considerando las variables que constituyen las ecuaciones 2 y 3 respectivamente.

3.3. Modelos de metano de vertedero

Los resultados de FMOLS para el modelo MVRS (tabla 4) estiman coeficientes de largo plazo de PIB y PIB² significativos ($NS=0.01$) y con los signos adecuados para sustentar una probable CAK en el largo plazo (hipótesis V), en el conjunto de países, con un punto de inflexión igual a \$9,361.69 dólares per cápita. Además, la variable de urbanización (PUPT) es significativa bajo un $NS=0.01$. Sin embargo, el resultado del

estadístico de Pesaran rechaza la hipótesis nula de dependencia transversal débil ($NS=0.01$) (Pesaran, 2015), por lo que los resultados de este modelo incumplen el supuesto de independencia necesario de FMOLS.

Pasando al método DOLS (tabla 4), se observa que sus resultados son robustos a la probable presencia de dependencia transversal, ya que la aplicación de la Prueba CD de Pesaran no rechaza la hipótesis de dependencia transversal débil. Así, se observa que el coeficiente del PIB es significativamente positivo ($NS=0.1$), por lo que se sustenta la hipótesis II. Consecuentemente existe en el largo plazo una probable relación lineal y directa entre las variables. Por lo que aumentos en el crecimiento económico resultan en una mayor emisión de metano de vertedero de residuos sólidos. Además, con el coeficiente estimado del PIB se observa la elasticidad, por lo que, si el PIB per cápita se incrementa 1 %, en promedio, entonces las emisiones de metano de vertedero de residuos sólidos se incrementarán en 3.1 % (manteniendo el resto de las variables constantes).

Además, se observa que, en el largo plazo, el nivel de urbanización (PUPT) es significativo ($NS=0.05$). Su signo indica que mayores niveles de urbanización resultan en incrementos en las emisiones de metano de vertederos de residuos sólidos. Este comportamiento a largo plazo coincide con el resultado encontrado en la investigación sobre metano de vertedero del Grupo de los 7 (Ari y Şentürk, 2020).

Algunas investigaciones en residuos sólidos han encontrado relaciones significativas positivas (Mazzanti *et al.*, 2008; Johnstone y Labonne, 2004). Mientras que otras no han encontrado evidencia significativa entre urbanización y generación de residuos sólidos (Jaligot y Chenal, 2018). Se sugiere que posiblemente el nivel de urbanización se relacione con mayores niveles de concientización para el reciclaje. También se sugiere lo contrario que ámbitos con menores niveles de urbanización (ámbitos rurales) tengan mayor oportunidad y concientización para el reciclaje (Jaligot y Chenal, 2018; Johnstone y Labonne, 2004). El reciclaje disminuiría la cantidad de materia orgánica que llegue a los vertederos, disminuyendo las emisiones de GEI.

Sobre los resultados del método CCE (tabla 4), el estadístico de la prueba CD de Pesaran rechaza la hipótesis nula del test de dependencia, por lo que la aplicación del método no corrige la dependencia de sección cruzada ($NS=0.01$). Además, ningún coeficiente del modelo es significativo.

TABLA 4
RESULTADOS DEL MODELO DE METANO DE VERTEDERO^a

Variable	FMOLS ^b	DOLS ^c	CCE
	Estimador (error estándar)	Estimador (error estándar)	Estimador (error estándar)
PIB	4.207037*** (1.359828)	3.095065* (1.727761)	0.029639 (1.777547)
PIB ²	-0.230034*** (0.078839)	-0.165002 (0.100511)	-0.003106 (0.103663)
PUPT	2.492467*** (0.551439)	2.011859** (0.798523)	0.363394 (0.378534)
Estadístico CD	3.86***	0.34	4.83***
Tipo de Curva	CAK U inversa	Ninguna	Ninguna
Punto de Inflexión (PI)	\$9,361.69	----	----

^a Todos los modelos se estimaron con constante y tendencia.

^b La covarianza de FMOLS y DOLS empleó el kernel de Bartlett y el ancho de banda se definió a través del método Automatic de Newey-West (Newey y West, 1994).

^c El número de rezagos y adelantos en DOLS se definió empleando el criterio de Schwarz.

***significativo al 0.01, **significativo al 0.05, *significativo al 0.1.

Fuente: elaboración propia con datos de EDGAR (2023) y Banco Mundial (2024).

3.4. Modelos de metano de incineración

Para el modelo MIRS, en el caso de FMOLS (tabla 5) ningún coeficiente de largo plazo es significativo, además el resultado del estadístico CD de Pesaran rechaza la hipótesis nula con un $NS=0.01$. Por lo que no se cumple el supuesto de independencia necesario de FMOLS.

Con respecto a los resultados de DOLS (tabla 5), se observa que los coeficientes de largo plazo de PIB y PIB² son también significativos ($NS=0.05$) y sus signos sustentan la presencia de una curva en U en el largo plazo (hipótesis IV). Además, el coeficiente estimado para PUPT es positivo y significativo ($NS=0.01$) (tabla 5). Sin embargo, los resultados del estadístico CD de Pesaran rechazan la hipótesis nula de dependencia transversal débil, incumpliendo el supuesto necesario de independencia transversal para DOLS. Finalmente, las estimaciones por CCE (tabla 5) indican que el resultado del estadístico CD de Pesaran, no rechaza la hipótesis de dependencia transversal débil.

Consecuentemente, se prefieren los resultados de CCE a los resultados de los otros dos métodos. Por lo que la significancia del PIB y PIB² ($NS=0.1$ y $NS=0.05$, respectivamente) y sus signos sustentan la hipótesis V. Por lo que probablemente exista para el metano proveniente de incineración y quema abierta de residuos sólidos una CAK en el largo plazo para el conjunto de países estudiado. También empleando el coeficiente estimado del PIB, se tiene la elasticidad,

esto es: si el PIB per cápita se incrementa 1 %, en promedio, en consecuencia, las emisiones de metano de incineración de residuos sólidos se incrementarán en 27.13 %. Además, se observa que la variable de nivel de urbanización (PUPT) no es significativa. Con los resultados estimados se obtiene un punto de inflexión en la CAK de \$6,176.81 dólares per cápita.

Se hace la observación que las investigaciones actuales sobre metano derivado de residuos sólidos se centran en metano de vertedero o en el total de sus emisiones. Por lo que estos resultados específicos sobre incineración, deben ser la pauta para analizarse considerando las investigaciones existentes y corroborarse con otras técnicas ya sea por país o en panel, tal como se señala en el siguiente apartado.

TABLA 5
RESULTADOS DEL MODELO DE METANO DE INCINERACIÓN^a

Variable	FMOLS ^b	DOLS ^c	CCE
	Estimador (error estándar)	Estimador (error estándar)	Estimador (error estándar)
PIB	7.147975 (8.913618)	-45.50280** (20.46826)	27.13204* (13.962590)
PIB ²	-0.562430 (0.521029)	2.689356** (1.109346)	-1.554211** (0.778803)
PUPT	4.676140 (3.131328)	16.55862*** (4.770314)	12.341000 (18.208560)
Estadístico CD	28.6***	-10.5***	-1.17
Tipo de curva	Ninguna	Curva en U	CAK, U inversa
Punto de Inflexión (PI)	-----	-----	\$6,176.81

^a Todos los modelos se estimaron con constante y tendencia.

^b La covarianza de FMOLS y DOLS empleó el kernel de Bartlett y el ancho de banda se definió a través del método Automatic de Newey-West (Newey y West, 1994).

^c El número de rezagos y adelantos en DOLS se definió empleando el criterio de Schwarz.

***significativo al 0.01; **significativo al 0.05, *significativo al 0.1.

Fuente: elaboración propia con datos de EDGAR (2023) y Banco Mundial (2024).

3.5. Análisis econométrico complementario

La relación positiva, encontrada en esta investigación, entre emisiones de metano de vertedero (MVRS) y crecimiento económico para LAC, es semejante al resultado encontrado en Arabia Saudita (economía en desarrollo) para emisiones de metano de vertedero (Rahman *et al.*, 2021). Empero, los resultados aquí obtenidos, contrastan con una

curva de N inversa, encontrada para el grupo de los 7 que son economías desarrolladas. En ese estudio se encontró, que las emisiones de metano de vertedero, empiezan a disminuir ante incrementos del PIB en el segundo punto de inflexión, habiendo desacoplamiento en la mayoría de esos países a partir del año 2010 (Ari y Şentürk, 2020). Aunque, investigaciones en países desarrollados europeos que consideren la cantidad total de GEI (bióxido de carbono, metano y óxido nitroso, otros) no encuentran evidencia estadística de CAK o de relación alguna entre GEI y crecimiento económico empleando modelos cúbicos (Araujo *et al.*, 2017).

Al respecto de modelos cúbicos, Jaligot y Chenal (2018) sugieren estimar primero modelos cuadráticos y después modelos cúbicos para residuos sólidos, prefiriendo estos últimos debido a que es improbable que los residuos sólidos tiendan a cero a medida que el ingreso se incrementa. Sin embargo, Hasanov *et al.* (2021) sugiere otro procedimiento: para modelos que empleen variables transformadas con logaritmos, se empieza estimando un polinomio cuártico (hipótesis de curva en M) y posteriormente se estima un modelo cúbico (hipótesis de curva en N o N inversa) y finalmente un modelo cuadrático (hipótesis de CAK).

Considerando lo anterior, Hasanov *et al.* (2021) recomiendan seleccionar el modelo que además de cubrir los criterios estadísticos que considere el método de estimación, tendría que cumplir un nuevo criterio propuesto por ellos y que denominan elasticidad promedio o “summary” que sea significativa estadísticamente. Sin embargo, no hay un consenso actual sobre cuál de los dos procedimientos seguir. Por lo que los resultados de los modelos de vertedero y de incineración obtenidos en esta investigación tendrán que ser corroborados posteriormente empleando modelos cúbicos y/o cuárticos empleando datos de panel o bien series de tiempo por país.

Por otra parte, no debe perderse de vista que los modelos estimados en esta investigación si bien comprendieron 30 naciones, sólo se incluyó una variable control: nivel de urbanización (PUPT). Lo cual fue debido a la información disponible para el conjunto de países. Por lo que se tiene que considerar la posibilidad de un sesgo por variable omitida. Este sesgo ya ha sido analizado para estudios de CAK en residuos sólidos (Boubellouta y Kusch-Brandt, 2020; Mazzanti *et al.*, 2008).

De acuerdo con Mazzanti *et al.* (2008), el sesgo por variable omitida puede afectar el punto de inflexión estimado, elevando el punto por arriba del valor máximo del PIB per cápita; el sesgo se corrige a medida que se incluyen variables control significativas dentro del modelo. Considerando esto, los resultados obtenidos y el punto de inflexión estimado para metano de incineración de residuos (MIRS) tienen también que ser corroborados en nuevas investigaciones que comprendan variables adicionales. Por ejemplo, escolaridad/capital humano, cantidades de reciclaje, inversión extranjera directa y tecnología para recuperación de energía o biogases en vertederos/incineradores (Rahman *et al.*, 2021; Araujo *et al.*, 2017; Mazzanti *et al.*, 2008). Al respecto de inversión extranjera directa, su inclusión permitiría probar hipótesis de paraísos contaminantes, si la inversión tiene un efecto positivo, incrementando las emisiones. Además, se ha teorizado que la desigualdad en la distribución del ingreso/desigualdad económica y la existencia de trampas de pobreza (equilibrios estables a bajos niveles de ingreso) en naciones emergentes, retardarían o impedirían la generación de una CAK (Zilio, 2012). Lo cual desplazaría el punto de inflexión de la curva hacia mayores ingresos. Una forma de abordar la desigualdad económica sería incorporar en los modelos de CAK al coeficiente de Gini como variable independiente (Olivares y Hernández, 2021).

3.6. Metano de vertedero y PIB

Retomando los resultados del método DOLS, obtenidos por las emisiones de MVRs (tabla 4), se observa una relación positiva entre este tipo de emisiones y el PIB para el conjunto de países en un horizonte temporal de 1988 a 2020. Sobre estas emisiones se observa que, en el año 2020, los 10 países con mayores niveles de emisión en kilogramos per cápita son: Trinidad y Tobago, Bahamas, Belice, Guyana, México, Antigua y Barbuda, Barbados, Guatemala, Colombia y Costa Rica (tabla 6).

En contraste, las mayores tasas de variación positiva de MVRs en el período 1988 a 2020, corresponden a países como Haití con 162.9% (la mayor tasa de variación positiva) siguiendo en orden decreciente República Dominicana, San Vicente y las Granadinas, Honduras, Panamá, Paraguay, Costa Rica, Guatemala, Bolivia y finalmente Dominica con 41.61%. De estos países destaca que Haití, Honduras,

Bolivia y Guatemala están entre los seis países con menores PIB per cápita en 2020 (países con menor crecimiento económico) del conjunto estudiado en un rango de \$1,324.78 (Haití) a \$4,124.14 (Guatemala). Destaca que solamente 5 países tengan tasas de variación negativa de MVRS de 1988 a 2020. Que van de -14.83% (Barbados) a -45.74 (Argentina).

TABLA 6
VARIACIÓN DE MVRS, MIRS Y PIB PER CÁPITA EN EL AÑO 2020^{1, 2, 3}

País	MVRS (kg/pc) 2020	Δ % 88-20	MIRS (kg/pc) 2020	Δ % 88-20	PIB en 2020
AB ⁴	14.269189	-28.65	0.168669	4.31	14,433.88
Argentina	4.679759	-45.74	0.079162	-22.10	11,341.27
Bahamas	24.208613	13.03	0.289218	9.76	22,657.04
Barbados	13.254763	-14.83	0.179528	11.31	14,855.69
Belice	20.157655	1.81	0.007850	-41.54	5,040.12
Bolivia	0.944275	48.40	0.038533	27.23	2,920.20
Brasil	10.106649	1.37	0.127677	22.44	8,255.57
Chile	6.394801	-32.75	0.081207	24.05	12,741.16
Colombia	12.541465	37.37	0.090250	32.56	5,852.98
Costa Rica	12.447120	63.38	0.075350	50.31	12,030.05
Cuba	12.179107	26.55	0.094995	-68.66	7,172.52
Dominica	10.943054	41.61	0.093560	13.38	6,566.36
Ecuador	7.205997	23.60	0.014503	23.84	5,331.98
El Salvador	6.514022	35.56	0.067187	178.87	3,774.67
Guatemala	12.612843	58.84	0.003693	-98.31	4,124.14
Guyana	15.991610	18.94	0.032013	18.57	9,126.81
Haití	1.452727	162.09	0.029090	37.68	1,324.28
Honduras	9.219323	88.42	0.199241	-22.92	2,190.97
Jamaica	1.426118	27.35	0.027574	-9.72	4,770.77
México	15.195916	23.87	0.145879	33.03	9,147.07
Nicaragua	5.042827	36.36	0.029832	33.43	1,904.28
Panamá	10.260200	81.43	0.002883	785.47	12,307.26

TABLA 6
VARIACIÓN DE MVRS, MIRS Y PIB PER CÁPITA EN EL AÑO 2020^{1, 2, 3}
(CONTINUACIÓN)

País	MVRS (kg/pc) 2020	Δ % 88-20	MIRS (kg/pc) 2020	Δ % 88-20	PIB en 2020
Paraguay	1.373117	68.54	0.074399	23.66	6,095.38
Perú	6.600758	10.91	0.059799	29.28	5,754.31
RD ⁴	11.719177	137.89	0.042310	58.88	7,571.78
SVG ⁴	10.350699	91.40	0.002912	44.90	7,948.48
SL ⁴	5.018924	-34.46	0.072628	7.63	8,335.15
Surinam	11.123109	5.29	0.014386	21.72	7,275.37
TT ⁴	39.503883	12.56	0.326488	1414.9	14,397.55
Uruguay	1.761791	37.11	0.094298	35.52	16,459.98
Promedio	10.483316	33.24	0.085504	89.32	8,390.24

¹. Valores sin transformar con logaritmos.

² En negrillas se encuentran los diez mayores valores a 2020 de emisiones, PIB y Δ%.

³. Δ% es la variación o evolución de la variable de 1988 a 2020.

⁴ AB es Antigua y Barbuda, RD es República Dominicana, SVG es San Vicente y las Granadinas, SL es Santa Lucía y TT es Trinidad y Tobago.

Fuente: elaboración propia con datos de EDGAR (2023) y Banco Mundial (2024).

3.7. Metano de incineración y PIB

Considerando los resultados del método CCE (tabla 5) aplicados al modelo de MIRS, que indican una CAK con un punto de inflexión de \$6,176.8 dólares per cápita, se tiene al año 2020 que 18 países tienen valores de PIB per cápita que supera el punto de inflexión (tabla 6). Por lo tanto, probablemente están en la parte descendente de la CAK. Estos países son: Bahamas, Uruguay, Barbados, Antigua y Barbuda, Trinidad y Tobago, Chile, Panamá, Costa Rica, Argentina, México, Guyana, Santa Lucía, Brasil, San Vicente y las Granadinas, República Dominicana, Surinam, Cuba y Dominica.

Igualmente, en el año 2020 (tabla 6), los principales emisores per cápita de MIRS son en orden decreciente: Trinidad y Tobago, Bahamas, Honduras, Barbados, Antigua y Barbuda, México, Brasil, Cuba, además de Uruguay, Dominica y Colombia, en un rango que va de 0.33 a 0.09 kg per cápita. De estos 11 países, a excepción de Honduras y Colombia, el resto ha superado el punto de inflexión de la CAK encontrada para MIRS.

Finalmente, la tabla 6 permite observar, que, en el año 2020, las emisiones promedio per cápita de MVRS son mayores que las emisiones per cápita de MIRS en el conjunto de países. Al respecto Wiedinmyer *et al.* (2014), señalan que las emisiones globales de metano estimadas de la quema de residuos a cielo abierto, son cantidades pequeñas en comparación con otras fuentes antropogénicas.

3.8. Reflexión final sobre la relación emisiones-PIB

Como se señaló anteriormente, la region de estudio se caracteriza por carecer de innovaciones tecnológicas para recuperación de GEI en vertederos y con pocos casos de éxito (Espinoza *et al.*, 2021; Kaza *et al.*, 2018). Esta situación podría explicar la ausencia de una CAK en MVRS y la relación positiva entre PIB per cápita y emisiones de MVRS.

Sobre la existencia de una probable CAK para emisiones de metano de incineración y quema a cielo abierto (MIRS), hay que precisar que los vertederos de residuos tenderán a ser la tecnología predominante en LAC (Kaza *et al.*, 2018).

Consecuentemente, existe la probabilidad de que las emisiones de MIRS, estén disminuyendo a medida que el crecimiento económico aumenta. Sin embargo, cabe también considerar la posibilidad de que este comportamiento este asociado a que el mismo crecimiento esté impulsando en los países estudiados: el paso de incineración/quema abierta a tecnologías más avanzadas de disposición de residuos sólidos en vertedero/rellenos sanitarios, sin que estas tecnologías (sin recuperación de biogás) sean las mejores para disminuir las emisiones en vertederos.

CONCLUSIONES Y RECOMENDACIONES

Considerando el conjunto de 30 países de Latinoamérica y el Caribe estudiados en un horizonte temporal de 1988 a 2020, se concluye que existe evidencia estadística significativa que sustenta una relación positiva entre emisiones de metano de residuos sólidos de vertedero (MVRS) con el PIB per cápita y con el nivel de urbanización. Por lo que incrementos de dichas variables producen incrementos en las emisiones del gas de vertederos. Paralelamente se sustenta una hipótesis de CAK en las emisiones de metano proveniente de la incineración

y quema abierta de residuos sólidos (MIRS) con un punto de inflexión de \$6,176.8 dólares per cápita. Considerando dicho punto, 18 de los países estudiados estarían en la parte descendente de la curva de U inversa. Sin embargo, existe la posibilidad de que la reducción de emisiones de MIRS ante incrementos en el PIB, pudiera estarse dando por cambios en la tecnología de la gestión de los residuos, al haber una posible sustitución de dicha tecnología (incineración y quema a cielo abierto) a una tecnología más avanzada de vertederos (incluyendo rellenos sanitarios y otros sitios de disposición) pero, por lo general, sin recuperación de energía. Para finalizar, es necesario reiterar que los modelos estimados pudieran tener un sesgo de variable omitida debido a que sólo se consideró como variable control al nivel de urbanización, lo cual pudiera afectar particularmente el valor del punto de inflexión estimado para el modelo de MIRS. En consecuencia, es recomendable que futuros estudios consideren variables como nivel educativo (capital humano), inversión extranjera, tecnología de reciclaje, recuperación de energía y/o desigualdad económica. Además de considerar la estimación econométrica en panel, o por país a través de series de tiempo, tanto de modelos cúbicos y cuárticos que permitan corroborar los resultados obtenidos en esta investigación.

REFERENCIAS

- Agencia de Protección Ambiental de Estados Unidos (2020). *Una Guía para los responsables de la toma de decisiones en los países en vías de desarrollo*. EPA, EUA. http://www.epa.gov/sites/default/files/2021-02/documents/swm_guide-spanish-reducedfilesize_pubnumber_october.pdf
- Ahmed, F., Imtiaz A., Shazia, K. y Saira A. (2022). The environmental impact of industrialization and foreign direct investment: empirical evidence from Asia-Pacific region. *Environmental Science Pollution Research*, 29(20): 29778-29792. <http://doi.org/10.1007/s11356-021-17560-w>
- Amin, S. Jamasb, T. y Nepal, R. (2021). Regulatory Reform and the Relative Efficacy of Government versus Private Investment on Energy Consumption in South Asia. *Economic Analysis and Policy*, 69, 421-433. <http://doi.org/10.1016/j.eap.2020.12.019>
- Araujo, H., De Melo A., Fuinhas J. y Marques A. (2017). Renewable energy and greenhouse gas emissions from the waste sectors of European Union member states: a panel data analysis. *Environmental Science Pollution Research International*, 24(23):18770-18781. doi: 10.1007/s11356-017-9324-7

- Ari, I. y Hüseyin, Ş. (2020). The relationship between GDP and methane emissions from solid waste: A panel data analysis for the G7. *Sustainable Production and Consumption*, 23, 282-290. <http://doi.org/10.1016/j.spc.2020.06.004>
- Banco Mundial (2024). *Datos de libre acceso del Banco Mundial*. <http://datos.bancomundial.org/>
- Bersvendsen, T. y Ditzen, J. (2021). Testing for slope heterogeneity in Stata. *Stata Journal*, 21(1), 51-80. <http://doi.org/10.1177/1536867X211000004>
- Beyene, S. (2023). The impact of food insecurity on health outcomes: Empirical evidence from sub-Saharan African countries. *BMC Public Health*, 23, 1-22. <http://doi.org/10.1186/s12889-023-15244-3>
- Bhada-Tata, P. y Hoornweg, D. (2016). Solid Waste and Climate Change. En Gary Gardner, Tom Prugh y Michael Renner (Eds). 239-256. *State of the World*. Island Press, Washington, D.C. http://doi.org/10.5822/978-1-61091-756-8_20
- Boubellouta, B. y Kusch-Brandt, S. (2020). Testing the Environmental Kuznets Curve hypothesis for E-waste in the EU28+2 countries. *Journal of Cleaner Production*, 277, 1-25. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.123371>
- Burdisso, T. y Sangiácomo, M. (2016). Panel time series: Review of the methodological evolution. *The Stata Journal*, 16(2), 424-442. <http://doi.org/10.1177/1536867X1601600210>
- Crippa, M., Guizzardi, D., Pagani, F., Banja, M., Muntean, M., Schaaf E., Becker, W., Monforti-Ferrario, F., Quadrelli, R., Risquez Martin, A., Taghavi-Moharamli, P., Köykkä, J., Grassi, G., Rossi, S., Brandao De Melo, J., Oom, D., Branco, A., San-Miguel, J. y Vignati, E. (2023). GHG emissions of all world countries. Publications Office of the European Union (Joint Research Centre JRC, EDGAR), Luxembourg. <http://doi.org/10.2760/953332>,
- Ditzen, J. (2018). Estimating Dynamic Common-Correlated Effects in Stata. *The Stata Journal*, 18(3), 585-617. <http://doi.org/10.1177/1536867X1801800306>
- Eberhardt, M. (2012). Estimating panel time-series models with heterogeneous slopes. *The Stata Journal*, 12(1), 61-71. <http://doi.org/10.1177/1536867X1201200105>
- EDGAR (2023). EDGAR - Emissions Database for Global Atmospheric Research. European Commission, Bélgica. https://edgar.jrc.ec.europa.eu/dataset_ghg80
- Espinoza, L., Ziegler-Rodríguez, K, Espinoza, A. Vásquez, O. y Vázquez-Rowe, I. (2021). Closing the gap in the municipal solid waste management between metropolitan and regional cities from developing countries: A life cycle assessment approach. *Waste Management*, 124, 314-324. <http://doi.org/10.1016/j.wasman.2021.02.020>.

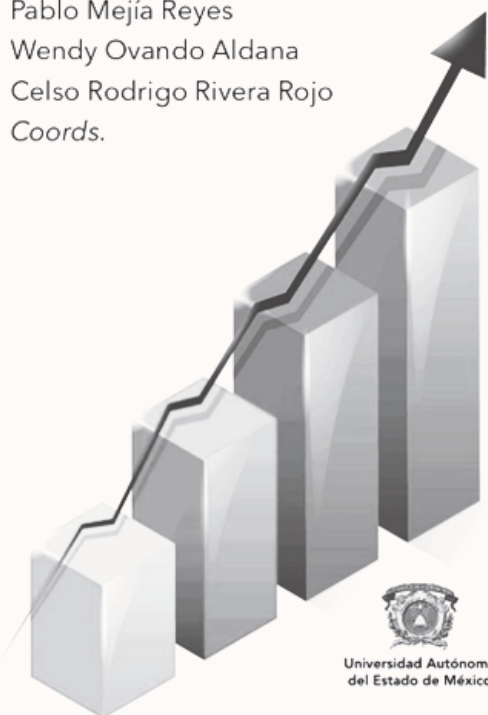
- Gnonlonfin, A., Kocoglu, Y. y Péridy, N. (2017). Municipal solid waste and development: The environmental Kuznets curve evidence for Mediterranean countries. *Region et Development*, 45, 113-130. http://regionetdeveloppement.univ-tln.fr/wp-content/uploads/6Gnonlonfin_Kocoglu_Pe-ridy.pdf
- Grossman, G. y Krueger, A. (1995). Economic growth and the environment. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 353-377. <http://doi.org/10.2307/2118443>
- Hasanov, F., Lester, H. y Jeyhun, M. (2021), Estimating different order polynomial logarithmic environmental Kuznets curves. *Environmental Science Pollution Research*, 28, 41965-41987 <https://doi.org/10.1007/s11356-021-13463-y>
- Hernández-Berriel, M., Aguilar-Virgen, Q., Taboada-González, P., Lima-Morra, R., Eljaiek-Urzola, M., Márquez-Benavides, L. y Buenrostro-Delgado, O. (2017). Generación y composición de los residuos sólidos urbanos en América Latina y el Caribe. *Revista Internacional De Contaminación Ambiental*, 32, 11-22. <http://doi.org/10.20937/RICA.2016.32.05.02>
- Hupponen, M., Havukainen, J. y Horttanainen, M. (2023). Long-term evolution of the climate change impacts of solid household waste management in Lappeenranta, Finland. *Waste Management*, 157, 69-81. <http://doi.org/10.1016/j.wasman.2022.11.038>
- IEA (2021). Methane Tracker 2021. IEA, Paris. <http://www.iea.org/reports/methane-tracker-2021>
- IPCC (2006). Volume 5. Waste. En Eggleston H.S., Buendia L., Miwa K., Ngara T. and Tanabe K. (Eds.). *IPCC Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories*. IGES, Japón. <http://www.ipcc-nggip.iges.or.jp/public/2006gl/index.html#corr>
- Jaligot, R. y Chenal, J. (2018). Decoupling municipal solid waste generation and economic growth in the canton of Vaud, Switzerland. *Resources Conservation and Recycling*. 130, 260-266. <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2017.12.014>.
- Jardón, A., Kuik, O. y Tol, R. (2017). Economic growth and carbon dioxide emissions: An analysis of Latin America and the Caribbean. *Atmósfera*, 30(2), 87-100. <http://doi.org/10.20937/atm.2017.30.02.02>
- Johnstone, N. y Labonne, J. (2004). Generation of household solid waste in OECD countries: An empirical analysis using macroeconomic data. *Land Economics*, 80(4), 529-538. <http://doi.org/10.2307/3655808>
- Kaza, S., Yao, L., Perinaz, B. y Van Worden, F. (2018). What a waste 2.0. Washington, D.C.: World Bank.
- Lee, S., Jonghoon, K. y Wai, C. (2016). The causes of the municipal solid waste and the greenhouse gas emissions from the waste sector in the United States. *Waste Management*, 56:593-599. <http://doi.org/10.1016/j.wasman.2016.07.022>

- Lewandowski, P. (2007). *PESCADF: Stata module to perform Pesaran's CADF panel unit root test in presence of cross section dependence*. SSC No. S456732. College Department of Economics, Boston. <https://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456732.html>
- Mazzanti, M., Montini, A. y Zoboli, R. (2008). Municipal waste generation and socioeconomic drivers: Evidence from comparing northern and southern Italy. *The Journal of Environment & Development*, 17(1), 51-69. <https://doi.org/10.1177/1070496507312575>
- Newey, W. y West, K. (1994). Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation. *The Review of Economic Studies*, 61(4), 631-653. <http://doi.org/10.2307/2297912>
- Olivares, J. y Hernández, C. (2021). ¿La curva Ambiental de Kuznets sigue siendo válida para explicar la degradación? Una revisión teórica. *Revista Economía Coyuntural*. 6(3), 1-45. http://www.scielo.org.bo/scielo.php?pid=S2415-06222021000300003&script=sci_abstract
- Pedroni, P. (2001a). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *The Review of Economics and Statistics*, 83 (4), 727-731. <http://doi.org/10.1162/003465301753237803>
- Pedroni, P. (2001b). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. En Baltagi, B., Fomby, T. y Carter, R. (Ed.). *Nonstationary panels, panel cointegration, and dynamic panels*, 93-130. [http://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15004-2](http://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15004-2)
- Pedroni, P. (2007). Social capital, barriers to production and capital shares: Implications for the importance of parameter heterogeneity from a nonstationary panel approach. *Journal of Applied Econometrics*, 22: 429-451. <http://doi.org/10.1002/jae.948>
- Persyn, D. y Westerlund, J. (2008). Error-correction-based cointegration tests for panel data. *The Stata Journal*, 8(2), 232-241. <http://doi.org/10.1177/1536867X0800800205>
- Pesaran, M. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265-312. <http://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pesaran, M. (2015). *Time series and panel data econometrics*. OUP, New York.
- Pesaran, M. (2021). General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels. *Empirical Economics*, 60, 13-50. <http://doi.org/10.1007/s00181-020-01875-7>
- Rahman, M., Rahman, S., Rahman, M., Hasan, M., Shoaib, S., Rushd, S. (2021). Greenhouse gas emissions from solid waste management in Saudi Arabia. Analysis of growth dynamics and mitigation opportunities. *Applied Sciences*, 11(4), 1-21. <http://doi.org/10.3390/app11041737>
- Reyna-Bensusan, N., Wilson, D. y Smith, S. (2018). Uncontrolled burning of solid waste by households in Mexico is a significant contributor to climate change in the country. *Environmental Research*, 163, 280-288. [doi:10.1016/j.envres.2018.01.042](https://doi.org/10.1016/j.envres.2018.01.042)

- Sáez, A. y Urdaneta, J. (2014). Manejo de residuos sólidos en América Latina y el Caribe. *Omnia*, 1(3), 121-135. <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=73737091009>
- Secretaría de Medio Ambiente y Recursos Naturales (2020). Diagnóstico básico para la gestión integral de los residuos. SEMARNAT, México.
- Stern, D. (2017). The environmental Kuznets curve after 25 years. *Journal of Bioeconomics*, 19, 7–28. <http://doi.org/10.1007/s10818-017-9243-1>
- Thombs, R. (2022). A guide to analyzing large N, large T panel data. *Socius*, 8, 1-15. <https://doi.org/10.1177/23780231221117645>
- Trujillo, J., Carrillo B., Charris, C., e Iglesias, W. (2013). The environmental Kuznets curve (EKC): an analysis landfilled solid waste in Colombia. *Revista Facultad de Ciencias Económicas: Investigación y Reflexión*, 21(2), 7-16. <http://doi.org/10.18359/rfce.653>
- Verma, R. y Borongan, G. (2022). Emissions of Greenhouse Gases from Municipal Solid Waste Management System in Ho Chi Minh City of Viet Nam. *Urban Science*, 6(4), 1-13. <http://doi.org/10.3390/urbansci6040078>
- Wiedinmyer, C., Yokelson, R. y Gullett, B. (2014). Global Emissions of Trace Gases, Particulate Matter, and Hazardous Air Pollutants from Open Burning of Domestic Waste. *Environmental Science & Technology*, 48(16), 9523–9530. <http://doi.org/10.1021/es502250z>
- Zilio, M. (2012). Curva de Kuznets ambiental: la validez de sus fundamentos en países en desarrollo. *Cuadernos de Economía*, 35(97). [http://doi.org/10.1016/S0210-0266\(12\)70022-5](http://doi.org/10.1016/S0210-0266(12)70022-5).
- Zilio, M. y Caraballo, A. (2014). ¿El final de la curva de Kuznets de carbono? Un análisis semiparamétrico para la América Latina y el Caribe. *El Trimestre Económico*, 81(321), 241–270. <https://doi.org/10.20430/ete.v81i321.114>

La economía mexicana en transición, 2000-2023

Pablo Mejía Reyes
Wendy Ovando Aldana
Celso Rodrigo Rivera Rojo
Coords.



Universidad Autónoma
del Estado de México

DC
Learning

*Disponible de acceso abierto en el repositorio
de la Universidad Autónoma del Estado de México*

<http://ri.uaemex.mx/handle/20.500.11799/141687>