

Modelos de efectos fijos para analizar emisiones de metano de residuos sólidos y crecimiento económico en 18 países latinoamericanos y del Caribe (1991-2019)

Fixed effects models to analyze methane emissions from solid waste and economic growth in 18 Latin American and Caribbean countries (1991-2019)

Artículo científico

> Ramiro Flores-Xolocotzi

Unión de Investigadores
para la Sustentabilidad, S.A.S.
Ciudad de México, México.

pinos42@hotmail.com

ORCID: [0000-0001-9979-1057](https://orcid.org/0000-0001-9979-1057)

> Sergio Gabriel Ceballos Pérez

Universidad Politécnica de Pachuca.
Pachuca, Hidalgo, México.

ceballosp@upp.edu.mx

ORCID: [0000-0003-4991-3540](https://orcid.org/0000-0003-4991-3540)

> Resumen

Se analizaron las emisiones de metano per cápita de vertederos de residuos sólidos (MVRS) y las emisiones per cápita de metano generado por incineración y quema al aire libre de dichos residuos (MIRS) en función respectivamente del PIB per cápita en 18 naciones latinoamericanas y del Caribe de 1991 a 2019, lo cual, permitió probar la hipótesis de curva ambiental de Kuznets (CAK). Para ello se estimaron modelos econométricos de MVRS y modelos de MIRS, de tipo cuadrático (PIB^2), cúbico (PIB^3) y cuártico (PIB^4). Se emplearon también variables control como: nivel de urbanización, capital humano, desigualdad económica y libertades civiles. Se aplicaron efectos fijos a cada polinomio. Las estimaciones muestran que no hay evidencia de relación estadística entre MVRS y PIB. Para MIRS y PIB, el contraste de la hipótesis de CAK, evidenció una curva en M. Destaca también que el menoscabo de libertades civiles se relaciona con incrementos de ambas emisiones, mientras que la desigualdad económica muestra efectos opuestos en MVRS y MIRS. Estos resultados requieren ser corroborados con otras técnicas econométricas y considerar otros países.

> **Palabras Clave:** coeficiente de Gini, estudios urbanos, estado de derecho, cambio climático

> **Clasificación JEL:** Q51, Q53, Q54, Q56

> Abstract

Methane emissions per capita from solid waste landfills (SWL) and those generated by open-air burning and incineration of such waste (SWI) were analyzed, respectively, as a function of GDP per capita in 18 Latin American and Caribbean nations from 1991 to 2019, which allowed testing the environmental Kuznets curve (EKC) hypothesis. For this purpose, econometric models of SWL and SWI were estimated, of the quadratic (GDP^2), cubic (GDP^3) and quartic (GDP^4) type. Control variables such as: level of urbanization, human capital, economic inequality and civil liberties were also used. Fixed effects were applied to each polynomial. The estimates show that there isn't evidence of a statistical relationship between SWL and GDP. For SWI and GDP, the EKC hypothesis test showed an M-shaped curve. Also notable is the loss of civil liberties associated with increases in both emissions, while economic inequality shows opposite effects in SWL and SWI. These results need to be corroborated with other econometric techniques and considering other countries.

> **Keywords:** Gini coefficient, urban studies, rule of law, climate change

> **JEL Classification:** Q51, Q53, Q54, Q56

- > **Recepción:** 6 de septiembre del 2024
- > **Aceptación:** 21 de octubre del 2024
- > **DOI:** [10.32870/eera.vi55.1216](https://doi.org/10.32870/eera.vi55.1216)



>1. Introducción

Los residuos sólidos están constituidos por residuos sólidos urbanos (o municipales), residuos industriales (electrónicos, textiles, alimentarios, construcción) y residuos sólidos biológicos de tipo hospitalario (Intergovernmental Panel on Climate Change [IPCC], 2006). Su gestión en sitios de disposición final denominados vertederos¹ o su incineración², pueden constituir un foco de contaminación ambiental (Chavarría, 2022; Sánchez, 2015; Atencio *et al.*, 2013). Especialmente aquellos vertederos u hornos incineradores que no cuentan con tecnologías adecuadas para recuperación de energía. Además de que la quema al aire libre de residuos, son una fuente de emisión de gases de efecto invernadero (GEI) como bióxido de carbono, óxido nitroso y metano (Sánchez, 2015; Ari y Şentürk, 2020). Por su parte aquellos vertederos sin protección al suelo pueden generar lixiviados que contaminan cuerpos de agua y mantos acuíferos con diversos compuestos químicos (Sánchez, 2015).

Por lo que la Norma Oficial Mexicana NOM-083-SEMARNAT-2003 establece los parámetros para el diseño, operación y clausura de los sitios de disposición final con mecanismos efectivos de recuperación de energía, evitando lixiviados (SEMARNAT, 2004). O bien el uso de tecnologías de incineración que eviten fugas de emisiones de GEI, además de evitar su quema al aire libre (Ari y Şentürk, 2020; Sánchez, 2015; Atencio *et al.*, 2013). De los residuos sólidos, destacan los de tipo urbano por su alto contenido de materia orgánica (hasta 70 %) (Akinci *et al.*, 2012). La descomposición de dicha materia orgánica en los vertederos, en condiciones anaerobias, está relacionada con la emisión de metano a la atmósfera. Además, si bien las emisiones de metano por incineración en plantas sin adecuada recuperación de GEI y por quema al aire libre, representan menores cantidades de emisión que las emisiones en vertederos, su práctica al aire libre es inaceptable.

Hay que destacar que el metano, está considerado como un GEI de particular interés ya que tiene un ciclo de vida corto en la atmósfera de 10 años (United Nations Environment Programme and Climate y Clean Air Coalition [UNEP y CCAC], 2021) y un potencial de calentamiento 28 veces mayor que el bióxido de carbono en 100 años (Singh *et al.*, 2018; Chavarría, 2022). Estas características, lo hacen de interés para su control en políticas ambientales de mitigación de cambio climático a corto plazo.

Consecuentemente, existe una relación estrecha entre la generación de residuos sólidos con la emisión de metano. Dicho vínculo debe ser considerado en las investigaciones sobre generación de residuos y/o emisión de GEI de residuos sólidos. Por tanto, su disposición final en vertederos y los procesos de incineración y quema a cielo abierto son de suma importancia en el estudio de cambio climático por GEI (Sánchez, 2015; Chavarría, 2022; Ari y Şentürk, 2020). A lo anterior hay que agregar que la gestión de vertederos y la incineración de residuos sólidos en América Latina y el Caribe, enfrentan ambos una situación de falta de innovación tecnológica para recuperación de GEI. A esto hay que agregar que la quema al aire libre sigue existiendo en la región (Espinoza *et al.*, 2021; Sáez y Urdaneta, 2014).

Por lo mismo, la ciencia económica ha abordado el estudio de la generación de residuos sólidos y la emisión de otros contaminantes desde diversas perspectivas, tales como la valoración económica de su impacto ambiental y la relación que tienen con el crecimiento económico (Acevedo-Ramos *et al.*, 2023; Doku *et al.*, 2021; Ari y Şentürk, 2020; Lee *et al.*, 2016; Trujillo *et al.*, 2013). La relación de la generación de residuos sólidos y sus emisiones contaminantes con el crecimiento económico constituyen el paradigma denominado como *desacoplamiento económico* que visto a largo plazo forman parte de la teoría económica de curva ambiental de Kuznets (CAK) (Zilio, 2012).

Consecuentemente, esta investigación se centra en la teoría de CAK y tiene como objetivo determinar si existe alguna relación entre el crecimiento económico y las emisiones de metano generado en vertederos y en procesos de incineración y quema al aire libre de residuos sólidos en dieciocho países latinoamericanos y del Caribe de 1991 a 2019. Dicha relación será analizada a través de técnicas econométricas de efectos fijos para datos de panel, considerando como variables control en los modelos: el efecto que pudieran tener el capital humano (escolaridad y rendimientos de la educación), la desigualdad económica (coeficiente de Gini) y la existencia de libertades civiles (Estado de derecho [*Rule of law* en países de habla inglesa]).

1 Por vertedero se entiende para este artículo, a todo tipo de sitio de disposición final, los cuales incluyen sitios controlados, no controlados y semi controlados. Para ahondar en el tema puede consultar a Bernache (2012).

2 Sobre incineración hay diversos tipos de tecnologías que se encuentran establecidas en la Norma Oficial Mexicana NOM-098-SEMARNAT-2002. Para mayor consulta: López *et al.*, 2008.

Este trabajo, aporta a la investigación de desacoplamiento económico de emisiones de metano de residuos sólidos, el empleo de las variables de control mencionadas. Para ello, las técnicas econométricas empleadas en esta investigación permiten el uso de este tipo de variables para contrastar la hipótesis de CAK. De esta forma los resultados de esta investigación podrían ser contrastados con otras técnicas econométricas para datos de panel y series de tiempo que consideran cointegración y estimación de vectores, tales como mínimos cuadrados completamente modificados (FMOLS por sus siglas en inglés) y mínimos cuadrados dinámicos (DOLS) (Rahman *et al.*, 2021; Naveed *et al.*, 2022). En el caso de DOLS, por el uso de rezagos y adelantos, el tamaño de grupo y el horizonte de tiempo necesario para aplicar dicha técnica, se incrementa con el número de variables independientes, dificultando su uso en paneles cortos (To *et al.*, 2019).

También se podría recurrir a nuevas técnicas econométricas para datos de panel como *Augmented Mean Group* (AMG) o *Common Correlated Effects* (CCE), que son técnicas robustas a la dependencia de sección cruzada, pero que requieren tamaños de grupo y horizontes de tiempo ≥ 30 . (Eberhardt, 2012; Beyene, 2023). Desafortunadamente, la existencia de series de tiempo amplias (30 o más años) para algunas de las variables control empleadas en este trabajo, no se encuentran disponibles para diversos países de la región.

>2. Marco teórico

La hipótesis de CAK fue propuesta por Grossman y Krueger en la última década del siglo XX, como parte de sus investigaciones sobre el impacto ambiental del *Tratado de Libre Comercio en América del Norte* (Naveed *et al.*, 2022). La hipótesis de CAK se basa en las investigaciones sobre desigualdad económica de Simon Kuznets (Naveed *et al.*, 2022; Alkhars *et al.*, 2022). Kuznets propuso que a largo plazo el crecimiento económico disminuía la desigualdad entre las naciones y que dicha relación adoptaba una forma gráfica de U inversa (Naveed *et al.*, 2022). Grossman y Krueger (Grossman, 1995), adaptaron este enfoque a la relación a largo plazo entre emisiones de contaminantes y crecimiento económico.

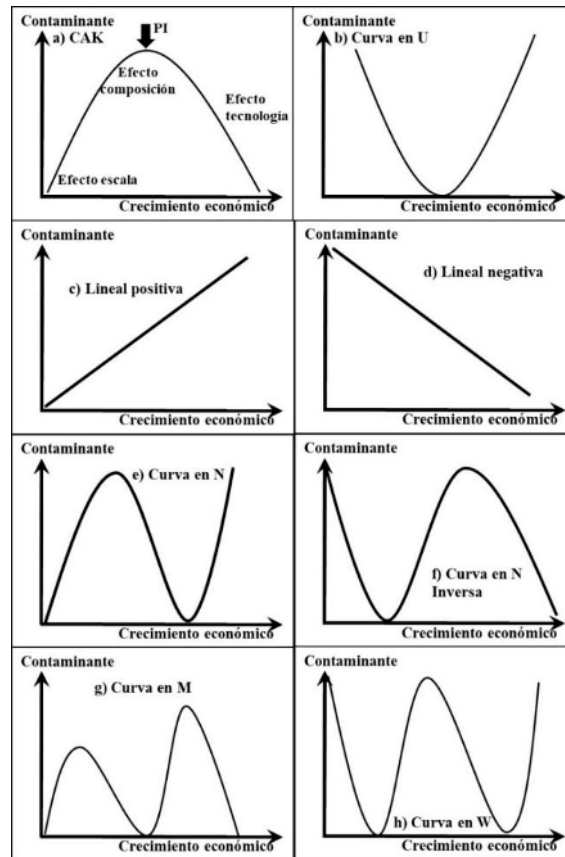
Como indicador de crecimiento económico, múltiples investigaciones emplean generalmente el PIB per cápita u otra medida de ingreso (Naveed *et al.*, 2022; Alkhars *et al.*, 2022). De acuerdo con Grossman (1995) y Zilio (2012), la teoría que sustenta la hipótesis de CAK explica, de la siguiente forma, la relación que hay entre degradación ambiental y el crecimiento económico:

- a) En una primera etapa del crecimiento económico, existe una relación inicial directa positiva entre degradación ambiental (emisión de contaminantes) con el crecimiento. Se explica como la degradación ambiental necesaria para que haya crecimiento económico y se denomina efecto escala (Figura 1a).
- b) Posteriormente, en una siguiente etapa de crecimiento, ocurre un cambio en la conducta de los agentes. En la cual se incrementa su disposición a pagar por calidad ambiental mientras que la degradación ambiental sigue incrementándose, alcanzando un punto máximo. Al mismo tiempo, la mayor demanda por calidad ambiental conduce a la generación de tecnologías menos contaminantes, lo que genera un punto de inflexión (PI) en la relación curvilínea entre las variables. Generando una forma de U inversa. Esta etapa se denomina efecto composición (Figura 1a).
- c) Al ocurrir el PI, las emisiones de contaminantes empiezan a disminuir mientras que el crecimiento económico sigue incrementándose. La mayor disposición de pago por calidad ambiental sigue provocando la generación de innovaciones tecnológicas, lo que provoca el descenso de la curva. (efecto tecnología, Figura 1a).

Actualmente, para explicar la relación entre emisiones de contaminantes y el crecimiento económico se emplean polinomios de tipo cuadrático, cúbico y/o cuártico. Por lo que, además del contraste de la hipótesis de curva en U inversa (CAK), se ha probado también el contraste de hipótesis de curva en U (Figura 1b), N (Figura 1e), N inversa (Figura 1f), M (Figura 1g) y W (Figura 1h) (Hasanov *et al.*, 2021; Jaligot y Chenal, 2018). Además de probar una posible relación lineal positiva (Figura 1c) o negativa (Figura 1d). Sobre la forma gráfica que adopta la relación contaminante-crecimiento se han propuesto explicaciones. Por ejemplo, se sugiere que la N inversa (Figura 1f), muestra que aunque un país experimente un bajo nivel de deterioro ambiental, este comienza a intensificarse ante cambios socioeconómicos, aunque posteriormente la tecnología permite disminuir el deterioro ante un mayor crecimiento económico (Destek *et al.*, 2020).

Figura 1

Curva ambiental de Kuznets y otros tipos de relación entre contaminante y crecimiento



Fuente: elaboración propia.

Para la curva en N (Figura 1e), el incremento de emisiones que sigue a un descenso de estas, se pudiera explicar por la obsolescencia tecnológica debido a que el efecto de escala supera a los efectos de composición y tecnología, lo que se debe a rendimientos decrecientes de los cambios tecnológicos (Allard, 2018; Torras y Boyce, 1998).

La curva en forma de M (Figura 1g), se explica como un complemento de la curva en forma de U inversa, dividida en dos fases. En la que el primer punto de inflexión (primera fase), se encontraría en un nivel de crecimiento económico inferior al del segundo punto (segunda fase). Sin embargo el nivel de contaminación en la primera fase, podría probablemente ser más bajo o alto que en la segunda. Su apariencia es potencialmente afectada por la reacción compleja de muchos factores, como crisis energéticas y políticas gubernamentales. Además se podría considerar el rendimiento decreciente de la tecnología que pudiera provocar un nuevo incremento de contaminantes (Destek *et al.*, 2020; Yang *et al.*, 2015).

Finalmente, sobre la forma en W (Figura 1h), esta se asocia con la capacidad de los países para atraer inversión extranjera directa (IED) en donde los países que alcanzan un estatus de “altamente desarrollados” nuevamente están dispuestos a atraer grandes cantidades de IED (lo que provocaría incremento de contaminantes en la segunda curva en U) (Destek *et al.*, 2020; Gerni *et al.*, 2018). Por otra parte, destaca que para el caso de los trabajos de la hipótesis de CAK en residuos sólidos, se ha sugerido que las funciones a estimar tendrían que ser polinomios cúbicos y cuárticos. Lo anterior, debido a que la relación entre este tipo de contaminantes y el crecimiento económico es más compleja, ya que los incrementos sostenidos del PIB no necesariamente llevarían a cero la generación de residuos sólidos (Jaligot y Chenal, 2018). Lo anterior influiría en la forma en que se tiene que modelar la relación entre emisiones de metano provenientes de residuos sólidos y el crecimiento económico.

Además, se ha señalado que la ecuación cuadrática de CAK considera sólo una relación marginal de degradación ambiental (RMDA) de tipo lineal, la cual no se sostiene en la realidad (Sobhee, 2004). Lo señalado por Sobhee (2004) es algo que las investigaciones sobre CAK no han resuelto, ya que la mayoría de las investigaciones sobre CAK se han centrado en contrastar la hipótesis con evidencia

empírica (Mazzanti *et al.*, 2009). Sin embargo, otras investigaciones, sugieren estimar modelos cúbicos o cuárticos que permitan considerar relaciones complejas entre el crecimiento y la degradación ambiental, comprendiendo RMDA “no lineal”, especialmente en el área de residuos sólidos (Jaligot y Chenal, 2018; Araujo *et al.*, 2017; Sobhee, 2004; Torras y Boyce, 1998).

Por otra parte, diversos estudios sobre desacoplamiento económico en naciones emergentes expresan la necesidad de considerar el efecto que pueden tener la desigualdad, el capital humano y la existencia de marcos institucionales en la aparición de una CAK (Zilio, 2012). Se ha propuesto que la existencia de trampas de pobreza (equilibrios a bajos niveles de ingreso) en economías emergentes, pudieran impedir el desacoplamiento económico (Accinelli *et al.*, 2007; Zilio, 2012). A su vez la pobreza pudiera estar relacionada con la desigualdad económica. Si bien ambos son fenómenos distintos podrían estar relacionados (Macías, 2014; Cuartas, 2016). En consecuencia, Zilio (2012) considera necesario probar en los modelos de CAK, el efecto de la desigualdad económica.

Sobre educación, algunas investigaciones de desacoplamiento en residuos sólidos han encontrado efectos positivos o negativos sobre su generación. Posiblemente debido a que una mayor educación se asocia a mayores niveles de ingreso y por tanto a una mayor generación de residuos o al contrario mayor educación genera una mayor conciencia ambiental en pro del reciclaje (Jaligot y Chenal, 2018; Johnstone y Labonne, 2004). Razón por la cual es necesario considerar su efecto en estudios de generación de residuos sólidos y también en emisión de GEI derivados de ellos.

De acuerdo con Zilio (2012), aspectos institucionales relacionados con el grado de centralización que permitan procesos más participativos de los agentes involucrados para la toma de decisiones y la existencia de marcos regulatorios en materia ambiental, deberían también ser considerados en las investigaciones de CAK. Especialmente en naciones emergentes. Tanto el grado de centralización, la participación, junto con la existencia y cumplimiento de marcos regulatorios (jurídicos) se relacionan con el Estado de Derecho (Ruíz, 2019). Este se puede entender como un Estado respetuoso de la Ley que es para todos (gobernantes y gobernados), asegurando la libertad de las personas, promoviendo su bienestar, además de reconocer y garantizar sus derechos (Ruíz, 2019).

A la fecha existen diversas investigaciones de CAK y emisión de GEI de residuos sólidos o de la generación de estos en ámbitos nacionales y/o regionales (Trujillo *et al.*, 2013). No obstante, para el caso de emisiones de metano de vertederos y de incineración en Latinoamérica y el Caribe son escasas. En consecuencia, para cumplir el objetivo mencionado y probar la relación existente entre emisiones de metano de residuos sólidos y crecimiento económico, se seguirá el procedimiento que se describe a continuación.

► 3. Metodología

Para la investigación, se generó una base de datos para 18 países de Latinoamérica y el Caribe (LAC): Argentina, Bolivia, Chile, Ecuador, Barbados, Perú, Brasil, El Salvador, Guatemala, Honduras, Colombia, Jamaica, México, Panamá, Costa Rica, Paraguay, República Dominicana y Uruguay. Los países se seleccionaron con base en la información disponible de las siguientes variables para los años de 1991 a 2019:

a) Emisiones de metano en kilogramos anuales per cápita provenientes de vertederos de residuos sólidos (MVRS) y emisiones de metano provenientes de incineración de residuos sólidos al aire libre (MIRS). Ambas emisiones de metano se obtuvieron a partir de la información disponible en *Emissions Database for Global Atmospheric Research [EDGAR]* (2024) con código 4a y 4c respectivamente, ambos son códigos del año 2006 e indican el tipo de emisión y su origen. El tipo de residuos sólidos comprende residuos sólidos urbanos, industriales entre otros (EDGAR, 2024; Crippa *et al.*, 2023). Las emisiones se dividieron por la población para obtener valores per cápita. Todos los datos poblacionales provienen del Banco Mundial (2024).

b) Producto Interno Bruto per cápita (PIB). Variable en miles de dólares de Estados Unidos de América a precios constantes de 2015 (Banco Mundial, 2024). Con ella se estimaron su término cuadrático (PIB)², su término cúbico (PIB)³ y su término cuártico (PIB)⁴.

c) Nivel de urbanización (PUPT). De entre los indicadores de niveles urbanización, se escogió la razón de población urbana entre población total (conocida también como tasa de urbanización) como

indicador del nivel de urbanización, ya que ha mostrado ser significativa en otras investigaciones de CAK (Shiyong *et al.*, 2023; Li *et al.*, 2020).

d) Coeficiente de Gini (CG). Se emplea esta variable en los modelos para considerar el efecto de la desigualdad económica en el contexto de la relación contaminante-crecimiento económico (Zilio, 2012). En el coeficiente, los valores que se incrementan hasta 1, indican mayor desigualdad. La variable se obtuvo de Standardized World Income Inequality Database [SWIID] (2024).

e) Índice de capital humano (CH). Es una variable que está basada en años de escolaridad y rendimiento de la educación y que es estimada por Groningen Growth and Development Centre [GGDC] (2024). Los incrementos en la variable señalan mayor capital humano. La variable escolaridad ha sido probada en diversos estudios de residuos sólidos y CAK obteniendo efecto tanto positivo como negativo (Jaligot y Chenal, 2018; Johnstone y Labonne, 2004).

f) Índice de libertades civiles (LIC). Es una variable estimada por The Freedom House y publicada por The Global Economy [TGE] (2024). Esta variable en forma de índice va de 1 (amplias libertades) a 7 (ausencia de libertades). La variable evalúa por país el “Estado de Derecho” considerando el cumplimiento de los siguientes aspectos: libertad de expresión y creencias, derechos de asociación y organización de las personas, autonomía personal y derechos individuales.

En la estimación de modelos, las variables se transformaron con logaritmos naturales (ln). Esta transformación es común en estudios económicos, como las investigaciones sobre CAK, ya que la transformación contribuye entre otros aspectos a atenuar la asimetría y la heterocedasticidad. Además de que al transformar con logaritmos a la variable dependiente (VD) e independiente (VI) permite que el coeficiente estimado mida la elasticidad constante de la VD respecto a la VI (Wooldridge, 2010).

►3.1 Modelos econométricos

Para contrastar la hipótesis de CAK, se emplearon modelos cuárticos, cúbicos y cuadráticos (Hasanov *et al.*, 2021; Jaligot y Chenal, 2018; Araujo *et al.*, 2017). Como se señaló anteriormente, el uso de modelos cuárticos y cúbicos permite considerar de manera realista una RMDA de tipo no lineal. Además, como también se señaló anteriormente, los polinomios cuadráticos empleados en residuos sólidos no son recomendables, ya que los incrementos en el ingreso no llevarán a cero la generación de residuos sólidos. Por lo que para estudios de CAK en residuos sólidos se recomienda emplear polinomios de orden superior (Jaligot y Chenal, 2018), lo cual podría extenderse también a las emisiones de GEI generadas por los residuos.

Igualmente Hasanov *et al.* (2021), consideran la estimación de polinomios de orden superior para contrastar las hipótesis de CAK. Sin embargo, diversas investigaciones en funciones polinomiales logarítmicas, han encontrado que los términos de menor potencia son afectados por la transformación (escalamiento) en su signo, significancia y magnitud; mientras que los términos de mayor potencia en los polinomios “no lo son” (Hasanov *et al.*, 2021; Hunt y Lynk, 1993). Consecuentemente, Hasanov *et al.* (2021) sugiere que en los modelos logarítmicos estimados de CAK, se empiece estimando un modelo cuártico o cúbico y se compruebe que el coeficiente del PIB de mayor potencia sea significativo y de no ser así, se estime un modelo de menor potencia. Además de que se usen como criterios adicionales de selección de un modelo:

1.- En modelos con variables transformadas con logaritmos (contaminante [MVRS o MIRS] y PIB), se sugiere estimar una elasticidad η a partir de la derivada de la función y obtener la elasticidad promedio, sustituyendo el valor promedio del PIB (elasticidad *summary*). Esta elasticidad promedio tiene que ser significativa estadísticamente, considerando según cada caso, las ecuaciones 1, 2 o 3 (Hasanov *et al.*, 2021; Hunt y Lynk, 1993).

a) Modelo cuadrático

$$\eta = \frac{\delta MVRS}{\delta PIB} * \frac{PIB}{MVRS} = \frac{\delta \ln MVRS}{\delta \ln PIB} = \beta_1 + 2\beta_2(PIB_m) \quad (1)$$

b) Modelo cúbico

$$\eta = \frac{\delta MVRS}{\delta PIB} * \frac{PIB}{MVRS} = \frac{\delta \ln MVRS}{\delta \ln PIB} = \beta_1 + 2\beta_2(PIB_m) + 3\beta_3(PIB_m)^2 \quad (2)$$

c) Modelo cuártico

$$\eta = \frac{\delta MVRS}{\delta PIB} * \frac{PIB}{MVRS} = \frac{\delta \ln MVRS}{\delta \ln PIB} = \beta_1 + 2\beta_2(PIB_m) + 3\beta_3(PIB_m)^2 + 4\beta_4(PIB_m)^3 \quad (3)$$

Para el caso de MIRS solo se sustituye en el lugar de MVRS.

1.- La elasticidad η estimada se caracteriza por ser insensible al escalamiento. Sin embargo, se reitera que dicha elasticidad se estima con valores promedio, por lo cual no es constante. Ahora bien, en modelos polinomiales logarítmicos, la estimación del coeficiente lineal del PIB (indicador de elasticidad constante) puede ser afectada por la transformación logarítmica en su signo, tamaño y significancia estadística (Hunt y Lynk, 1993). Por lo cual, debe ser analizada bajo esta advertencia.

2.- Los puntos de inflexión estimados con los coeficientes del PIB, tienen que estar dentro del rango de los valores máximo y mínimo del conjunto de países examinado en el horizonte de tiempo considerado. De no ser así, los resultados no serán confiables.

► **3.2 Modelos**

Por lo anterior, se estimaron por separado modelos que emplearon como variable dependiente (contaminante): a) MVRS (metano de vertederos) y b) MIRS (metano de incineración):

$$\begin{aligned} Contaminante_{it} &= \beta_0 + \beta_1 PIB_{it} + \beta_2 PIB_{it}^2 + \beta_3 PIB_{it}^3 + \beta_4 PIB_{it}^4 + \beta_5 PUPT_{it} + \beta_6 CG_{it} + \\ &\beta_7 CH_{it} + \beta_8 LIC_{it} + \beta_9 a_{36} dummy_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} Contaminante_{it} &= \beta_0 + \beta_1 PIB_{it} + \beta_2 PIB_{it}^2 + \beta_3 PIB_{it}^3 + \beta_5 PUPT_{it} + \beta_6 CG_{it} + \beta_7 CH_{it} + \\ &\beta_8 LIC_{it} + \beta_9 a_{36} dummy_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} Contaminante_{it} &= \beta_0 + \beta_1 PIB_{it} + \beta_2 PIB_{it}^2 + \beta_5 PUPT_{it} + \beta_6 CG_{it} + \beta_7 CH_{it} + \beta_8 LIC_{it} + \\ &\beta_9 a_{36} dummy_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

En donde:

a) Las variables dummy son variables dicotómicas que consideran anualidades del estudio que comprenden desde el año 1991 hasta 2019. Estas variables dicotómicas, en un número de n-1, se añaden a los modelos para considerar dependencia de sección cruzada debido a posibles shocks macroeconómicos que afecten en común al conjunto de países (Wooldridge, 2021).

b) El resto de las variables independientes se definen de acuerdo con lo señalado en el apartado anterior.

► **3.3 Estimación de modelos**

Para la estimación de modelos se ordenó una base de datos considerando que el horizonte temporal “t” en esta investigación es de 1991 a 2019 (manteniéndose por debajo de 30) con el número de países mencionados, N=18 (no muy grande) (Wooldridge, 2010).

► 3.3.1 Primera etapa

En esta primera etapa se estimaron las ecuaciones 4, 5 y 6 por contaminante, empleando efectos aleatorios y obteniendo en todos los casos: a) la prueba de multiplicadores de Lagrange de Breusch-Pagan (MLBP), con la cual se rechazó la hipótesis nula que da preferencia a un modelo agrupado estimado por regresión lineal; b) La prueba de Wald (W) (Greene, 2017), la cual rechazó la hipótesis nula de homocedasticidad; c) Una prueba robusta a la heterocedasticidad de Sargan-Hansen (Arellano, 1993; Wooldridge, 2010), la cual rechazó la hipótesis nula que da preferencia a un modelo de efectos aleatorios en todos los casos.

Las estimaciones anteriores por efectos aleatorios por tipo de contaminante, se realizaron sin las variables dummy que consideran anualidades y están en la Tabla 1a del Anexo.

Considerando lo anterior, las pruebas estadísticas permitieron seleccionar la técnica de efectos fijos para la estimación de modelos que permitan analizar la relación contaminante-crecimiento económico, tal como lo realizan Jaligot y Chenal (2018). Se tiene que considerar que en investigaciones de CAK, la técnica de efectos fijos puede remover el sesgo causado por efectos heterogéneos inobservados en el tiempo causados por factores culturales y sistemas políticos que pudieran ejercer un efecto sobre la hipótesis de CAK (Kochi y Medina, 2013).

En consecuencia, se procedieron a realizar estimaciones por efectos fijos añadiendo las variables dummy de tiempo (en un número n-1). Para cada modelo, por tipo de contaminante (MVRS y MIRS) estimado por efectos fijos, se contrastaron los supuestos de homocedasticidad (Prueba de Wald [Greene, 2017]), autocorrelación (Prueba de Wooldridge [Drukker, 2003]) y dependencia transversal o correlación cruzada (Prueba de Pesaran [Pesaran, 2021]). Las pruebas anteriores se probaron respectivamente bajo la hipótesis nula de homocedasticidad, no autocorrelación y dependencia transversal débil. El contraste de los supuestos permitió contrastar la robustez de los resultados de las estimaciones por efectos fijos.

► 3.3.2 Segunda etapa

Considerando que en los modelos de MVRS estimados por efectos fijos, las pruebas estadísticas rechazaron las hipótesis nulas de homocedasticidad y autocorrelación, los modelos de MVRS se estimaron posteriormente con errores estándar de clúster robustos (EECR) a heterocedasticidad y autocorrelación (Tabla 3) (Wooldridge, 2010). En el caso de los modelos de MIRS estimados por efectos fijos, las pruebas estadísticas indicaron significativamente la presencia de heterocedasticidad y dependencia de sección cruzada por lo que, los modelos de MIRS se volvieron a estimar con errores estándar de Driscoll-Kraay (Tabla 4) (Araujo *et al.*, 2017; Hoechle, 2007; Driscoll y Kraay, 1998).

Para la estimación con errores estándar de Driscoll-Kraay, el número de rezagos empleados se definió a través de la fórmula $4(T/100)^{2/9}$ (Newey West, 1994; Hoechle, 2007). El empleo de los errores Driscoll-Kraay (DK) considera que estos errores estándar son válidos para horizontes de tiempo (T) grandes o aproximados a 30 y tamaños de panel (N) pequeños sin llegar a ser <10 (Thombs, 2022). Lo cual también fundamenta el empleo de la prueba de dependencia transversal de Pesaran (Pesaran, 2021).

Finalmente, se estimó para cada modelo la elasticidad η (*summary*) con los valores promedio del PIB per cápita (Hasanov *et al.*, 2021), para cada tipo de modelo:

Para cada elasticidad η se estimaron sus niveles de significancia, para ello se empleó la matriz de varianza-covarianza de los modelos estimados en esta segunda etapa, de acuerdo con Hasanov *et al.* (2021). Todas las estimaciones se realizaron empleando el software Stata versión 18.5.

► 3.4 Hipótesis por contrastar

Las hipótesis que se contrastaron con los modelos estimados en la segunda etapa, se describen en la Tabla 1. Ahora bien, estas hipótesis deben modificarse de acuerdo con las observaciones de Hasanov *et al.* (2021). La explicación económico-ambiental detallada de las hipótesis se encuentra en Ghosh (2020).

Tabla 1
Hipótesis de Curva Ambiental de Kuznets

Modelo estimado	Coefficientes $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \beta_4$	Explicación
Ecuaciones 4, 5 y 6	a) Si $\beta_1 > 0$ b) El resto según el modelo son cero.	Las emisiones crecen ante incrementos en el PIB
Ecuaciones 4, 5 y 6	a) Si $\beta_1 < 0$ b) El resto según el modelo son cero.	Las emisiones disminuyen ante incrementos en el PIB
Ecuaciones 4, 5 y 6	a) $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0$ b) El resto según el modelo son cero.	U invertida (probable CAK)
Ecuaciones 4, 5 y 6	a) $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0$ b) El resto según el modelo son cero.	Curva en U
Ecuaciones 5 y 6	a) $\beta_1 > 0, \beta_2 < 0$ y $\beta_3 > 0$ b) En 6 $\beta_4 = 0$	Curva en N, después de que los contaminantes disminuyen ante un mayor crecimiento, los contaminantes vuelven a aumentar ante incrementos en el crecimiento
Ecuaciones 5 y 6	a) $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0$ y $\beta_3 < 0$ b) En 6 $\beta_4 = 0$	Curva en N inversa, en el segundo punto de inflexión los contaminantes disminuyen ante incrementos en el crecimiento
Ecuación 6	$\beta_1 > 0, \beta_2 < 0, \beta_3 > 0$ y $\beta_4 < 0$	Curva en forma de M
Ecuación 6	$\beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0$ y $\beta_4 > 0$	Curva en forma de W

Fuente: elaboración propia basada en Ghosh (2020)

La estimación del punto de inflexión para una CAK, es la siguiente:

$$PI = \exp\left(\frac{-\beta_1}{2\beta_2}\right) \quad (7)$$

Mientras que la estimación de puntos de inflexión para curvas de N o N inversa sigue la fórmula para encontrar las raíces de ecuaciones cuadráticas y en el caso de curvas en M o W se sigue el procedimiento de Cardano para encontrar raíces de ecuaciones cúbicas. Las fórmulas y procedimientos en extenso se encuentran en Soto y Mosquera (2018).

>4. Resultados

A continuación se proporcionan las estadísticas descriptivas de las variables estudiadas.

>4.1 Estadísticas descriptivas

En la Tabla 2, se encuentran las estadísticas básicas de las variables empleadas en la estimación de los modelos, para el conjunto de 18 países estudiados en un periodo que va de 1991 a 2019. Se puede observar que las emisiones per cápita de metano de vertederos de residuos sólidos (MVRS) son mayores en términos promedio anual, mínimo y máximo que las correspondientes emisiones de residuos sólidos por incineración y quema a cielo abierto (MIRS).

Tabla 2
 Estadísticas básicas por variable (sin transformar con ln)

Variable	Media	DE ^a	Mínimo (país, año)	Máximo (país, año)
MVRS (kilogramos anuales per cápita)	7.456	4.157	0.688 (Bolivia, 1991)	15.030 (México, 2019)
MIRS (kilogramos anuales per cápita)	0.096	0.149	0.0003 (Panamá, 1998)	2.519 (Barbados, 2008)
PIB (Miles de dólares per cápita)	7.016	4.198	1.603 (Honduras, 1991)	18.716 (Barbados, 2008)
PUPT	0.666	0.160	0.311 (Barbados, 2018)	0.954 (Uruguay, 2019)
CG	0.469	0.040	0.365 (Uruguay, 2012)	0.546 (Bolivia, 2000)
CH	2.433	0.352	1.520 (Guatemala, 1991)	3.146 (Chile, 2019)
LIC	2.653	0.980	1 (4 países, varios años) ^b	5 (2 países, varios años) ^c

Nota ^a: DE es la desviación estándar

Nota ^b: Barbados, Chile, Costa Rica y Uruguay, entre 1991 a 2019

Nota ^c: Perú y Guatemala, respectivamente entre 1991 a 2019 y entre 1991 a 1995

Fuente: Elaboración propia con información de EDGAR (2024), Banco Mundial (2024), GGDC (2024), SWIID (2024) y TGE (2024)

>4.2 Modelos de vertedero

Como se puede observar (en la Tabla 3), los tres modelos (cuadrático, cúbico y cuártico) estimados por efectos fijos para MVRS son todos ellos significativos (nivel de significancia [NS] al 0.01).

Igualmente la prueba de F para el conjunto de variables dummy de las anualidades es significativa (NS=0.05). Por razones de espacio se omiten los coeficientes obtenidos para las variables dummy de cada modelo estimado. Sin embargo, en los tres modelos se rechaza la hipótesis de homocedasticidad y de no autocorrelación (NS=0.01). En cuanto a dependencia de sección cruzada, se sustenta la hipótesis de correlación cruzada débil. Consecuentemente, los resultados estimados por el procedimiento de efectos fijos para metano de vertederos no son confiables, por lo que se tomó la decisión de volver a estimar dichos modelos considerando errores estándar de cluster robustos a autocorrelación y heterocedasticidad (Tabla 4) (Wooldridge, 2010).

Tabla 3
Modelos de metano de vertederos de residuos sólidos (MVRS)

Variable	Efectos fijos		
	Cuadrático (EE) ^a	Cúbico (EE) ^b	Cuártico (EE) ^c
Constante	1.5164*** (0.2005)	1.6147*** (0.2362)	2.6174*** (0.3208)
PIB	0.9063*** (0.1381)	0.7042** (0.2912)	-2.1212*** (0.6880)
PIB ²	-0.1430*** (0.0306)	-0.0178 (0.1618)	2.9695*** (0.6806)
PIB ³	-----	-0.0239 (0.0303)	-1.3129*** (0.2871)
PIB ⁴	-----	-----	0.1934*** (0.0429)
PUPT	0.8429*** (0.1326)	0.8348*** (0.1331)	1.0204*** (0.1367)
CG	1.3199*** (0.1526)	1.3173*** (0.1527)	1.3970*** (0.1507)
CH	0.3427** (0.1578)	0.3291** (0.1588)	0.4255*** (0.1570)
LIC	0.2842*** (0.0331)	0.2862*** (0.0332)	0.2755*** (0.0326)
F (Modelo)	15.36***	14.9***	15.67***
chi ² (Heterocedasticidad)	2,494.7***	2,475.5***	1,974.3***
F (Autocorrelación)	112.8***	112.8***	113.164***
CD (Dependencia de sección cruzada)	-1.57	-1.47	-0.868
F (Prueba para conjunto de variables Dummy)	1.66**	1.64**	1.66**

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

Nota ^{a,b,y,c}: Son errores estándar.

Fuente: Elaboración propia con información de EDGAR (2024), Banco Mundial (2024), GGDC (2024), SWIID (2024) y TGE (2024)

Las estimaciones con errores estándar de cluster robustos (Tabla 4), permiten determinar que ningún modelo tiene evidencia significativa de relación entre las emisiones de metano de vertederos con el PIB per cápita (ninguno de los coeficientes del PIB es significativo dentro de cada modelo). Por lo que se puede decir que no existe evidencia estadística de existencia de CAK para el conjunto de 18 países estudiados de LAC en el tiempo de estudio. Los tres modelos son significativos al 0.01 de NS (Tabla 4). Igualmente el conjunto de variables dummy de tiempo en cada modelo, son significativas al 0.01.

Considerando lo anterior, si bien teóricamente se prefieren los resultados del modelo polinomial de mayor potencia, el cual permite contrastar la existencia de curva en M (Destek *et al.*, 2020; Hasanov *et al.*, 2021; Jaligot y Chenal, 2018), se observa que las variables control tienen comportamientos similares dentro de los tres modelos (Tabla 4).

a) En los tres modelos la variable de capital humano es significativa con signo positivo (Tabla 4). Por lo que mayores niveles de escolaridad y rendimiento de la educación, se pueden relacionar

con mayores emisiones de metano de vertederos. Posiblemente lo anterior, se relacione con una probabilidad de que las personas con mayor nivel de escolaridad posean mayores ingresos, lo cual repercute positivamente en la generación de residuos sólidos urbanos y por tanto de emisiones de residuos.

b) El coeficiente de Gini (NS= 0.05) tiene un signo positivo. Por lo que a medida que se incrementa la desigualdad de las economías nacionales bajo estudio, se incrementan las emisiones de metano de vertederos, lo cual es el comportamiento que predice la teoría: a mayor desigualdad mayores emisiones (Kaika y Zervas, 2013; Carson, 2010) (Tabla 4).

c) El nivel de urbanización ejerce un efecto positivo significativo con respecto a las emisiones, por lo que incrementos en la urbanización de las naciones estudiadas se relacionan con incrementos en las emisiones de vertedero. Con un NS=0.05 en el modelo cuártico y un NS= 0.1 en los modelos cuadrático y cúbico (Tabla 4). Otras investigaciones han encontrado tanto relaciones positivas como negativas que posiblemente se relacionen con la posibilidad de que en ámbitos urbanos las oportunidades para el reciclaje de residuos sólidos (especialmente los de tipo orgánico) son menores que en ámbitos rurales, siendo los de tipo orgánico generadores de metano (Johnstone y Labonne, 2004; Jaligot y Chenal, 2018).

Tabla 4
 Modelos de MVRS con errores tipo EECR

Variable	Efectos fijos con errores estándar de clúster robustos		
	Cuadrático (EECR) ^a	Cúbico (EECR) ^b	Cuártico (EECR) ^c
Constante	1.5164** (0.6000)	1.6147** (0.6277)	2.6174*** (0.9225)
PIB	0.9063 (0.5502)	0.7042 (0.7150)	-2.1212 (2.0133)
PIB ²	-0.1430 (0.1277)	-0.0178 (0.4768)	2.9695 (2.2395)
PIB ³	-----	-0.0239 (0.1058)	-1.3129 (1.0083)
PIB ⁴	-----	-----	0.1934 (0.1548)
PUPT	0.8429* (0.4110)	0.8348* (0.4103)	1.0204** (0.4492)
CG	1.3199** (0.6090)	1.3173** (0.6025)	1.3970** (0.6252)
CH	0.3427 (0.3631)	0.3291 (0.3623)	0.4255 (0.3547)
LIC	0.2842*** (0.0564)	0.2862*** (0.0602)	0.2755*** (0.0652)
F (modelo)	15.36***	14.9***	15.67***
F (Prueba para conjunto de variables Dummy)	15.21***	17.61***	3.97***
Tipo de Curva	Ninguna	Ninguna	Ninguna

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

Nota: ^{a, b y c} Son errores estándar de clúster robustos.

Fuente: Elaboración propia con información de EDGAR (2024), Banco Mundial (2024), GGDC (2024), SWIID (2024) y TGE (2024)

Finalmente, la variable de libertades civiles tiene un signo positivo significativo, por lo que a menores libertades civiles (1 amplias libertades civiles a 7 menores libertades civiles) se incrementan las emisiones de metano de vertederos, lo cual cumple con la teoría (Zilio, 2012).

>4.3 Modelos de incineración y quema al aire libre de residuos sólidos

Los modelos de MIRS estimados por efectos fijos (Tabla 5), muestran que los tres modelos (cuadrático, cúbico y cuártico) son significativos (NS=0.01). Sin embargo, en los tres modelos se rechaza respectivamente la hipótesis nula de homocedasticidad (NS= 0.01 en los tres modelos) y la hipótesis nula de dependencia transversal (NS=0.1 [modelo cuártico] y NS=0.05 [modelos cuadrático y cúbico respectivamente]). En los tres modelos no se rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación. Consecuentemente los modelos se estimaron con errores estándar Driscoll-Kraay que permiten considerar dependencia de sección cruzada y heterocedasticidad (Tabla 5).

Tabla 5
Modelos de metano de incineración (MIRS) estimados por efectos fijos

Variable	Efectos fijos		
	Cuadrático (ee) ^a	Cúbico (ee) ^b	Cuártico (ee) ^c
Constante	-4.1914*** (0.9473)	-3.7942*** (1.1160)	-7.5030*** (1.5287)
PIB	-0.8943 (0.6524)	-1.7108 (1.3760)	8.7396*** (3.2783)
PIB ²	0.6488*** (0.1445)	1.1549 (0.7645)	-9.8941*** (3.2431)
PIB ³	-----	-0.0967 (0.1434)	4.6707*** (1.3682)
PIB ⁴	-----	-----	-0.7153*** (0.2042)
PUPT	0.3028 (0.6265)	0.2702 (0.6287)	-0.4161 (0.6514)
CG	-1.3928* (0.7209)	-1.4030* (0.7215)	-1.6976** (0.7179)
CH	-0.4505 (0.7453)	-0.5055 (0.7502)	-0.8621 (0.7483)
LIC	0.2854* (0.1564)	0.2935* (0.1569)	0.3330** (0.1555)
F (modelo)	3.01***	2.93***	3.26***
chi ² (Heterocedasticidad)	19,529.3***	25,526.0***	23,953.6***
F (Autocorrelación)	2.59	2.73	2.77
CD (Dependencia de sección cruzada)	2.61***	2.58***	1.71*
F (Prueba para conjunto de variables Dummy)	1.97***	1.94***	2.02***

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

Nota ^{a, b, c}: son errores estándar.

Fuente: Elaboración propia con información de EDGAR (2024), Banco Mundial (2024), GGDC (2024), SWIID (2024) y TGE (2024)

En la Tabla 6, se observa que los tres modelos (cuadrático, cúbico y cuártico) son significativos (NS=0.01). Además los modelos cuadrático y cúbico sustentan una hipótesis de curva en U, siendo significativos el PIB y su término cuadrático PIB^2 . En el caso del modelo cúbico el término PIB^3 no es significativo. En ambos casos, se observa que después de alcanzar un mínimo de emisiones contaminantes, estas emisiones se empiezan a incrementar ante un mayor crecimiento económico.

En el caso del modelo cuártico, los signos y significancia del PIB (+, NS=0.1) y sus términos PIB^2 (-, NS=0.1), PIB^3 (+, NS=0.1) y PIB^4 (-, NS=0.05), indican la existencia de una curva en M en el conjunto de países estudiados.

Con respecto a las curvas en U que indican los modelos cuadrático y cúbico (Tabla 6), Hasanov *et al.* (2021) y Destek *et al.* (2020) señalan que encontrar una curva en U es inconsistente con la teoría de CAK y su fase inicial de escala. En la cual, como se señaló anteriormente se esperaría una relación positiva ascendente de las emisiones con respecto a incrementos en el crecimiento económico. Por lo anterior, Hasanov *et al.* (2021), argumentan que este tipo de resultados (curva en U junto con N inversa y W) pudieran deberse a que los modelos están omitiendo en su estimación las etapas iniciales del crecimiento económico.

Además, la elasticidad η de Hasanov *et al.* (2021) para los tres modelos de MIRS es significativa (NS=0.01) (Tabla 6). Empero, como se señaló con anterioridad se tiene que considerar que en los modelos de CAK para residuos sólidos se sugiere el empleo de polinomios de orden superior al cuadrático (Jaligot y Chenal, 2018; Araujo *et al.*, 2017). Por lo tanto, en esta investigación sobre emisiones de metano derivados de residuos sólidos, se preferirán los resultados del modelo cuártico, al ser significativo también el coeficiente de orden superior en el modelo (PIB^4) tal como lo sugiere Hasanov *et al.* (2021).

Con respecto a las elasticidades constantes expresadas por los coeficientes del PIB, estas indican en el modelo cuadrático que ante un incremento de 1% del PIB per cápita las emisiones disminuirán en 0.89% hasta antes del PI de la curva en U, mientras que en el cúbico dicha disminución sería de 1.71%. En el modelo cuártico la elasticidad indica que ante un incremento de 1% habrá un incremento de emisiones 8.7% hasta antes del PI. Las elasticidades η empleando valores promedio del PIB son de 1.4% y 2.37% de reducción hasta antes del punto de inflexión en los modelos cuadrático y cúbico respectivamente y de 1.74% de incremento en el modelo cuártico hasta antes del punto de inflexión estimado. La discusión teórica sobre el efecto de la transformación logarítmica en la elasticidad constante no está resuelta, por lo que la interpretación de los coeficientes lineales del PIB como elasticidades deben leerse e interpretarse con precaución.

Considerando los resultados del modelo cuártico, se observa que el conjunto de variables dummy de tiempo es significativo (NS= 0.01). Igualmente se observa lo siguiente:

- a) Las variables control de nivel de urbanización y capital humano no son significativas.
- b) Al igual que en los resultados de vertedero de residuos sólidos, las libertades civiles (estado de derecho) mantienen una relación positiva significativa (NS=0.05) con las emisiones.
- c) Finalmente, con respecto al coeficiente de Gini este es significativo (NS= 0.05). Sin embargo, a diferencia de los modelos estimados de vertedero, se observa una relación inversa con respecto a las emisiones del contaminante. Por lo que incrementos en la desigualdad económica de los países estudiados disminuyen las emisiones de metano por incineración y quema al aire libre de residuos sólidos.

Los resultados del coeficiente de Gini para el caso de emisiones por incineración y quema al aire libre, contradicen el resultado esperado por la teoría de CAK. La cual señala que los incrementos de la desigualdad económica se relacionan positivamente con las emisiones (Kaika y Zervas, 2013; Carson, 2010). Esta contradicción con la teoría de CAK, amerita profundizar en investigaciones sobre generación de residuos sólidos, sus emisiones de GEI y desigualdad económica. Sin embargo, en su explicación, habría que considerar que en las emisiones de metano de residuos sólidos, estos últimos consideran particularmente residuos de hogares y sector servicios (oficinas y turismo) que son generados directamente por el consumo. ¿Cabría la posibilidad de que al aumentar la desigualdad económica, el consumo se concentre en unos cuantos, disminuyendo la generación de residuos que son incinerados? Esta investigación no puede aportar evidencia para contestar esta pregunta, por lo que la pregunta queda abierta para nuevas investigaciones.

Tabla 6
Modelos de MIRS estimados por efectos fijos con errores DK

Variable	Efectos fijos con errores DK		
	Cuadrático (ee- DK) ^a	Cúbico (ee-DK) ^b	Cuártico (ee-DK) ^c
Constante	-4.1914*** (0.6356)	-3.7942*** (0.7858)	-7.5030* (2.1067)
PIB	-0.8943** (0.4250)	-1.7108*** (0.6035)	8.7396* (4.8815)
PIB ²	0.6488*** (0.1300)	1.1549*** (0.4036)	-9.8941* (5.2952)
PIB ³	-----	-0.0967 (0.0902)	4.6707* (2.2896)
PIB ⁴	-----	-----	-0.7153** (0.3421)
PUPT	0.3028 (0.6531)	0.2702 (0.6342)	-0.4161 (0.7726)
CG	-1.3928*** (0.4407)	-1.4030*** (0.4300)	-1.6976*** (0.5394)
CH	-0.4505 (0.5597)	-0.5055 (0.5920)	-0.8621 (0.5162)
LIC	0.2854** (0.1443)	0.2935** (0.1379)	0.3330** (0.1300)
F (modelo)	22.4***	19.74***	17.41***
F (Prueba para conjunto de variables Dummy)	157.5***	272.8***	5,326.4***
Tipo de Curva	U	U	M
PI (miles de US\$)	Miles de US\$1.992	Miles de US\$2.097	Miles de US\$17.4136
η	1.4***	2.37***	1.74***

Nota: ***significativo al 0.01, **significativo al 0.05, *significativo al 0.1.
Nota ^{a, b y c}: Son errores estándar Driscoll-Kraay.

Fuente: Elaboración propia con información de EDGAR (2024), Banco Mundial (2024), GGDC (2024), SWIID (2024) y TGE (2024)

>4.4 Punto de inflexión y consideraciones finales

La no existencia de relación alguna entre emisiones de metano de vertederos y PIB per cápita junto con la probable existencia de una curva en M para emisiones por incineración y quema al aire libre de residuos sólidos en el conjunto de países examinado en el período de estudio, contrasta con otros resultados internacionales de panel. Por ejemplo, en el Grupo de los 7 (economías desarrolladas de Alemania, Francia, Canadá, Japón, Italia, Reino Unido y Estados Unidos), se encontró una curva de N inversa para el período de 1960 a 2016 para emisiones de metano de residuos sólidos (Ari y Şentürk, 2020). Destaca como se señaló anteriormente que una relación de N inversa, en teoría indica que posiblemente se está omitiendo la primera fase del crecimiento económico. Sin embargo, dicha curva en N inversa indica la existencia de un punto de inflexión después del cual, ante aumentos del crecimiento económico ocurre una baja de la emisión de metano. Además, dicha investigación no separa las emisiones de metano de vertederos y de incineración y quema al aire libre.

Respecto a lo anterior, en esta investigación para Latinoamérica y el Caribe, se consideró pertinente separar ambas emisiones, debido a que se recomienda transitar de estrategias de incineración y

quema al aire libre sin recuperación de GEI a procesos tecnológicos con recuperación de energía en vertedero junto con políticas efectivas de reciclaje y normas legales que faciliten la transición (Singh *et al.*, 2018). Sobre curvas en forma de M, esta se ha observado en emisiones de bióxido de carbono de 7 países desarrollados de Asia y 12 países europeos, siendo predominante en zonas con mayor desarrollo económico (Yang *et al.*, 2015). Lo anterior contrasta con el nivel de crecimiento económico del conjunto de países estudiados en este trabajo.

En general los estudios de CAK empleando técnicas de panel sobre emisiones de GEI de vertederos e incineración de residuos sólidos son escasas, no así los estudios de CAK para residuos sólidos. Por ejemplo, Mazzanti y Zoboli (2009) no encontraron evidencia de CAK de residuos sólidos urbanos para 25 países europeos entre los años 1995 a 2005. Por su parte Gnonlonfin *et al.* (2017), igualmente para residuos sólidos urbanos, no encontraron evidencia de CAK para 19 países europeos entre 1990 a 2010. Trabajos de panel en localidades suizas tampoco han encontrado evidencias de CAK para residuos sólidos empleando modelos cúbicos (Jaligot y Chenal, 2018) pero sí se ha encontrado evidencia de CAK en municipalidades italianas (Ercolano *et al.*, 2018).

Sobre los puntos de inflexión (PI) estimados para los modelos de MIRS (Tabla 7), aunque los resultados de los modelos cuadrático y cúbico no serán considerados como definitivos para esta investigación, se puede señalar lo siguiente. En términos promedio en miles de dólares, ambos PI (\$1.992, cuadrático y \$2.097, cúbico) de curvas en U, están por debajo de los valores promedio estimados para el conjunto de países, pero dentro del rango mínimo (\$1.603, Honduras, año 1991) y máximo (\$18.71, Barbados, año 2008) (Tabla 2). No obstante en el año 2019 (última anualidad de esta investigación) (Tabla 3), ambos PI están por debajo del valor mínimo encontrado que corresponde a Honduras con \$2.44 en miles de dólares per cápita.

Con respecto al PI estimado para el modelo cuártico de MIRS, con el cual se concluye que existe una curva en M; los resultados del método de Cardano, para dicho modelo, obtuvieron un discriminante $\Delta = +0.0303$ (Soto y Mosquera, 2018). Con dicho Δ con signo positivo y considerando el teorema correspondiente a Δ (Soto y Mosquera, 2018), se concluye que existe una solución real y dos soluciones complejas. Por lo anterior, de acuerdo con Hasanov, en este caso se emplea la solución real como único valor del PI en miles de dólares per cápita, el cual es de \$17.41 (Tabla 7). Dicho valor está dentro del rango establecido por el valor mínimo y el valor máximo del PIB per cápita del conjunto de países estudiado de 1991 a 2019 (Tabla 2).

Con respecto al máximo, en el año 2019 (Tabla 3), se observa que el PI, está por abajo del máximo del PIB per cápita del conjunto de países. Por lo que se puede señalar que en el año 2019, sólo Uruguay rebasó el PI estimado con el modelo cuártico, al alcanzar un PIB per cápita en miles de dólares de \$17.597. Sin embargo, años antes, Barbados ya había rebasado dicho PI con \$18.71 miles de dólares per cápita en 2008; al igual que en 2017 (\$17.49); 2009 (\$17.70); 2007 (\$18.68) y 2006 (18.37). Mientras que Uruguay en 2018 superó por primera vez dicho PI con \$17.44. Siendo así, son los únicos países que han rebasado el PI del conjunto estudiado de 1991 a 2019, estando en la fase descendente de una probable relación de curva ambiental de Kuznets en forma de M. Además, por los años en que se presenta el PI y el nivel de crecimiento económico de ambos países, el PI se encuentra posiblemente en una segunda fase de la curva en M (Figura 1g).

En tanto que el resto de las naciones, se encuentran probablemente en la parte ascendente de dicha curva. Sin embargo, de dicha curva en forma de M, se tiene que considerar que sólo se tiene un punto de inflexión estimado con los resultados del modelo cuártico, ya que el método de Cardano permitió obtener sólo una solución real, el cual indica que ha existido el punto de inflexión desde el año 2006. Por lo que, los resultados de esta investigación no permiten identificar la ubicación del PI de la primera fase (Figura 1g). El cual, posiblemente, al ser anterior al año 2006, estaría ubicado en una etapa de menor desarrollo económico del conjunto de países. Hay que considerar que posiblemente, los resultados de esta investigación son un indicador de que la quema al aire libre de residuos y su incineración sin control, está siendo sustituida por tecnologías de vertedero y de incineración, que sin ser las mejores están propiciando una curva en M. Esta investigación no da una respuesta final sobre ello. Por lo que, son necesarias nuevas investigaciones que permitan entender y explicar mejor la existencia de una curva en M para metano de incineración de residuos sólidos, que permitan explicar sus causas (Yang *et al.*, 2015).

Igualmente se tiene que analizar que considerando el PI estimado con resultados del modelo cuártico para metano de incineración, se observan altas y bajas del PIB per cápita en países de la región como Uruguay y Barbados. Estas fluctuaciones del PIB en el horizonte temporal ya han sido señaladas en

otros estudios cuando se contrasta la hipótesis de CAK en horizontes de tiempo largo de 30, 50 o más años y se han denominado sendas de desarrollo/crecimiento poco estables (Destek *et al.*, 2020). Siendo de interés para el análisis y futuras investigaciones considerar posibles shocks macroeconómicos que pudiesen afectar las sendas de crecimiento en el largo plazo (Destek *et al.*, 2020). Por ejemplo, la gran crisis financiera internacional de 2008 (Juárez *et al.*, 2015), año en el cual Barbados ya había rebasado el PI estimado de \$17.41 miles de dólares per cápita.

Ante los resultados hallados en esta investigación, dichos shocks macroeconómicos, tendrían que ser considerados en futuras investigaciones. Además del empleo de otras técnicas econométricas de panel y por país, como modelos ARDL (autorregresivos de rezagos distribuidos) que se han empleado para analizar el efecto de shocks y ciclos económicos en la relación contaminante-crecimiento económico (Phiri, 2019; Destek *et al.*, 2020). Consecuentemente, es necesario que los resultados de esta investigación sean corroborados, incrementando el número de países, probando otras técnicas econométricas e incorporando otros aspectos que poco se han estudiado en la teoría de CAK.

Por último, la ausencia de una CAK para emisiones de metano de vertederos en el conjunto de países estudiados y la posibilidad de que sólo dos países estén en la parte descendente de una CAK en forma M, para metano de incineración y quema al aire libre, es un llamado de atención. El cual tendría que propiciar la generación de políticas públicas de reciclaje, de recuperación de energía en vertedero e incineradores, evitando fugas de emisiones en ambos, además de evitar la quema al aire libre de los residuos sólidos en los países estudiados. Estrategias tecnológicas y sociales que tendrían que disminuir las emisiones de metano generadas por residuos sólidos.

►5. Conclusiones

Considerando las estimaciones de modelos cuárticos para metano de vertederos de residuos sólidos (MVRS) y metano de incineración y quema al aire libre de residuos sólidos (MIRS), se concluye lo siguiente:

- a) Considerando los resultados de los modelos estimados por efectos fijos con errores estándar robustos a heterocedasticidad y autocorrelación, no existe evidencia estadística significativa de relación alguna entre emisiones de MVRS con el PIB per cápita para 18 países de LAC de 1991 a 2019. En particular, los resultados del modelo cuártico, muestran también que incrementos en el capital humano (escolaridad y rendimiento de esta) y el nivel de urbanización se relacionan con incrementos en las emisiones de vertedero. Igualmente se observa que incrementos en la desigualdad económica y menoscabo de libertades civiles se relacionan con aumentos en las emisiones de vertedero.
- b) Para MIRS, el modelo cuártico estimado con errores estándar Driscoll-Kraay robustos a heterocedasticidad y dependencia de sección cruzada, permite concluir que existe probablemente una relación en forma de M con un punto de inflexión de \$17.41 en miles de dólares per cápita. Con el cual, al menos Uruguay y Barbados han estado en la parte descendente de una curva de Kuznets en forma de M, en diversos años desde 2006 (Barbados) y 2018 (Uruguay). De las variables control, la variable libertades civiles tiene el mismo efecto significativo que en las emisiones de vertedero. Mientras que la variable desigualdad económica tiene un efecto opuesto al encontrado para MVRS, lo cual es inconsistente con la teoría, por lo que se requieren más investigaciones sobre el efecto de la desigualdad en las emisiones.

Los resultados de esta investigación deben ser corroborados con otras técnicas de panel y de series de tiempo por país como FMOLS, DOLS y ARDL. Además de considerar efectos como shocks y ciclos macroeconómicos en el largo plazo.

>6. Anexos

Tabla 1a

Modelos de metano estimados por efectos aleatorios

Variable	Efectos aleatorios (MVRS)			Efectos aleatorios (MIRS)		
	Cuadrático (EE) ^c	Cúbico (EE) ^b	Cuártico (EE) ^a	Cuadrático (EE) ^c	Cúbico (EE) ^b	Cuártico (EE) ^a
Constante	1.7016*** (0.2679)	1.8151*** (0.2934)	2.8923*** (0.3798)	-1.4382* (0.8340)	-0.9443 (0.9718)	-4.5607*** (1.4744)
PIB	0.8367*** (0.1358)	0.5672** (0.2844)	-2.3013*** (0.6941)	-0.5633 (0.6083)	-1.8050 (1.3271)	7.9805** (3.2921)
PIB ²	-0.1510*** (0.0296)	0.0178 (0.1603)	3.0156*** (0.6831)	0.4004*** (0.1363)	1.1946 (0.7564)	-9.0628*** (3.2544)
PIB ³	-----	-0.0320 (0.0299)	-1.3180*** (0.2867)	-----	-0.1517 (0.1414)	4.2504*** (1.3666)
PIB ⁴	-----	-----	0.1920*** (0.0426)	-----	-----	-0.6571*** (0.2029)
PUPT	0.8257*** (0.1309)	0.8217*** (0.1310)	0.9917*** (0.1337)	0.0970 (0.5574)	0.0453 (0.5631)	-0.4693 (0.5820)
CG	1.3388*** (0.1294)	1.3354*** (0.1293)	1.3970*** (0.1275)	0.7441 (0.5954)	0.7487 (0.5962)	0.5209 (0.5958)
CH	0.2650** (0.1278)	0.2712** (0.1277)	0.2817** (0.1252)	-1.3696** (0.5843)	-1.3360** (0.5861)	-1.3826** (0.5817)
LIC	0.2505*** (0.0308)	0.2528*** (0.0308)	0.2462*** (0.0302)	-0.0306 (0.1449)	-0.0194 (0.1452)	0.0035 (0.1440)
Ji ² (Modelo)	456.23***	458.98***	498.25***	45.47***	46.68***	58.06***
Prueba MLBP	5736.11***	5717.59***	5643.79***	4172.51***	4185.46***	4129.51***
Prueba W Chi ²	865000***	786000***	638000***	2910000***	4680000***	6140000***
Prueba Sargan-Hansen	35.211***	34.343***	30.104***	13.18**	12.495*	53.649***

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

Nota: ^{a, b y c} Son errores estándar

Fuente: Elaboración propia con información de EDGAR (2024), Banco Mundial (2024), GGDC (2024), SWIID (2024) y TGE (2024)

>7. Referencias

- Accinelli, E., Brida, J. y London, S. (2007). Crecimiento económico y trampas de pobreza: ¿cuál es el papel del capital humano? *Investigación económica*, 66(261), 97-118. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=60126104>
- Acevedo-Ramos, J., Valencia, C. & Valencia, C. (2023). The environmental kuznets curve hypothesis for Colombia: Impact of economic development on greenhouse gas emissions and ecological footprint. *Sustainability*, 15, 1-23. <https://doi.org/10.3390/su15043738>
- Akinci, G., Guven, E. & Gok, G. (2012). Evaluation of waste management options and resource conservation potentials according to the waste characteristics and household income: A case study in Aegean Region, Turkey. *Resources, Conservation and Recycling*, 58, 114-124. <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2011.11.005>
- Alkhars, M., Alwahaishi, S., Fallatah, M. & Kayal, A. (2022). A literature review of the Environmental Kuznets Curve in GCC for 2010-2020. *Environmental and Sustainability Indicators*, 14, 1-21. <https://doi.org/10.1016/j.indic.2022.100181>
- Araujo, H., De Melo, A., Fuinhas, J. & 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. <https://doi.org/10.1007/s11356-017-9324-7>
- Arellano, M. (1990). On the Testing of Correlated Effects with Panel Data. *Research Papers in Economics*, 59(1-2), 87-97. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(93\)90040-C](https://doi.org/10.1016/0304-4076(93)90040-C)
- Ari, I. & Şentürk, H. (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. <https://doi.org/10.1016/j.spc.2020.06.004>
- Atencio, R., Reyes, J. y Guevara, J. (2013). Evaluación de riesgo ambiental en un tiradero con quema de basura. *Revista Internacional de Contaminación Ambiental*, 29, 107-117. <https://www.revistascca.unam.mx/rica/index.php/rica/ar>
- Banco Mundial. (2024). *Bases de Datos*. USA: Banco Mundial. <https://datos.bancomundial.org/>
- Bernache Pérez, G. (2012). Riesgo de contaminación por disposición final de residuos: Un estudio de la región centro occidente de México. *Revista internacional de contaminación ambiental*, 28 (Supl. 1), 99-107. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0188-49992012000500014&lng=es&tlng=es.
- 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>
- Carson, R. (2010). The environmental Kuznets curve: Seeking empirical regularity and theoretical structure. *Review of Environmental Economics and Policy*, 4(1), 3-23. <https://doi.org/10.1093/reep/rep02>
- Cuartas, J. (2016). ¿Desigualdad y pobreza como determinantes de la confianza generalizada? Análisis con datos panel. *Revista Desarrollo y Sociedad*, 1(76), 91-121. <https://doi.org/10.13043/dys.76.2>
- Chavarría, O. (2022). Comparación de los impactos ambientales ocasionados por la técnica de incineración y rellenos sanitarios para la gestión de residuos sólidos. *Ingeniería*, 32(2), 135-148. <https://doi.org/10.15517/ri.v32i2.48546>

- 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. & Vignati, E. (2023). GHG emissions of all world countries. Luxembourg: Publications Office of the European Union (Joint Research Centre JRC, EDGAR). <http://doi.org/10.2760/953332>
- Destek, M., Shahbaz, M., Okumus, I., Hammoudeh, S. & Sinha, A. (2020). The relationship between economic growth and carbon emissions in G-7 countries: evidence from time-varying parameters with a long history. *Environmental Science Pollution Research*, 27, 29100–29117. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-09189-y>
- Doku, I., Ncwadi, R. & Andrew, P. (2021). Examining the role of climate finance in the environmental Kuznets curve for Sub-Saharan African countries. *Cogent Economics & Finance*, 9, 1-16. <https://doi.org/10.1080/23322039.2021.1965357>
- Driscoll, J. & Kraay, A. (1998). Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *Review of Economics and Statistics*, 80, 549-560. <https://doi.org/10.1162/00346539855782>
- Drukker, D. (2003). Testing for serial correlation in linear panel-data models. *The Stata Journal*, 3(2), 168-177. <https://doi.org/10.1177/1536867X0300300206>
- Eberhardt, M. (2012). Estimating panel time-series models with heterogeneous slopes. *The Stata Journal*, 12(1), 61–71. <http://doi.org/10.1177/1536867X1201200105>
- Emissions Database for Global Atmospheric Research [EDGAR]. (2024). EDGAR - Emissions Database for Global Atmospheric Research. Bélgica: European Commission. https://edgar.jrc.ec.europa.eu/dataset_ghg80
- Ercolano, S., Gaeta, G., Ghinoi, S. & Silvestri, F. (2018). Kuznets curve in municipal solid waste production: An empirical analysis based on municipal-level panel data from the Lombardy region (Italy). *Ecological Indicators*, 93, 397–403. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2018.05.021>
- Espinoza, L., Ziegler-Rodríguez, K., Espinoza, A., Vásquez, O. & Vásquez-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>
- Gerni, C., Emsen, O., Gencer, A. & Tosun, B. (2018). Do Net Foreign Direct Capital Investments Follow The Path of The Kuznets Curve and Even a W-Curve? *Eurasian Business & Economics Journal*, 13, 1-18. <http://dx.doi.org/10.17740/eas.econ.2018.V13-01>
- Ghosh, S. (2020). Tourism and the environmental Kuznets Curve: A panel estimation. *International Journal of Tourism Research*, 22(6), 839-852. <https://doi.org/10.1002/jtr.2387>
- Gnonlonfin, A., Kocoglu, Y. & Péridy, N. (2017). Municipal solid waste and development: the environmental kuznets curve evidence for Mediterranean countries. *Region et Développement*, 45, 113-130. <https://ideas.repec.org/a/tou/journal/v45y2017p113-130.html>
- Greene, W. (2017). *Econometric Analysis*. USA, Pearson.
- Groningen Growth and Development Centre [GGDC]. (2024). *Penn World Table version 10.01*. USA: University of Groningen. <https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/?lang=en>
- Grossman, G. (1995). Pollution and growth: what do we know? En: Goldin, I. & Winters, A. (Eds.) *The Economics of Sustainable Development*. (pp. 19-46). England: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511751905.003>
-

- Hasanov, F., Hunt, L. & Mikayilov, J. (2021). Estimating different order polynomial logarithmic environmental Kuznets curves. *Environmental Science Pollution Research*, 28, 41965–41987. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-13463->
- Hoechle, D. (2007). Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *The Stata Journal*, 7(3), 281-312. <https://doi.org/10.1177/1536867X0700700301>
- Hunt, L. & Lynk, E. (1993). The interpretation of coefficients in multiplicative logarithmic functions. *Applied Economics*, 25(6), 735-738. <http://dx.doi.org/10.1080/00036849300000126>
- Intergovernmental Panel on Climate Change [IPCC]. (2006). *Volume 5. Waste*. En Eggleston, H., Buendia, L., Miwa, K., Ngara, T. & Tanabe, K. (Eds.). IPCC Guidelines for National Greenhouse Gas Inventories. Japan: IGES. <http://www.ipcc-nggip.iges.or.jp/public/2006gl/index.html#corr>
- Jaligot, R. & 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>
- Johnstone, N. & Labonne, J. (2004). Generation of household solid waste in OECD countries: An empirical analysis using macroeconomic data. *Land Economics*, 80(4), 529–538. <https://doi.org/10.2307/3655808>
- Juárez, G., Sánchez, A. y Zurita, J. (2015). La crisis financiera internacional de 2008 y algunos de sus efectos económicos sobre México. *Contaduría y administración*, 60(2), 128-146. <https://doi.org/10.1016/j.cya.2015.09.011>
- Kaika, D. & Zervas, E. (2013). The Environmental Kuznets Curve (EKC) theory—Part A: Concept, causes and the CO2 emissions case. *Energy Policy*, 62, 1392–1402. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.07.131>
- Kochi, I. & Medina, P. (2013). Beyond the Environmental Kuznets Curve: Understanding the Determinants of Environmental Degradation in Mexico. *Nósis. Revista de Ciencias Sociales y Humanidades*, 22(43), 52-83. <http://revistas.uacj.mx/ojs/index.php/noesis/article/view/251>
- Lee, S., Kim, J. & Chong, W. (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>
- Li, S., Shi, J. & Wu, Q. (2020). Environmental Kuznets Curve: Empirical Relationship between Energy Consumption and Economic Growth in Upper-Middle-Income Regions of China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(19), 1-27. <https://doi.org/10.3390/ijer-ph17196971>
- López-Ocaña, G., Bautista-Margulis, R.G., Hernández-Barajas, J.R., Saucedo-Terán, R.A., y Rubio-Arias, H.O. (2008). Combustión de residuos sólidos municipales en un sistema de lecho fluidizado experimental. *Universidad y ciencia*, 24(2), 89-100. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0186-29792008000200001&lng=es&tlng=es.
- Macías, A. (2014). Crecimiento, desigualdad y pobreza: estado de la cuestión. *Revista de Economía Institucional*, 16(31), 101-126. <https://revistas.uexternado.edu.co/index.php/ecoins/article/view/3878>
- Mazzanti, M. & Zoboli, R. (2009). Municipal Waste Kuznets Curves: Evidence on Socio-Economic Drivers and Policy Effectiveness from the EU. *Environmental and Resources Economics*, 44(2), 203–230, <https://doi.org/10.1007/s10640-009-9280-x>

- Mazzanti, M., Montini, A. & Zoboli, R. (2009) Municipal waste generation and the EKC hypothesis new evidence exploiting province-based panel data. *Applied Economics Letters*, 16(7), 719-725. <https://doi.org/10.1080/13504850701221824>
- Naveed, A., Ahmed, N., Fathollahzadeh, A. & Menegaki, A. (2022). What have we learned from Environmental Kuznets Curve hypothesis? A citation-based systematic literature review and content analysis. *Energy Strategy Reviews*, 44, 1-17. <https://doi.org/10.1016/j.esr.2022.100946>
- Newey, W. & West, K. (1994). Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *The Review of Economic Studies*, 61(4), 631-653. <https://doi.org/10.2307/2297912>
- 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>
- Phiri, A. (2019). Economic growth, Environmental degradation and business cycles in Eswatini. *Business and Economic Horizons*, 15(3), 490-498. <https://dx.doi.org/10.15208/beh.2019.27>
- Rahman, M., Nepal, R. & Khosrul, A. (2021). Impacts of human capital, exports, economic growth and energy consumption on CO2 emissions of a cross-sectionally dependent panel: Evidence from the newly industrialized countries (NICs). *Environmental Science & Policy*, 121, 24-36. <http://doi.org/10.1016/j.envsci.2021.03.017>
- Ruíz, M. (2019). El estado de derecho y la argumentación jurídica: apuntes para su análisis conceptual. *Revista de la Facultad de Jurisprudencia*, (6), 337-358. <https://doi.org/10.26807/rfj.vi6.218>
- 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>
- Sánchez, M. (2015). ¿Le apuestan los sistemas de manejo de residuos sólidos en el mundo al Desarrollo Sostenible? *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas. III Congreso internacional de investigación y servicio, economía, ambiente, territorio y región y VII Congreso internacional por el desarrollo sostenible y el medio ambiente*, 1, 445-450. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=263139243060>
- Secretaría de Medio Ambiente y Recursos Naturales [SEMARNAT]. (2004). Norma Oficial Mexicana NOM-083-SEMARNAT-2003. Especificaciones de protección ambiental para la selección del sitio, diseño, construcción, operación, monitoreo, clausura y obras complementarias de un sitio de disposición final de residuos sólidos urbanos y de manejo especial. *Secretaría de Medio Ambiente, Recursos Naturales. Diario Oficial*. <http://www.profepa.gob.mx/innovaportal/file/1306/1/nom-083-semarnat-2003.pdf>.
- Shiyong, Z., Irfan, M., Ai, F., Al-Faryan, M. & Abdulaziz, S. (2023). Do renewable energy, urbanisation, and natural resources enhance environmental quality in China? Evidence from novel bootstrap Fourier Granger causality in quantiles. *Resources Policy*, 81, 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2023.103354>
- Singh, C., Kumar, A. & Roy, S. (2018). Quantitative analysis of the methane gas emissions from municipal solid waste in India. *Scientific Reports*, 13(8), 1-8. <https://doi.org/10.1038/s41598-018-21326-9>
- Sobhee, S. (2004). The environmental Kuznets curve (EKC): a logistic curve? *Applied Economics Letters*, 11(7), 449-452. <http://dx.doi.org/10.1080/1350485042000207216>
- Soto, O. y Mosquera, S. (2018). Del Ferro, Tartaglia, Cardano y la solución de la ecuación cúbica. *Revista Sigma*, 14(2), 14-24. <https://revistas.udenar.edu.co/index.php/rsigma/article/view/4842>

- Standardized World Income Inequality Database [SWIID]. (2024). *Income Inequality & Its Consequences, Comparative Political Behavior, and Dynamic Comparative Public Opinion*. <https://fsolt.org/swiid/>
- The Global Economy [TGE]. (2024). *Indicators. USA: The Global Economy*. <https://www.theglobaleconomy.com/>
- To, A., Ha, D., Nguyen, H. & Vo, D. (2019). The impact of foreign direct investment on environment degradation: evidence from emerging markets in Asia. *International Journal Environmental Research Public Health*, 16(9), 1-24. <https://doi.org/10.3390/ijerph16091636>
- Thombs, R. (2022). A guide to analyzing large N, large T panel data. *Socius*, 8, 1-15. <https://doi.org/10.1177/23780231221117645>
- Torras, M. y Boyce, J. (1998). Income, inequality, and pollution: a reassessment of the environmental kuznets curve. *Ecological Economics*, 25, 147-160. [http://dx.doi.org/10.1016/S0921-8009\(97\)00177-8](http://dx.doi.org/10.1016/S0921-8009(97)00177-8)
- Trujillo, J., Carrillo, B., Charris, C. & 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. <https://doi.org/10.18359/rfce.653>
- United Nations Environment Programme y Climate and Clean Air Coalition [UNEP y CCAC]. (2021). *Global Methane Assessment: Benefits and Costs of Mitigating Methane Emissions*. Nairobi: United Nations Environment Programme. <https://www.ccacoalition.org/projects/global-methane-assessment-benefits-and-costs-mitigating-methane-emissions>
- Wooldridge, J. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. USA: MIT Press, USA.
- Wooldridge, J. (2021). *Two-Way Fixed Effects, the Two-Way Mundlak Regression, and Difference-in-Differences Estimators*. USA: Michigan State University. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3906345>
- Yang, G., Sun, T., Wang, J., & Li, X. (2015). Modeling the nexus between carbon dioxide emissions and economic growth. *Energy Policy*, 86, 104-117. <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2015.06.031>
- Zilio, M. (2012). Curva de Kuznets ambiental: La validez de sus fundamentos en países en desarrollo. *Cuadernos de Economía*, 35, 43-54. [http://dx.doi.org/10.1016/S0210-0266\(12\)70022-5](http://dx.doi.org/10.1016/S0210-0266(12)70022-5)