



El trimestre económico

ISSN: 0041-3011

ISSN: 2448-718X

Fondo de Cultura Económica

Flores-Xolocotzi, Ramiro

Relación del PIB per cápita con emisiones agrícolas de metano y
óxido nítrico en 26 países latinoamericanos y del Caribe (1990-2019)*

El trimestre económico, vol. 91, núm. 361, 2024, Enero-Marzo, pp. 79-114

Fondo de Cultura Económica

DOI: <https://doi.org/10.20430/ete.v91i361.2064>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=31378561003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en [redalyc.org](https://www.redalyc.org)

UAEH [redalyc.org](https://www.redalyc.org)

Sistema de Información Científica Redalyc

Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Relación del PIB per cápita
con emisiones agrícolas de metano
y óxido nitroso en 26 países latinoamericanos
y del Caribe (1990-2019)*

Relationship between GDP per capita
with agricultural emissions of methane
and nitrous oxide in Latin America
and the Caribbean

*Ramiro Flores-Xolocotzi***

ABSTRACT

This paper aims to analyze the relationship between agricultural methane and nitrous oxide emissions as a function of per capita gross domestic product (GDP) and its quadratic term in 26 Latin American and Caribbean countries (1990-2019). It also considers the stock of foreign investment to test the polluting paradise hypothesis, agricultural land (AL), and, additionally, methane for nitrous function. The study comprised unit root and cointegration tests. Coefficients were estimated by using fully modified least squares (FMOLS), correlated common effects (CCE), and augmented mean group (AMG). Results by FMOLS show statistical evidence of an environmental Kuznets curve in the set of countries for methane and support the polluting paradise hypothesis. However, results from CCE and AMG show the opposite. For nitrous oxide, FMOLS confirms a U-shaped curve. The above supports a joint environmental policy for both gases, where AL is a key element. The previ-

* Artículo recibido el 21 de junio de 2023 y aceptado el 4 de octubre de 2023. El autor agradece a la persona dictaminadora anónima por sus observaciones y sugerencias, las cuales permitieron fortalecer el texto. Igualmente se agradece al doctor Sergio Gabriel Ceballos Pérez por sus valiosos comentarios. Cualquier error en el texto es responsabilidad exclusiva del autor.

** Ramiro Flores-Xolocotzi, Unión de Investigadores para la Sustentabilidad S. A. S., Pachuca de Soto, México (correo electrónico: pinos42@hotmail.com).

ous results must be corroborated with other methods and the studies extended to other countries over time.

Keywords: Agricultural; climate change; economic growth; panel data. *JEL codes:* C23, C51, Q53, Q54.

RESUMEN

Este trabajo analiza la relación de emisiones agrícolas de metano y óxido nitroso en función del producto interno bruto per cápita y su término cuadrático en 26 países latinoamericanos y del Caribe (1990-2019); considera también el *stock* de inversión extranjera para probar la hipótesis del paraíso contaminante, la superficie agrícola (*SA*) y el metano para la función de óxido nitroso. El estudio comprendió pruebas de raíz unitaria y cointegración. La estimación de coeficientes se realizó por mínimos cuadrados completamente modificados (FMOLS), efectos comunes correlacionados (CCE) y grupo medio aumentado (AMG). Los resultados por FMOLS muestran evidencia de una probable curva ambiental de Kuznets en el conjunto de países para metano, además sustentan un paraíso contaminante. Los resultados por CCE y AMG indican lo contrario. Para óxido nitroso, los resultados de FMOLS apoyan una curva en U. Lo anterior sostiene una política ambiental conjunta de ambos gases, donde la *SA* es un elemento clave. Los resultados anteriores se tienen que corroborar con otros métodos y extender los estudios a otros países en el tiempo.

Palabras clave: agrícola; cambio climático; crecimiento económico; datos de panel. *Clasificación JEL:* C23, C51, Q53, Q54.

INTRODUCCIÓN

Debido a las actividades humanas, las principales concentraciones de gases que causan efecto invernadero (GEI) en el planeta —bióxido de carbono (CO_2), metano (CH_4) y óxido nitroso (N_2O), entre otros— se han incrementado de 1880 a 2012 (López Feldman y Hernández Cortés, 2016). Se menciona que el sector agropecuario genera entre 30-35% de las emisiones globales de GEI (Saynes, Etchevers, Paz y Alvarado, 2016). Así, los principales componentes de las emisiones de GEI provenientes de actividades agrícolas son óxido nitroso de prácticas agrícolas (38%); metano y óxido nitroso del ganado (38%);

metano de los arrozales (11%); metano y óxido nitroso de quema de vegetación forestal, y quema planificada de sabanas y de residuos agrícolas (13%) (Muñoz y Vázquez, 2013; Panel Intergubernamental del Cambio Climático [IPCC], 2022).

En 2010 la región de América Latina y el Caribe (ALC) era responsable de la emisión de aproximadamente 9.1% del total de emisiones de GEI; así, ocupaba el cuarto lugar por debajo de Asia, Europa y Norteamérica (Castelán et al., 2017). En ALC, Brasil, México y Argentina contribuyeron con las mayores emisiones de GEI, con 44.7, 22.8 y 13.7%, respectivamente. Son también, en el mismo orden, los principales emisores de metano (Castelán et al., 2017). Mientras, para óxido nitroso, el continente americano es la segunda fuente mundial de emisiones agrícolas. En este sentido, Sudamérica tiene un papel importante en dichas emisiones, debido a la amplia diversidad de sistemas agrícolas y a las extensas superficies de pastoreo en sabanas de Brasil y Argentina (Skiba y Rees, 2014). Hasta 2019, la mayor parte de las emisiones de GEI (58%) en ALC provenía del sector agropecuario, silvícola y otros usos del suelo (Banco de Desarrollo de América Latina y el Caribe [CAF], 2023).

En el ámbito económico-ambiental destacan investigaciones sobre la relación entre emisiones de GEI, crecimiento económico y la probable existencia de una curva ambiental de Kuznets (CAK) (Djoumessi Djoukouo, 2021; Haider, Rankaduwa, Husnain y Shaheen, 2022). Con la hipótesis de CAK se busca identificar si incrementos en los ingresos de las economías nacionales o locales —medidos por el producto interno bruto (PIB) per cápita u otro indicador— están relacionados con la emisión de contaminantes; dicha relación adoptaría una forma de U inversa (Tenaw y Hawitibo, 2021).

También son de interés otros supuestos que derivan de la teoría de la CAK. Por ejemplo, la hipótesis del paraíso contaminante (Dinda, 2004) y la del halo contaminante (Chang, Wang, Zhang y Zhao, 2022). Éstas suponen que el comercio internacional proporciona ventajas económicas que favorecen la transferencia de tecnologías de naciones desarrolladas a países emergentes mediante la inversión extranjera directa (IED). Una posibilidad es que dichas tecnologías “eficientes y limpias” disminuirán la emisión de contaminantes (hipótesis del halo contaminante) (Chang et al., 2022).

Sin embargo, de manera opuesta, la IED puede traducirse en el traslado de tecnologías, no necesariamente limpias, a naciones que cuenten con regulaciones ambientales débiles, por lo que ésta podría relacionarse positivamente con la emisión de algún contaminante (hipótesis del paraíso contaminante)

(Dinda, 2004). La IED es muy importante en el desarrollo económico de los países, al ser favorecida por el libre comercio entre las naciones, por lo que es una variable económica para considerar en los modelos de CAK (Kamaci, Gul y Torusdag, 2021).

Por lo anterior, este trabajo tiene como objetivo determinar de forma econométrica si hay evidencia estadística que indique la presencia de una CAK en emisiones agrícolas per cápita de metano y óxido nitroso en 26 países latinoamericanos y del Caribe de 1990 a 2019. Para ello se determinan dos funciones por separado: una para cada tipo de gas. Cada función tiene como variable independiente al PIB per cápita y su término cuadrático. Se añaden como variables de control el *stock* de la inversión extranjera directa (SIED) y la superficie de tierra agrícola. A la función de óxido nitroso se incorpora también como variable de control la emisión agrícola de metano, como se hace en otras investigaciones (Gómez, Cerquera y Acero, 2021). A las variables de cada función se les probó primero la presencia de raíces unitarias en el nivel y su estacionariedad en diferencias.

Posteriormente, se verificó su cointegración (relación de largo plazo) entre las variables de la función. Una vez probada esta última, se estimaron los coeficientes de largo plazo de la función mediante mínimos cuadrados completamente modificados (FMOLS, por sus siglas en inglés), efectos comunes correlacionados (CCE, por sus siglas en inglés) y grupo medio aumentado (AMG, por sus siglas en inglés). Sin embargo, si bien los FMOLS son un método robusto que permite cointegrar variables no estacionarias, éste parte del supuesto de independencia transversal entre las unidades de panel; de no ser así, los parámetros estimados serán probablemente sesgados e ineficientes (Sosa y Navarro, 2020; Baltagi, 2021; Kar, 2022). Se menciona que la dependencia transversal en los residuales de los modelos estimados puede deberse a efectos comunes omitidos, *shocks* económicos inobservados o efectos espaciales (Pesaran, 2015: 750).

Eberhardt (2012) y Pesaran (2015) hacen énfasis en que la dependencia transversal en la estimación de parámetros de largo plazo debe ser evaluada después de su estimación. Lo anterior es relevante en los trabajos de CAK, debido a que en los últimos años predomina el empleo de estimadores de FMOLS en datos de panel (Hipólito y Cardoso, 2022).

En consecuencia, las aportaciones de este trabajo son: *a)* considerar la dependencia transversal en las variables empleadas y en los residuales de los modelos estimados; *b)* utilizar pruebas de segunda generación de raíz unita-

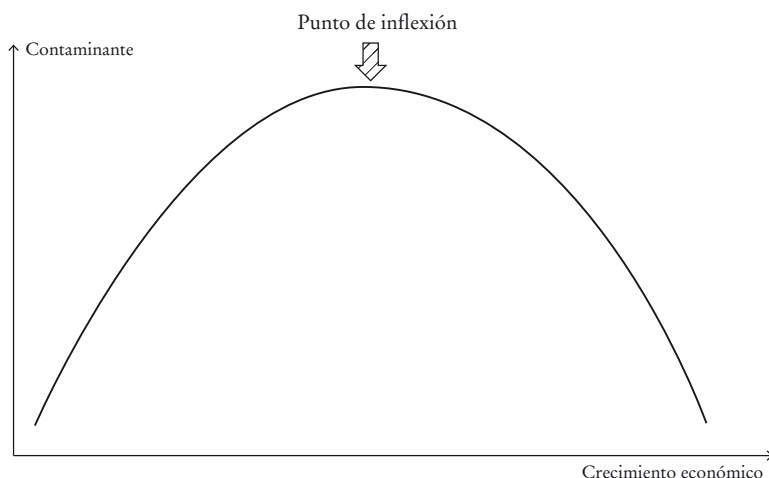
ria y de cointegración a fin de considerar dicha dependencia; *c*) emplear el método FMOLS y comparar la robustez de sus resultados con los métodos CCE y AMG con base en la dependencia de sección cruzada, y *d*) con las consideraciones técnicas anteriores, probar las hipótesis de CAK y paraíso o halo contaminante.

Se hace la observación de que los modelos estimados tienen el objetivo de probar la hipótesis de CAK, mas no son modelos que pretendan estimar niveles de emisión de GEI.

I. MARCO TEÓRICO: HIPÓTESIS DE CAK

La hipótesis de curva ambiental de Kuznets se ha derivado de las aportaciones teóricas sobre distribución del ingreso en las economías nacionales propuestas por Kuznets (1955). Este enfoque sugiere que las desigualdades en la distribución per cápita del ingreso se hacen más estrechas a medida que las naciones pasan por diversas etapas de crecimiento, y ello puede representarse como una curva U inversa. Grossman y Krueger (1995) aplicaron los principios de Kuznets en análisis económico-ambientales. Su propuesta consistió en relacionar el PIB per cápita con indicadores de degradación ambiental, de lo cual se obtuvo una curva en forma de U inversa denominada “CAK”, como se observa en la gráfica 1, que sólo muestra la forma de la CAK. Al observar dicha gráfica, la curva considera los siguientes efectos o fases (Hipólito y Cardoso, 2022):

1. Efecto escala: inicialmente se asocia positivamente el crecimiento económico con la degradación ambiental. Hay un deterioro de la calidad ambiental necesaria para el crecimiento económico.
2. Efecto tecnología: al desplazarse a la derecha de la curva, las economías nacionales más ricas tienen mayores capacidades para invertir en innovación y desarrollo de tecnologías limpias; se genera conciencia social-ambiental y así se contrarresta el efecto anterior.
3. Efecto composición: en esta fase llega un momento en el que mayor crecimiento económico implicaría disminuciones en las emisiones contaminantes (cambios en procesos productivos que a su vez mejorarán la calidad ambiental). Ocurre así un punto de inflexión con forma de U inversa.

GRÁFICA 1. *La curva ambiental de Kuznets (U inversa)*

FUENTE: elaboración propia.

Hasta hoy se ha querido probar la hipótesis de CAK a fin de determinar la relación entre medidas de crecimiento económico, como el PIB con indicadores de contaminación ambiental en suelo, agua y aire (incluyendo GEI) (Benavides, Ovalle, Torres y Vincés, 2017; Aguado y Oh, 2021; Alkhars, Alwahaishi, Fallatah y Kayal, 2022). Las investigaciones han permitido en varios casos encontrar evidencia estadística de una relación en forma de U inversa entre los niveles de emisión de GEI y el crecimiento económico en ciertas regiones del mundo. Algunas investigaciones comprenden emisiones provocadas por el sector agrícola. Un ejemplo de estos estudios se encuentra en el cuadro 1. Cinco de tales investigaciones han encontrado evidencia de CAK para emisiones de metano y óxido nitroso. Dos de ellas están relacionadas con emisiones de GEI por parte del sector agrícola y una para metano de origen agrícola en Argentina.

II. METODOLOGÍA

1. *Elaboración de base de datos*

A fin de realizar la prueba de la hipótesis de la curva ambiental de Kuznets sobre metano y óxido nitroso en países de América Latina y el Caribe, se

CUADRO 1. *Investigaciones sobre curva ambiental de Kuznets en metano y otros GEI^a*

<i>Autores</i>	<i>País o región</i>	<i>Método econométrico</i>	<i>GEI</i>	<i>CAK</i>
Aguado y Oh (2021)	88 países (1991-2018)	Efectos fijos	CO ₂ , N ₂ O, CH ₄ , otros GEI	Sí: CO ₂ ; No: N ₂ O y CH ₄
Benavides et al. (2017)	Austria (1970-2012)	Modelo de rezagos distribuidos autorregresivos	Libre comercio y CH ₄	Sí
Djoumessi Djoukouo (2021)	Seis países africanos (1980-2018)	Efectos fijos y FMOLS	Sector agrícola y CH ₄ ,	Sí
Madaleno y Moutinho (2021)	Unión Europea (1995-2015)	FMOLS	CO ₂ , N ₂ O y CH ₄	Sí: CH ₄ y N ₂ O
Sánchez, Solís y Perrazo (2018)	Argentina (1970-2012)	Modelo de corrección de errores vectoriales	Sector agrícola y CH ₄	Sí
Tenaw y Hawitibo (2021)	25 países africanos (1990-2017)	CCE y AMG	CO ₂	No
Kar (2022)	Cinco países del Báltico (1990-2018)	CCE y AMG	CO ₂	No

^aSe recuerda que CO₂ es bióxido de carbono, N₂O es óxido nitroso y CH₄ es el metano.

FUENTE: elaboración propia basada en revisión bibliográfica.

ordenó una base de datos con información del Banco Mundial (2022), la cual se recabó para 26 países de la región de 1990 a 2019. Los países se seleccionaron con base en la información existente. Los datos recabados del Banco Mundial (2022) para obtener las variables fueron:

- Emisiones agrícolas anuales de metano (en kilogramos de equivalente de bióxido de carbono). Comprende emisiones originadas por animales, desechos animales, producción de arroz, quema de residuos agrícolas (no energéticos, *in situ*) y quema de sabanas.
- Emisiones agrícolas anuales de óxido nitroso (en kilogramos de equivalente de bióxido de carbono). Incluye emisiones por uso de fertilizantes (abono sintético y animal), tratamiento de desechos animales, quema de residuos agrícolas no energéticos (*in situ*), además de quema de sabanas.
- El PIB per cápita (en dólares estadounidenses a precios constantes de 2010). A fin de probar y analizar las hipótesis de investigación, se empleó también como variable independiente su término cuadrático (PIB)².

d) *Stock* de inversión extranjera directa en dólares estadounidenses a precios constantes de 2010. Para ello, con base en Sapkota y Bastola (2017), se obtuvo primero el flujo de IED, para lo cual se consideraron el PIB a precios constantes de 2010 en dólares estadounidenses y los datos de IED en forma de porcentaje del PIB (entrada neta del capital) para cada país (Banco Mundial, 2022). Posteriormente, el flujo de inversión se transformó en *stock* de inversión extranjera directa (SIED), para así considerar el efecto de largo plazo de la inversión en las emisiones de los contaminantes. Para ello se empleó la siguiente fórmula (Sapkota y Bastola, 2017):

$$SIED_{i,t+1} = (1 - \delta) IED_{i,t} + I^F_{i,t+1} \quad (1)$$

donde δ es el promedio de la tasa de depreciación, e I^F es la entrada neta de inversión. La tasa de depreciación empleada es de 10% para todos los países (Wacker, 2011).

e) Superficie anual agrícola (SA). Comprende porción anual de área de tierra cultivable en km² por país, afectada a cultivo y pradera permanentes, como los define el Banco Mundial (2022).

Los países que tuvieron información disponible para 1990 a 2019 fueron 26: Argentina, Bahamas, Belice, Bolivia, Brasil, Barbados, Chile, Colombia, Costa Rica, Dominica, República Dominicana, Ecuador, Guatemala, Guyana, Honduras, Jamaica, Santa Lucía, México, Nicaragua, Panamá, Perú, Paraguay, El Salvador, Surinam, Trinidad y Tobago, y Uruguay.

Para el análisis econométrico y las pruebas estadísticas, todas las variables se emplearon en términos per cápita. Posteriormente, se transformaron con logaritmos naturales, a excepción de la variable SIED, debido a que tuvo valores negativos.

2. Modelo básico

A fin de probar la posible existencia de CAK para metano y óxido nitroso, se recurrió al modelo básico descrito para datos de panel (Neagu, 2019; Djoumessi Djoukouo, 2021; Sosa y Navarro, 2020), que consiste en la siguiente forma funcional lineal cuadrática, con base en la variable independiente PIB per cápita:

$$\text{Contaminante}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{PIB}_{it} + \beta_2 \text{PIB}_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Para este trabajo, tal forma funcional básica con variables per cápita consideró las emisiones de cada gas respectivamente como contaminantes. Con base en la ecuación (2), las hipótesis a considerar estadísticamente son (Hipólito y Cardoso, 2022):

1. 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.
2. 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.
3. Si el modelo cumple con $\beta_1 < 0$ y $\beta_2 = 0$, la relación es lineal e inversa, por lo que, mientras haya mayor crecimiento, disminuirá el deterioro ambiental.
4. Si el modelo cumple $\beta_1 < 0$ y $\beta_2 > 0$, existe una curva en U, 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.
5. Si el modelo cumple $\beta_1 > 0$ y $\beta_2 < 0$, existe una relación en forma de U invertida (evidencia de probable CAK) (gráfica 1).

Por lo anterior, el punto de inflexión de la curva, con base en el uso de logaritmos, se determina con la razón: $\exp(-\beta_1/2\beta_2)$.

A la forma funcional básica es posible añadirle variables de control, que pueden depender del contaminante de interés y de otras hipótesis a probar dentro de la teoría de CAK. Debido a que en este trabajo es de interés considerar la hipótesis del paraíso contaminante, en los modelos de emisiones de cada gas se probó como variable de control la variable SIED per cápita. Además, se emplea la variable de superficie de tierra agrícola per cápita. Sólo para el modelo de óxido nitroso, se incorporaron como variables independientes las emisiones de metano per cápita, ya que estudios anteriores han verificado su significancia en modelos de CAK para óxido nitroso (Gómez, Cerquera y Acero, 2021). Incluir uno de los contaminantes como variable independiente, de acuerdo con Gómez et al. (2021), indicaría que cambios

en la estructura agrícola productiva relacionada con las emisiones de dicho contaminante incidirían en las emisiones del otro contaminante.

3. *Dependencia transversal*

A fin de seleccionar el tipo de pruebas de raíz unitaria, se contrastó primero la hipótesis de dependencia cruzada en los paneles con el estadístico CD de Pesaran con la hipótesis nula (H_0) de existencia de dependencia transversal débil (Pesaran, 2014).

4. *Heterogeneidad*

En las funciones de cada gas se probó la existencia de heterogeneidad con la H_0 de homogeneidad de pendientes en paneles (Sánchez y Caballero, 2019). Para ello, se aplicó una prueba estándar (Δ) de heterogeneidad de pendientes, la cual es robusta ante correlación cruzada (Bersvendsen y Ditzen, 2021; Pesaran y Yamagata, 2008).

5. *Pruebas de raíces unitarias*

Con la existencia de dependencia trasversal en la mayoría de las variables, se aplicaron la prueba de primera generación IPS (Im, Pesaran y Shin, 2003) y la prueba de segunda generación CIPS robusta a dependencia transversal, que considera heterogeneidad en parámetros (Pesaran, 2007; Ben, Rault y Belaïd, 2023).

La IPS supone independencia transversal que permite un coeficiente heterogéneo; sin embargo, en variables que presentaron dependencia, se aplicó mediante la resta de promedios de sección cruzada para intentar controlarla (Stata, 2022). Empero, Westerlund y Breitung (2013) han señalado que, de existir dependencia, la prueba IPS puede conducir a inferencia engañosa. Consecuentemente, para corroborar resultados, se aplicó la CIPS. Por razones de espacio se omite el desarrollo matemático de ambas pruebas; éstas se pueden consultar en Baltagi (2021). La aplicación de ambas se hace mediante la hipótesis nula, con base en que todos los paneles tienen raíz unitaria frente a la hipótesis alternativa que establece que algunos paneles son estacionarios (Baltagi, 2021).

6. Prueba de cointegración

Ante la presencia de variables integradas de primer orden $I(1)$, se determinó si existe evidencia estadística de cointegración en las variables que constituirán los modelos de emisiones de cada gas con una H_0 de no cointegración, respectivamente. Esto es, de existir cointegración, puede asumirse una relación de equilibrio de largo plazo, que es una combinación lineal estacionaria de las variables (Barreto Nieto y Campo Robledo, 2012). 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 se basa en un modelo de corrección de errores. Su desarrollo completo, junto con el modelo de corrección de errores pueden consultarse en Westerlund (2007).

La prueba de Westerlund estima cuatro estadísticos:

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

7. Estimación de modelos

Al determinarse existencia de cointegración en el conjunto de variables seleccionado, se estableció la siguiente función de emisiones para metano:

$$metano_{it} = \beta_1 PIB_{it} + \beta_2 (PIB_{it})^2 + \beta_3 SIED_{it} + \beta_4 SA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Mientras que la forma funcional para emisiones de óxido nítrico que mostró estadísticamente cointegración fue:

$$\begin{aligned} \acute{o}xido\ nitroso_{it} = & \beta_1 PIB_{it} + \beta_2 (PIB_{it})^2 + \beta_3 SIED_{it} + \\ & \beta_4 SA_{it} + \beta_5 CH_{4it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

Mediante las dos especificaciones, las variables para cada país i en el tiempo t se definen en los términos y las unidades de medición explicadas anteriormente.

A fin de estimar los coeficientes de largo plazo y probar estadísticamente las hipótesis de CAK y del paraíso o halo contaminante, se estimaron las ecuaciones (3) y (4) mediante FMOLS, CCE y AMG.

8. *Estimadores FMOLS*

Los estimadores de FMOLS se caracterizan por estar libres de correlación serial y endogeneidad (Ahmad et al., 2017; Djoumessi Djoukouo, 2021; Sosa y Navarro, 2020). Igualmente, esta técnica permite flexibilidad ante la presencia de heterogeneidad en los vectores cointegrados considerados (Pedroni, 2001b; Dritsaki y Dritsaki, 2014).

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 FMOLS individuales (Pedroni, 2001b) y estaría dado por:

$$Y_{it} = c_i + \beta_i X_{it} + g_i t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$X_{it} = X_{it-1} + e_i \quad (6)$$

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 corresponde a los coeficientes de cointegración de largo plazo. Además, $g_i t$ representa tendencias potencialmente heterogéneas y específicas por país (Pedroni, 2007; Neagu, 2019). Aunque es opcional estimar la función con tendencia, se recomienda hacerlo, ya que la tendencia captura efectos inobservables que varían con el tiempo (Pedroni, 2007).

Por lo anterior, el parámetro β de FMOLS (estimador *G “grouped”* de FMOLS) (Pedroni, 2001b) para el modelo de datos de panel sería:

$$\beta_{FMOLS}^* = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \beta_{FMOLS,i}^* \text{ en donde } \beta_{FMOLS,i}^* \text{ es el estimador del } i \text{ panel} \quad (7)$$

El desarrollo completo del método está en Pedroni (2001a y 2001b). No debe perderse de vista que la aplicación de FMOLS supone independencia transversal. En consecuencia, Pedroni (2001a) recomienda el centrado de cada variable respecto al tiempo; sin embargo, se hace la observación de que dicho procedimiento sólo se justifica si las pendientes son homogéneas, lo

cual lo hace restrictivo (Burdisso y Sangiácomo, 2016), por lo que en este trabajo no se recurre a tal procedimiento y se aplica FMOLS en la versión *grouped* original de Pedroni (2001b).

Además la versión *grouped* destaca por sus propiedades en muestras pequeñas de panel (Salahuddin, Gow y Ozturk, 2015). Se ha demostrado que en esta versión la distorsión de tamaño de las pruebas estadísticas sobre los parámetros es muy pequeña aun en paneles pequeños —por ejemplo en N (países o grupos)=20 y T (tiempo)=30— (Pedroni, 2001a; Maeso Fernández, Osbat y Schnatz, 2004). Sin embargo, por esta misma razón, las estimaciones individuales por panel o país deben ser consideradas con precaución, como se explica en la siguiente subsección. En consecuencia, hasta 2022 FMOLS es el método más aplicado en estudios de CAK que emplea panel (15% del total, incluyendo series de tiempo) (Naveed, Ahmad, FathollahZadeh Aghdam y Menegaki, 2022).

9. Estimadores CCE y AMG

Los CCE y AMG son métodos alternativos que permiten considerar pendientes heterogéneas, correlación cruzada y endogeneidad (Eberhardt, 2012; Pesaran, 2015; Burdisso y Sangiácomo, 2016; Kar, 2022; Ben et al., 2023). Los estimadores de CCE y AMG son robustos a factores comunes que afecten el conjunto de unidades de panel, a autocorrelación, variables omitidas y a que las variables sean o no estacionarias y cointegradas (Tenaw y Hawitibo, 2021; Ben et al., 2023). Ambos métodos se están empleando en investigaciones de CAK como una alternativa a FMOLS ante la posible presencia de dependencia de sección cruzada en las unidades de panel (Ben et al., 2023). Igualmente, CCE es robusto ante *shocks* macroeconómicos globales (factores fuertes) y factores de nivel local (Tenaw y Hawitibo, 2021).

A fin de entender ambos modelos, se tiene que:

$$Y_{it} = \beta_i X_{it} + U_{it} \quad (8)$$

$$U_{it} = \alpha_{1i} + \lambda_j f_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

$$X_{it} = \alpha_{2i} + \lambda_j f_t + \gamma_i g_t + e_{it} \quad (10)$$

Donde Y_{it} es la variable dependiente y X_{it} , las variables independientes; β es el parámetro estimado. En la ecuación (9) de efectos inobservables, se

tienen α_{it} como efectos fijos por país, f_i como factor común inobservable variante en el tiempo y λ_i como factores de carga heterogéneos. Éstos capturan la heterogeneidad variante en el tiempo y la dependencia transversal (Eberhardt y Bond, 2009; Eberhardt, 2012). En la ecuación (10) cada variable X_{it} es función del efecto fijo, del factor común variante y del factor de carga heterogéneo, mientras que g_i es la correlación cruzada y γ_i es su factor de carga, siendo e_{it} el ruido blanco. Para CCE, la ecuación considerará la dependencia transversal al añadir al lado derecho de la ecuación (8) los promedios de las variables dependiente e independientes. Mientras que en AMG la dependencia transversal se considera al incluir como regresor una variable denominada “proceso dinámico común” mediante pasos explicados a detalle por Tenaw y Hawitbo (2021).

Por lo anterior, ambos métodos se emplean como una alternativa a FMOLS; empero, CCE no es un método apropiado para tamaños de muestra pequeños a moderados, ya que requiere un tamaño de muestra grande en N (número de grupos) y T (tiempo) (Beyene, 2023). La relación del tamaño de panel con la precisión de sus estimaciones también se ha discutido para AMG a medida que N tamaño de panel se incrementa (Eberhardt y Bond, 2009).

En la práctica, la estimación de la ecuación (8) por país mediante CCE y AMG incluye un intercepto que captura los efectos fijos y se recomienda añadir una tendencia que capture los efectos inobservables variantes en el tiempo, como se mencionó anteriormente para FMOLS (Pedroni, 2007; Eberhardt y Bond, 2009; Eberhardt, 2012).

En FMOLS, CCE y AMG, los procedimientos permiten estimar un promedio de los parámetros específicos para cada regresor a nivel grupal y los parámetros específicos por país (Pedroni, 2001a; Eberhardt, 2012; Ben et al., 2023). Sin embargo, estos últimos deben ser considerados con precaución.

En consecuencia, aunque algunos autores reportan y analizan los parámetros específicos por país obtenidos por estos métodos (Neagu, 2019), se tiene que considerar la recomendación de Pedroni (2007) en cuanto a la debilidad estadística de los parámetros individuales obtenidos por estos métodos. Según Pedroni (2007), a medida que el patrón por país se repite en el conjunto de datos, la señal grupal de largo plazo se amplifica lo suficiente para ser observada y probada estadísticamente, como se obtiene a partir de los métodos aquí empleados. Por ello, el resultado grupal es el que tiene que ser empleado para analizar por país las hipótesis de CAK, como lo hacen Tenaw y Hawitbo (2022) y Ben et al. (2023), quienes realizan el análisis por

país con base en los parámetros estimados a nivel grupal, mas no los parámetros individuales, “por lo que se sigue dicho proceso en este trabajo”.

Ya estimados los modelos, se obtuvieron los residuales de cada uno y se les aplicó el estadístico CD de Pesaran (Eberhardt, 2012). De rechazarse la hipótesis nula se considera que el modelo presenta probablemente parámetros sesgados e ineficientes debido a la existencia de dependencia transversal.

Con base en los resultados de los métodos FMOLS, CCE y AMG se determinó si éstos señalan posible existencia de curva ambiental de Kuznets y sustento de la hipótesis del paraíso o halo contaminante. Además, se analizaron las implicaciones económico-ambientales de los resultados considerando las tasas de evolución de las variables macroeconómicas (metano, óxido nitroso y PIB) por país durante el periodo de estudio.

Las pruebas estadísticas se realizaron mediante Stata versión 17 (Stata, 2022) y RATS versión 10 (RATS, 2022).

III. RESULTADOS

1. Resultados de pruebas de Pesaran y heterogeneidad

En el cuadro 2 se observa que, a excepción del óxido nitroso, en el resto de las variables involucradas en la estimación de los modelos se rechaza la hipótesis nula de existencia de dependencia transversal débil con un nivel de significancia (en adelante ns) de 0.01.

En una hipótesis nula de coeficientes homogéneos para las variables del modelo de metano, la prueba de heterogeneidad de coeficientes con base en dependencia transversal obtuvo un $\Delta=10.497$ con un ns=0.01. Para el modelo de óxido nitroso, la prueba de heterogeneidad considerando dependencia transversal estimó un $\Delta=6.826$ significativo al 0.01 de ns. En ambos casos se rechaza la hipótesis nula, y se sustenta la hipótesis de coeficientes heterogéneos.

2. Resultados de raíces unitarias y cointegración

Los resultados de IPS (cuadro 3) establecen que la mayoría de las variables tiene raíz unitaria en el nivel (en las opciones constante y constante más

CUADRO 2. *Resultados de la prueba de Pesaran^a*

<i>Variable</i>	<i>Estadístico CD</i>
Metano	9.944***
Óxido nítrico	-0.196
PIB	79.628***
PIB ²	79.512***
SIED	25.806***
SA	63.591***

^a ***significativo a 0.01; **significativo a 0.05, *significativo a 0.1.

FUENTE: elaboración propia con datos del Banco Mundial (2022).

tendencia), a excepción de la variable SIED, que es estacionaria en el nivel, sólo en la opción con constante ($NS=0.01$) (SIED muestra evidencia de dependencia transversal fuerte). Los resultados de CIPS (cuadro 3) muestran que en primeras diferencias, considerando constante y constante más tendencia, todas las variables son integradas de orden $I(1)$ ($NS=0.01$). En el nivel no se rechaza H_0 en las variables, a excepción del óxido nítrico que es estacionario en el nivel; sin embargo, esta variable no presenta evidencia de dependencia transversal fuerte. Por esta misma razón, la IPS se aplicó a óxido nítrico sin restar promedio de sección cruzada.

Por 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 (cuadro 4), en la hipótesis nula de no cointegración de la función, muestran lo siguiente. Para el modelo de metano, se observa que los estadísticos PA y PT son estadísticamente significativos a 0.01, respectivamente. De igual manera, los estadísticos de grupo GA y GT son significativos a 0.01 y 0.05 de nivel de significancia, respectivamente.

Para el modelo de óxido nítrico, los estadísticos PA y PT son significativos a 0.01 de nivel de significancia, respectivamente.

Con estos resultados, se rechaza significativamente la hipótesis de no cointegración para cada conjunto de variables, y, por lo tanto, se refuta la posibilidad de una regresión espuria para los modelos considerando las variables que constituyen las ecuaciones (3) y (4), respectivamente.

Se hace la observación de que se consideró incluir las emisiones de óxido nítrico como variable independiente en la función de metano; sin embargo, los resultados de los cuatro estadísticos estimados no demostraron evidencia estadística de cointegración en el conjunto de variables y dificultó el empleo

CUADRO 3. *Pruebas de raíz unitaria: IPS y CIPS^a*

<i>Prueba IPS. H0: paneles con raíz unitaria; Ha: paneles estacionarios</i>				
<i>Variable</i>	<i>Nivel</i>		<i>Primera diferencia</i>	
	<i>Constante</i>	<i>Constante y tendencia</i>	<i>Constante</i>	<i>Constante y tendencia</i>
Metano	0.047	0.430	-14.137***	-12.183***
Óxido nítrico	-0.584	-0.627	-16.473***	-14.186***
PIB	0.854	1.147	-9.494***	-6.920***
PIB ²	-0.113	0.784	-9.922***	-7.731***
SIED	-4.363***	-1.164	-17.052***	-15.394***
SA	2.644	2.901	-8.936***	-7.231***
<i>Prueba CIPS. H0: paneles con raíz unitaria; Ha: paneles estacionarios</i>				
Metano	-1.897	-2.439	-5.219***	-4.954***
Óxido nítrico	-2.747***	-3.019***	5.718***	-5.845***
PIB	-1.777	-1.870	-3.982***	-4.152***
PIB ²	-1.724	-1.807	-3.951***	-4.121***
SIED	-2.016	-2.099	-3.720***	-3.704***
SA	-1.589	-1.968	-4.077***	-4.340***

^a Todas las pruebas se realizaron con un rezago. ***significativo a 0.01; **significativo a 0.05, *significativo a 0.1.

FUENTE: elaboración propia con datos del Banco Mundial (2022).

CUADRO 4. *Resultados de las pruebas de cointegración de Westerlund^a*

<i>Prueba de cointegración para el modelo de metano</i>			
<i>Estadístico de grupo</i>	<i>P-valor robusto</i>	<i>Estadístico de panel</i>	<i>P-valor robusto</i>
GT = -1.955	0.035**	PT = -10.432	< 0.001***
GA = -0.480	< 0.000***	PA = -3.480	0.005***
<i>Prueba de cointegración para el modelo de óxido nítrico</i>			
<i>Estadístico de grupo</i>	<i>P-valor robusto</i>	<i>Estadístico de panel</i>	<i>P-valor robusto</i>
GT = -2.978	0.570	PT = -16.013	0.005***
GA = -1.897	0.930	PA = -7.409	0.005***

^a Para ambos casos, la prueba de Westerlund se aplicó considerando constante y tendencia, y se empleó el criterio de Aikake en la selección de rezagos y adelantos (Westerlund, 2007; Persyn y Westerlund, 2008).

El nivel de significancia considera la estimación de *P*-valores robustos que toman en cuenta la dependencia transversal mediante la técnica *bootstrap* con 200 repeticiones (Westerlund, 2007: 725).

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

FUENTE: elaboración propia con datos del Banco Mundial (2022).

de la técnica *bootstrap*. Por ello, se excluyó la presencia de óxido nítrico como variable independiente en el modelo de metano.

En ambos modelos, se probó también como variable independiente el uso de fertilizantes (nitrogenados más fosfatados más abonos potásicos) en kilogramo por hectárea cultivable (Banco Mundial, 2022). Sin embargo, los resultados de los estadísticos tampoco demostraron evidencia de cointegración, lo cual dificultó la estimación e impidió la aplicación de la técnica *bootstrap* robusta ante dependencia transversal. Por ello, se tomó la decisión de no incluir la variable de fertilizante en esta investigación, y se deja su empleo para futuros estudios.

3. Modelos estimados de metano

El modelo estimado por FMOLS (cuadro 5) para emisiones de metano rindió parámetros de PIB y PIB^2 significativos ($NS=0.01$) y con los signos adecuados para sustentar una probable CAK en el conjunto de países, con un punto de inflexión igual a 7 200.2 dólares per cápita. Este último puede ser una señal de CAK a nivel de país, si se consideran los valores de PIB per cápita nacional a 2019, como se analizará posteriormente. Por otra parte, la elasticidad de las emisiones per cápita de CH_4 respecto al PIB per cápita es de 43.59, lo cual indica que si el PIB aumenta en 1% en promedio, las emisiones se incrementarán en 43.59 por ciento.

Sobre la aplicación de la prueba CD en los residuales del modelo estimado por FMOLS, no se rechaza la hipótesis nula de dependencia transversal débil (Eberhardt, 2012; Pesaran, 2015; Kar, 2022). Además, los resultados de FMOLS sustentan la hipótesis del paraíso contaminante para el conjunto de países estudiados, siendo significativo ($NS=0.05$) y con un signo positivo el parámetro del SIED. Finalmente los resultados de FMOLS indican una relación positiva en la que incrementos de la superficie agrícola (la variable SA) aumentan las emisiones del gas en el conjunto de países estudiados.

Pasamos a los resultados de los otros dos métodos, las estimaciones por CCE (cuadro 5) no muestran evidencia significativa de sustentar la hipótesis de una probable curva ambiental de Kuznets para emisiones de metano en el conjunto de países estudiados. Además, la prueba CD no rechaza la hipótesis nula de dependencia transversal débil. Sin embargo, los resultados por CCE refutan la hipótesis del paraíso contaminante, ya que incrementos en el *stock*

CUADRO 5. *Estimación de coeficientes de largo plazo para modelo de metano^a*

Variable	FMOLS ^b	CCE	AMG
	Estimador (error estándar)	Estimador (error estándar)	Estimador (error estándar)
PIB	43.590600*** (11.354940)	26.61708 (17.88386)	34.619 (24.81554)
PIB ²	-2.453910*** (0.607190)	-1.516732 (1.04652)	-1.970813 (1.45)
SIED	0.000015** (0.000021)	-0.0000446* (0.0000257)	0.0000085 (0.0000396)
SA	0.118669*** (0.125680)	0.4986371** (0.2128013)	0.1870725 (0.2151459)
Estadístico CD ^c	1.56 $\rho = 0.016$	-0.82 $\rho = -0.008$	-0.39 $\rho = -0.004$
Tipo de curva	Sí (CAK, U inversa)	Ninguna	Ninguna
Punto de inflexión (PI)	7 200.20 USD	-	-

^a Todos los modelos se estimaron con constante y tendencia. ***significativo a 0.01; **significativo a 0.05, *significativo a 0.1.

^b La covarianza de FMOLS usa kernel de Bartlett y ancho de banda de 3 (Newey y West, 1994; Schwert, 1989).

^c ρ es el coeficiente de correlación promedio.

FUENTE: elaboración propia con datos del Banco Mundial (2022).

de inversión extranjera per cápita provocan una disminución en las emisiones de metano ($ns=0.1$), como lo establece la hipótesis del halo contaminante (Chang et al., 2022). Este resultado es opuesto a lo obtenido por FMOLS. Para el parámetro de SA, al igual que en FMOLS, los resultados de CCE determinan que existe evidencia estadística significativa ($ns=0.05$) para señalar que incrementos en la superficie agrícola aumentan las emisiones de metano agrícola en los países estudiados.

En los resultados por AMG (cuadro 5) ningún parámetro es estadísticamente significativo, por lo que no hay evidencia relevante de posible CAK en la relación emisiones-PIB; tampoco se observa relación estadística significativa de variables SIED y SA con emisiones de metano. Los resultados del estadístico CD tampoco rechazan la hipótesis nula de dependencia transversal débil.

En relación con los coeficientes de correlación promedio (ρ) estimados por CCE y AMG (0.008 y 0.004, respectivamente), dichos valores son menores al coeficiente promedio obtenido por FMOLS (0.016).

Por lo anterior, puede señalarse que los resultados obtenidos indican que los tres modelos presentan estimaciones robustas a la dependencia transversal. Sin embargo, los hallazgos obtenidos por CCE y AMG (columnas central y derecha del cuadro 5) discrepan de los de FMOLS y también entre ambos. Tal discordancia entre los resultados de CCE y AMG ha sido descrita y reportada para diversas investigaciones de CAK y contaminantes (Tenaw y Hawitibo, 2021; Ben et al., 2023).

Aunque hay discrepancia entre los resultados por FMOLS y las estimaciones por CCE y AMG, es necesario considerar que los cálculos por FMOLS han mostrado evidencia de robustez para muestras pequeñas (Salahuddin et al., 2015). Además de que los resultados grupales obtenidos por CCE y AMG muestran discrepancias entre ellos cuando se aplican a una misma base de datos, esto posiblemente se relaciona con tamaños de muestra inadecuados (Sencer Atasoy, 2017; Ben et al., 2023). Hecha esta advertencia y con base en los resultados por FMOLS, se sustentan la posibilidad de una CAK y un probable paraíso contaminante en las emisiones de metano.

4. Modelos estimados de óxido nitroso

La estimación y el signo de los parámetros de PIB (–) y PIB^2 (+) obtenidos por FMOLS (cuadro 6) para óxido nitroso son significativos ($NS=0.01$) y no sustentan la hipótesis de CAK en forma de U inversa. En cambio, sostienen la hipótesis 4 del marco teórico que establece la probable existencia de una curva en U. En ella, aunque pudiesen existir naciones en una etapa en la que incrementos en el PIB (con signo negativo) se relacionen con decrementos en las emisiones del gas, el signo positivo del PIB^2 indica que hay un punto de inflexión a partir del cual mayores incrementos del PIB provocan un aumento en las emisiones del contaminante. Este tipo de curva en U se ha encontrado también en estudios de bióxido de carbono en la Unión Europea (Bölük y Mert, 2014). El punto de inflexión de la curva en U se halla en 5 211.4 dólares per cápita, con una elasticidad de las emisiones per cápita del gas respecto al PIB per cápita de –19.1.

Además los resultados de FMOLS sustentan una relación inversa significativa con SA ($NS=0.1$) y con las emisiones de metano ($NS=0.01$). Para FMOLS, los resultados del estadístico CD de Pesaran aplicado a sus residuales no rechazan la hipótesis nula de dependencia transversal débil y muestran un $\rho=-0.002$.

CUADRO 6. *Estimación de coeficientes de largo plazo para modelo de óxido nitroso^a*

Variable	FMOLS ^b	CCE	AMG
	Estimador (error estándar)	Estimador (error estándar)	Estimador (error estándar)
PIB	-19.140383*** (10.85896)	-20.47042 (12.97166)	-23.05421* (13.50842)
PIB ²	1.118195*** (0.57923)	1.076617 (0.680899)	1.2092* (0.673821)
SIED	-0.00000062 (0.000013)	0.000031 (0.000040)	-0.00000013 (0.000031)
SA	-0.046331* (0.09108)	0.312717 (0.214013)	0.1159567 (0.192759)
Metano	-0.877364*** (0.41742)	0.730961*** (0.146011)	0.056395 (0.643611)
Estadístico CD ^c	-0.21 $\rho = -0.002$	-2.2** $\rho = -0.02$	-2.11** $\rho = -0.02$
Tipo de curva	Curva en U	Ninguna	Curva en U
Punto de inflexión (PI)	5 211.40 USD	-	13 805.70 USD

^a Todos los modelos se estimaron con constante y tendencia. ***significativo a 0.01; **significativo a 0.05, *significativo a 0.1.

^b La covarianza de FMOLS usa kernel de Bartlett y ancho de banda de 3 (Newey y West, 1994; Schwert, 1989).

^c ρ es el coeficiente de correlación promedio.

FUENTE: elaboración propia con datos del Banco Mundial (2022).

Respecto a los resultados estimados por CCE y AMG (cuadro 6), nuevamente vuelven a discrepar entre ambos métodos. Para CCE, sólo la variable independiente metano es significativa ($ns=0.01$) y con un signo contrario al resultado de FMOLS.

En cuanto a los resultados por AMG de los parámetros de PIB y PIB², éstos también apoyan ($ns=0.1$) la probable existencia de una curva en U con un punto de inflexión en 13 805.7 dólares per cápita. Sin embargo, tanto para CCE y AMG los resultados del estadístico CD de Pesaran aplicado a sus respectivos residuales rechazan la hipótesis de dependencia transversal débil ($ns=0.05$), por lo que se prefieren los resultados de FMOLS frente a CCE y AMG, debido a la probable existencia de correlación cruzada fuerte en los residuales de estos dos últimos modelos.

Si se regresa a los resultados de FMOLS para óxido nitroso (cuadro 6), éstos sustentan la probabilidad de que incrementos en las emisiones del metano y

de superficie agrícola se relacionen con decrementos en las emisiones de óxido nitroso (con un $NS=0.01$ y un $NS=0.1$, respectivamente). Ello pudiera relacionarse con los resultados obtenidos por FMOLS y CCE para el modelo de metano, donde se observa una relación positiva entre metano y superficie agrícola.

IV. ANÁLISIS GRUPAL Y POR PAÍS

Con base en lo anterior, este trabajo tomará las estimaciones por FMOLS para el análisis de resultados de metano y óxido nitroso, con la advertencia de que futuras investigaciones deberán ampliar el número de países estudiados en el tiempo para corroborar los resultados obtenidos con los métodos aquí aplicados. Sin embargo, existe la limitante de falta de información nacional de emisiones de GEI y de otras variables sectoriales agrícolas o económicas en el tiempo, por lo que los resultados podrían sufrir cambios si hubiera más información.

1. *Análisis para metano*

Para este gas, como se mencionó anteriormente, el método de FMOLS señala la probable existencia de una curva ambiental de Kuznets o CAK y de un paraíso contaminante. Si se considera sólo el punto de inflexión estimado a nivel grupal por FMOLS (7 200.2 dólares per cápita) (cuadro 5) y se compara con los PIB per cápita hasta 2019 por país (cuadro 7), se encuentra que 14 países han superado el punto de inflexión y posiblemente estén en la parte descendente de una CAK (curva U inversa). Éstos son Argentina, Bahamas, Barbados, Brasil, Chile, Costa Rica, Dominica, México, Panamá, República Dominicana, Santa Lucía, Surinam, Trinidad y Tobago, y Uruguay. La existencia de CAK para Argentina coincide con el estudio de Sánchez et al. (2018) de 1970 a 2012. Mientras que en la parte inicial ascendente de la curva se encuentran Bolivia, El Salvador, Guatemala, Nicaragua y Honduras.

El análisis de resultados por país puede enriquecerse al considerar la variación en las emisiones de metano y PIB de 1990 a 2019, como se observa en el cuadro 7. Se muestra que en 1990-2019 los cinco países con mayor tasa de variación positiva en las emisiones son Guyana, Dominica, Bolivia, Guatemala y Nicaragua. Mientras que Jamaica, Barbados, Costa Rica,

CUADRO 7. Variación de metano (CH₄), óxido nitroso (N₂O) y PIB en el periodo
(valores sin transformar con logaritmos)^a

<i>País</i>	<i>CH₄ 1990</i>	<i>CH₄ 2019</i>	<i>Δ%^b</i>	<i>N₂O 1990</i>	<i>N₂O 2019</i>	<i>Δ%^b</i>	<i>PIB 1990</i>	<i>PIB 2019</i>	<i>Δ%^b</i>
Argentina	2594.55	1891.24	-27.1	1042.97	1015.83	-2.6	8144.49	12716.22	56.1
Bahamas	36.94	24.72	-33.1	73.89	49.44	-33.1	31860.02	31082.81	-2.4
Barbados	231.78	107.07	-53.8	154.52	107.07	-30.7	15169.49	17168.15	13.2
Belize	547.68	514.01	-6.1	547.68	565.41	3.2	4185.21	5907.35	41.1
Bolivia	1575.49	1687.99	7.1	680.65	787.11	15.6	1687.44	3242.95	92.2
Brasil	1606.63	1581.48	-1.6	649.67	799.59	23.1	6086.08	8592.22	41.2
Chile	477.41	287.30	-39.8	292.29	277.32	-5.1	5381.35	13765.12	155.8
Colombia	1283.69	909.19	-29.2	499.67	390.74	-21.8	3695.67	6403.88	73.3
Costa Rica	1073.38	503.49	-53.1	490.78	314.68	-35.9	5967.19	12662.42	112.2
Dominica	287.85	420.00	45.9	287.85	140.00	-51.4	5029.78	7936.30	57.8
Ecuador	828.72	477.41	-42.4	321.54	249.66	-22.4	4180.34	5863.91	40.3
El Salvador	363.32	219.74	-39.5	201.22	151.27	-24.8	2362.44	4104.92	73.8
Guatemala	371.27	389.06	4.8	215.47	237.29	10.1	2733.87	4263.08	55.9
Guyana	843.24	2015.64	139.0	762.93	1114.24	46.0	2386.06	6348.70	166.1
Honduras	761.89	464.91	-39.0	302.78	251.03	-17.1	1704.93	2446.11	43.5
Jamaica	271.74	99.51	-63.4	154.68	99.51	-35.7	4503.50	5307.51	17.9
México	678.29	485.35	-28.4	408.22	302.43	-25.9	7663.62	10013.70	30.7
Nicaragua	1161.36	1215.50	4.7	465.96	486.20	4.3	1241.40	1947.41	56.9
Panamá	885.73	550.50	-37.8	420.41	264.62	-37.1	5186.25	15122.52	191.6
Paraguay	3217.39	3290.95	2.3	1340.17	1467.07	9.5	4036.32	6229.22	54.3
Perú	569.00	552.33	-2.9	236.10	253.77	7.5	2695.41	6550.53	143.0
RD ^c	593.35	589.97	-0.6	244.07	270.17	10.7	2802.82	8205.14	192.7
Santa Lucía	140.55	111.99	-20.3	210.82	56.00	-73.4	8194.85	11095.35	35.4
Surinam	1259.82	832.92	-33.9	387.64	416.46	7.4	6470.64	8756.07	35.3
TT ^c	86.85	65.79	-24.2	94.75	138.16	45.8	6011.56	15576.43	159.1
Uruguay	5357.70	5442.76	1.6	2091.75	2187.60	4.6	7686.35	16192.16	110.7

^a Los países se ordenan alfabéticamente. En cursivas se encuentran los 10 valores mayores hasta 2019 de CH₄, N₂O y PIB.

^b Δ% es la variación o evolución de la variable de 1990 a 2019.

^c RD es República Dominicana y TT es Trinidad y Tobago.

FUENTE: elaboración propia con datos del Banco Mundial (2022).

Ecuador y Chile tienen las mayores tasas de variación negativa del conjunto estudiado. Se observa que Guyana tiene la mayor tasa de crecimiento de metano para el periodo, con un incremento de 139% respecto a 1990, siendo el tercer país con mayor tasa de variación positiva (166.1%) en cuanto al crecimiento del PIB. También se encuentra que Uruguay presenta una variación positiva de 1.6% de emisiones del gas entre 1990 y 2019. De acuerdo con los resultados por FMOLS, en Uruguay probablemente exista presencia de curva ambiental de Kuznets, aunque sus emisiones per cápita son las más altas de los países estudiados hasta 2019. Mientras que su PIB es el tercero más alto en 2019 con una variación de 110.7% en el periodo (cuadro 7).

2. Análisis para óxido nitroso

Con los resultados de FMOLS (cuadro 6), que sustentan una probable curva en U para emisiones de este gas y los valores de PIB por país a 2019 (cuadro 7), pueden señalarse algunos aspectos. Guatemala, El Salvador, Bolivia, Honduras y Nicaragua se encuentran en la parte descendente de la curva en U al tener valores de PIB per cápita menores al punto de inflexión de 5 211.4 dólares per cápita. Son los mismos cinco países que están en la base ascendente de la CAK de metano. Los 21 países restantes se hallan en la parte ascendente de la curva en U. De los 10 principales emisores de óxido nitroso (cuadro 7), Bolivia y Nicaragua son, respectivamente, el sexto y el octavo lugares en emisiones per cápita a 2019. Uruguay es el principal emisor de óxido nitroso per cápita (con el tercer mayor PIB del conjunto) y Bahamas el menor emisor (con el mayor PIB per capita de todos los países estudiados).

Estos resultados evidencian que en la base ascendente de la curva inversa del metano y en la parte descendente de la curva en U del óxido nitroso se encuentran economías nacionales donde el sector primario es un componente económico importante, como se describe en la siguiente subsección.

3. Implicaciones de política económica

Es necesario destacar que el análisis de la hipótesis de la CAK en naciones emergentes, como las que comprendió esta investigación, debe considerar

algunos matices que van más allá del enfoque aplicado en economías desarrolladas (Zilio, 2012; Zilio y Caraballo, 2014; Freire, Meneses y Cuesta, 2021). Como parte del análisis tradicional de la CAK se considera que el vínculo entre las emisiones de gases de efecto invernadero y el ingreso es directo. Sin embargo, el crecimiento económico no es sustituto perfecto de la política económica (Zilio, 2012, Freire et al., 2021; Wang, Yang y Li, 2023). En consecuencia, en los países en desarrollo es necesario que el análisis y el contraste de la CAK consideren que existen variables que pueden impedir, demorar o hacer transitoria la existencia de una CAK en las economías nacionales (Zilio, 2012; Catalán, 2014; Freire et al., 2021). Ejemplo de ello serían (Zilio, 2012):

1. Las desigualdades en el ingreso en el interior de las naciones emergentes.
2. El marco institucional. Comprendería el propio marco legal, así como las reglas y los acuerdos de los grupos sociales sectoriales junto con las estructuras culturales (modos de vida) y educativas, lo cual es referencia al institucionalismo económico (Ostrom, 2015).

Asimismo, se tiene que considerar una probable hipótesis de trampa de pobreza, bajo la cual naciones emergentes pudieran verse atrapadas en un equilibrio económico de bajos ingresos (Zilio, 2012). Sin embargo, salir de esa trampa tampoco garantiza que las economías nacionales puedan dirigirse a una CAK, ya que podrían verse limitadas por marcos legales débiles e instituciones que no promuevan acuerdos en favor de la calidad ambiental, la tecnología innovadora y el alto capital humano, lo que demora o hace transitoria una CAK (Zilio, 2012; Catalán, 2014).

Este trabajo se inscribe en tal enfoque mediante el resultado que el *stock* de la inversión extranjera directa puede estar provocando en el sector agropecuario del conjunto de países estudiados: la aparición de un paraíso contaminante en la región para las emisiones de metano.

En consecuencia, pareciera que la inversión extranjera en el sector no está contribuyendo a desarrollar políticas sectoriales tecnológicas que sean innovadoras. Esto es, políticas que promuevan tecnologías agroecológicas, ecopastoriles, silvopastoriles u otras (incluyendo aquellas relacionadas con prácticas de cultivo de arroz y manejo de ganado rumiante) que puedan permitir la reducción sostenida de las emisiones de metano (López Bellido, 2015). Este aspecto cobra importancia si se considera que, en países como

Nicaragua, Honduras y Bolivia, el sector primario es parte importante de sus economías y estructuras productivas (Minzer y Orozco, 2019; Alcaraz et al., 2020). En el cuadro 7 se observa que los tres países tienen el menor PIB per cápita de los países estudiados hasta 2019. Como se señaló anteriormente, estas naciones están en la base ascendente de la CAK de metano y en la descendente de la curva en U de óxido nitroso.

Consecuentemente, es de interés que en estos países, junto con Bolivia, El Salvador y aquellas otras naciones con características económicas similares, sea primordial la introducción de tecnologías innovadoras acordes con su sector agropecuario dirigidas al secuestro y la reducción de emisiones del metano y óxido nitroso, respectivamente (Taboada, Cosentino y Constantini, 2018; IPCC, 2022).

Además, se sugiere fortalecer e incorporar en su marco institucional normas legales, reglas y acuerdos participativos incluyentes que promuevan el desarrollo y la aplicación de las tecnologías ya mencionadas, de acuerdo con las características de cada región (Zilio, 2012).

Un punto a considerar es que Freire et al. (2021) también encontraron un paraíso contaminante para emisiones de bióxido de carbono en 15 países latinoamericanos (excluye el Caribe) para 1980-2015, con base en la IED como variable de control, aunado a, de manera novedosa, el coeficiente de Gini, no incluido en esta investigación.

Particularmente, es necesario que futuras investigaciones de curva ambiental de Kuznets incorporen variables de desigualdad del ingreso en el tiempo y contrasten en la región la hipótesis de una trampa de pobreza para las naciones que están en la parte ascendente. O bien, analicen si existe una curva en forma de N para el metano con un segundo punto de inflexión que indique que los beneficios ambientales del crecimiento sólo son transitorios y provocan nuevamente aumento en las emisiones de dicho gas (Dinda, 2004; Catalán, 2014).

Igualmente, los resultados grupales de FMOLS (al igual que los de CCE) (cuadro 5) señalan que incrementos en la superficie agrícola per cápita favorecen aumentos en las emisiones de metano en el conjunto de países. Consecuentemente, es necesario traer a la discusión, la eficiencia en el uso de la superficie agrícola con fines productivos junto con prácticas agroecológicas o ecopastoriles sustentables, u otras tecnologías innovadoras, ya que probablemente son factores determinantes para disminuir las emisiones agrícolas de metano y de otros GEI (IPCC, 2022: 112). Esto remite al efecto de

la inversión extranjera en forma de paraíso contaminante en la región. Ante ello, no puede esperarse que el crecimiento en el ingreso por sí mismo pueda sostener la CAK en el tiempo. Este punto se relaciona con los resultados del modelo de emisión de óxido nitroso.

Como se analizó anteriormente, los resultados de FMOLS para óxido nitroso sustentan una curva en U y también señalan, significativamente, que incrementos en la superficie agrícola y en las emisiones de metano se relacionan con decrementos en las emisiones de óxido nitroso. Por ello, existe una relación entre las emisiones agrícolas de ambos gases y de éstas con la superficie agrícola. Sin embargo, para óxido nitroso el uso de SA tendría que analizarse también con base en el uso de fertilizantes (particularmente nitrogenados), ya que un uso eficiente de superficie agrícola estaría relacionado con el uso eficiente de los fertilizantes. Al respecto, López Bellido (2015) señala que la suma de emisiones de óxido nitroso está principalmente relacionada con la cantidad de nitrógeno aplicada al cultivo e influida por condiciones ambientales.

Con base en la evidencia empírica y los resultados de esta investigación, incrementar la superficie agrícola estaría relacionado positivamente con aumentos en las emisiones de metano. Por otro lado, los incrementos de óxido nitroso podrían ser determinados particularmente por ascensos en el uso no eficiente de fertilizantes nitrogenados (López Bellido, 2015). Sin embargo, esta investigación no puede dar mayor respuesta sobre el factor fertilizante, ya que no fue incluido como variable de control en los modelos.

Por lo mismo, la eficiencia en el uso de la superficie agrícola pudiera ser un factor importante en el diseño de una política económica, ambiental y conjunta en el sector agropecuario para mitigación de ambos gases: una que evite la mitigación de un gas a costa de incrementar la emisión de otro. Esto dirige nuevamente a la relación de la inversión extranjera con la innovación tecnológica sectorial productiva. El vínculo entre metano, nitrógeno y superficie agrícola hace necesarias políticas nacionales sectoriales en la región, que incentiven y aseguren una eficiencia productiva en el uso de la superficie agrícola, lo que implicaría introducir prácticas innovadoras en el manejo de la superficie sin que mengüe la producción y cuyas medidas de mitigación sean costo-eficientes (IPCC, 2022; López Bellido, 2015).

Asimismo, hay que considerar que los incrementos en la superficie agrícola se dan a expensas de cambios de uso de suelo como la deforestación, debido a la ausencia de mecanismos de control, muchos de ellos institucionales.

La deforestación se relaciona directamente con emisiones de bióxido de carbono a la atmósfera. Esto facilita que grandes extensiones de suelo forestal se transformen en tierras de pastoreo y de cultivo, las cuales están directamente relacionadas con emisiones agrícolas de metano y óxido nitroso (Zilio y Caraballo, 2014; Taboada et al., 2018). Así, el uso de suelo, junto con la gestión y el manejo de la superficie agrícola son elementos clave en la mitigación de los GEI. Según CAF (2023), América Latina y el Caribe exhibe la mayor proporción de emisiones históricas de GEI, derivadas del uso del suelo.

Debe considerarse que los países estudiados con menores ingresos podrían estar enfrentando una trampa de pobreza relacionada con las emisiones de óxido nitroso y metano. Son lugares donde hay desigualdad en los ingresos, marcos legales laxos y una inversión extranjera que no se traduce en innovaciones tecnológicas en el uso de los insumos agrícolas y prácticas de mitigación eficientes en el costo, acordes con sus particularidades, y que posiblemente estén impidiendo la existencia de una CAK para óxido nitroso en el conjunto de países estudiados.

Investigaciones futuras podrían añadir un nuevo enfoque, para permitir que los trabajos sobre CAK en naciones emergentes pasen a una segunda generación de investigaciones, que incorporen en los modelos variables relacionadas con desigualdad económica (coeficiente de Gini), paraísos contaminantes (comercio e inversión extranjera directa), instituciones (número de leyes y delitos ambientales, participación de los agentes económicos en la toma de decisiones sectorial) y uso de otros insumos agropecuarios (fertilizante) (Zilio, 2012; Olivares y Hernández, 2021).

V. CONCLUSIONES

Para el conjunto de 26 países estudiados en el horizonte de tiempo establecido (de 1990 a 2019), los resultados obtenidos para las funciones de metano y óxido nitroso por mínimos cuadrados completamente modificados (FMOLS), efectos comunes correlacionados (CCE) y grupo medio aumentado (AMG) son diferentes u opuestos entre ellos. Sin embargo, los resultados por FMOLS cumplen los supuestos estadísticos del método y además son robustos a muestras pequeñas de panel. Respecto a los resultados que discrepan entre CCE y AMG y entre ellos con FMOLS, coinciden con los de otras investigacio-

nes de curva ambiental de Kuznets y posiblemente están relacionados con el tamaño de muestra.

Consecuentemente, en los resultados de FMOLS para metano se observa una probable CAK y un sustento del supuesto de paraíso contaminante (significancia y signo positivo de la variable SIED). La curva ambiental de Kuznets tiene un punto de inflexión de 7 200.2 dólares per cápita y hasta 2019 con valores del PIB per cápita a precios constantes de 2010, 14 países probablemente estén en la parte descendente de la curva. Estos resultados deben leerse con cierta precaución, ya que pueden cambiar si se agregan más países de la región al análisis o si varía el análisis temporal.

En cuanto a óxido nitroso, se concluye que los resultados de FMOLS (frente a CCE y AMG) son los únicos que no rechazan la hipótesis de dependencia de sección cruzada débil. Por lo anterior, los resultados de FMOLS sustentan la hipótesis de una curva en U con un punto de inflexión de 5 211.4 dólares per cápita. Hasta 2019 los PIB per cápita nacionales indican que probablemente cinco países estén en la parte descendente de dicha curva en U, donde al menos tres de ellos tienen un sector primario fundamental en sus economías.

Finalmente, los modelos de FMOLS y CCE para metano indican una relación positiva significativa entre emisiones y superficie agrícola. Por su parte, los resultados de FMOLS para óxido nitroso muestran una relación negativa entre las emisiones del gas ante incrementos de las emisiones agrícolas de metano y superficie agrícola, respectivamente.

Considerando lo anterior, se concluye que existe una relación entre las emisiones de ambos gases y entre ellos con la superficie agrícola. Probablemente, la incorporación de esta última (por posible deforestación) es un factor clave. Junto con un probable paraíso contaminante de metano en la región, pueden ser una señal de que la región adolece de una política sectorial económica ambiental conjunta, que esté dirigida a la mitigación vinculada de ambos gases basada en innovaciones tecnológicas que deberían derivar de factores como la inversión extranjera, especialmente en economías nacionales donde su sector primario es un componente económico importante. Por ello, futuros trabajos sobre curva ambiental de Kuznets a nivel nacional y regional podrían dirigirse a incorporar otras variables, como desigualdad en el ingreso, variables institucionales (arreglos y normas), consumo de energía agrícola, balanza comercial y fertilizante, a fin de corroborar resultados y contrastar hipótesis mediante otras técnicas econométricas.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Aguado, P., y Oh, J. (2021). Environmental Kuznets curve revisited, with reference to the Middle East and North Africa (MENA). *Nakhara: Journal of Environmental Design and Planning*, 20(2), 1-12. Recuperado de: <http://doi.org/10.54028/NJ202120110>
- Ahmad, N., Du, L., Lu, J., Wang, J., Li, H., y Hashmi, M. Z. (2017). Modelling the CO₂ emissions and economic growth in Croatia: Is there any environmental Kuznets curve? *Energy*, 123, 164-172. Recuperado de: <http://doi.org/10.1016/j.energy.2016.12.106>
- Alcaraz, A., Muñoz, G., Egas, J., Paolo, C., y Lima, E. (2020). *Análisis de políticas agropecuarias en Bolivia*. Washington, D. C.: BID.
- Alkhars, M. A., Alwahaishi, S., Fallatah, M. R., y Kayal, A. (2022). A literature review of the environmental Kuznets curve in GCC for 2010-2020. *Environmental and Sustainability Indicators*, 14, 1-21. Recuperado de: <http://doi.org/10.1016/j.indic.2022.100181>
- Baltagi, B. (2021). *Econometric Analysis of Panel Data*. Nueva York: Springer.
- Banco Mundial (2022). Datos de libre acceso del Banco Mundial. Acceso abierto y gratuito a datos sobre el desarrollo en el mundo. Recuperado de: <https://datos.bancomundial.org/>
- Barreto Nieto, C. A., y Campo Robledo, J. (2012). Relación a largo plazo entre consumo de energía y PIB en América Latina: una evaluación empírica con datos panel. *Ecos de Economía*, 16(35), 73-89. Recuperado de: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=329027339004>
- Ben, M., Rault, C., y Belaïd, F. (2023). Economic growth and pollutant emissions: New panel evidence from the union for the Mediterranean countries. *Economic Change and Restructuring*, 56, 1-30. Recuperado de: <https://doi.org/10.1007/s10644-022-09476-3>
- Benavides, M., Ovalle, K., Torres, C., y Vines, T. (2017). Economic growth, renewable energy and methane emissions: Is there an environmental Kuznets curve in Austria? *International Journal of Energy Economics and Policy*, 7(1), 259-267. Recuperado de: <https://www.econjournals.com/index.php/ijee/article/view/3810>
- Bersvendsen, T., y Ditzen, J. (2021). Testing for slope heterogeneity in Stata. *The Stata Journal*, 21(1), 51-80. Recuperado de: <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. Recuperado de: <https://doi.org/10.1186/s12889-023-15244-3>
- Bölük, G., y Mert, M. (2014). Fossil & renewable energy consumption, GHGs (greenhouse gases) and economic growth: Evidence from a panel of EU (European Union) countries. *Energy*, 74, 439-446. Recuperado de: <http://doi.org/10.1016/j.energy.2014.07.008>
- Burdisso, T., y Sangiácomo, M. (2016). Panel time series: Review of the methodological evolution. *The Stata Journal*, 16(2), 424-442. Recuperado de: <https://doi.org/10.1177/1536867X1601600210>
- CAF (2023). *Desafíos globales, soluciones regionales. América Latina y el Caribe frente a la crisis climática y de biodiversidad. Reporte de Economía y Desarrollo*. Caracas: CAF.
- Castelán, O., Benaouda, M., Pedraza, E., Hernández, G., Ku-Vera, J., y Castillo, E. (2017). Chapter 5. Enteric fermentation in ruminants. En L. Molina (ed.), *Progress and Opportunities for Reducing Short-Lived Climate Pollutants across Latin America and the Caribbean* (pp. 82-94). París: United Nations EP.
- Catalán, H. (2014). Curva ambiental de Kuznets: implicaciones para un crecimiento sustentable. *Economía Informa*, 389, 19-37. Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/S0185-0849\(14\)72172-3](https://doi.org/10.1016/S0185-0849(14)72172-3)
- Chang, R., Wang, B., Zhang, Y., y Zhao, L. (2022). Foreign direct investment and air pollution: Re-estimating the “pollution haven hypothesis” in China. *Sustainability*, 14(21), 1-20. Recuperado de: <https://doi.org/10.3390/su142113759>
- Dinda, S. (2004). Environmental Kuznets curve hypothesis: A survey. *Ecological Economics*, 49(4), 431-455. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2004.02.011>
- Djoumessi Djoukouo, A. F. (2021). Relationship between methane emissions and economic growth in Central Africa countries: Evidence from panel data. *Global Transitions*, 3, 126-134. Recuperado de: <http://doi.org/10.1016/j.glt.2022.02.001>
- Dritsaki, C., y Dritsaki, M. (2014). Causal relationship between energy consumption, economic growth and CO₂ emissions: A dynamic panel data approach. *International Journal of Energy Economics and Policy*,

- 4(2), 125-136. Recuperado de: <https://www.econjournals.com/index.php/ijeep/article/view/720>
- Eberhardt, M. (2012). Estimating panel time-series models with heterogeneous slopes. *The Stata Journal*, 12(1), 61-71. Recuperado de: <https://doi.org/10.1177/1536867X1201200105>
- Eberhardt, M., y Bond, S. (2009). *Cross-Section Dependence in Nonstationary Panel Models: A Novel Estimator* (MPRA paper 17692). Múnich: University Library of Munich. Recuperado de: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/17870/2/MPRA_paper_17870.pdf
- Freire, C., Meneses, K., y Cuesta, G. (2021). América Latina: ¿un paraíso de la contaminación ambiental? *Ciencias Ambientales*, 55(2), 1-18. Recuperado de: <http://doi.org/10.15359/rca.55-2.1>
- Gómez, C., Cerquera, O., y Acero, E. (2021). La curva medioambiental de Kuznets y el crecimiento económico sostenible en Colombia. *Apuntes del Cenes*, 40(71), 165-188.
- Grossman, G., y Krueger, A. (1995). Economic growth and the environment. *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 353-377. Recuperado de: <https://doi.org/10.2307/2118443>
- Haider, A., Rankaduwa, W., Husnain, M., y Shaheen, F. (2022). Nexus between agricultural land use, economic growth and N₂O emissions in Canada: Is there an environmental Kuznets curve? *Sustainability*, 14(14), 1-23. Recuperado de: <https://doi.org/10.3390/su14148806>
- Hipólito, P., y Cardoso, A. (2022). The evolution of the environmental Kuznets curve hypothesis assessment: A literature review under a critical analysis perspective. *Heliyon*, 8(11), 1-18. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.heliyon.2022.e11521>
- Im, K. S., Pesaran, M. H., y Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74. Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(03\)00092-7](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(03)00092-7)
- IPCC (2022). Summary for policymakers. En P. Shukla, J. Skea, R. Slade, A. Al Khourdajie, R. van Diemen, D. McCollum, M. Pathak, S. Some, P. Vyas, R. Fradera, M. Belkacemi, A. Hasija, G. Lisboa, S. Luz y J. Malley, (eds.), *Climate Change 2022: Mitigation of Climate Change* (pp. 3-43). Nueva York: Cambridge University Press. Recuperado de: <https://doi.org/10.1017/9781009157926.001>
- Kamaci, A., Gul, E., y Torusdag, M. (2021). Inversiones extranjeras directas, apertura comercial y relación de emisiones de CO₂: el caso de los países

- de la EU 1995-2019. *Revista de Investigaciones Universidad del Quindío*, 33(2), 56-73. Recuperado de: <https://doi.org/10.33975/riuq.vol33n2.637>
- Kar, A. K. (2022). Environmental Kuznets curve for CO₂ emissions in Baltic countries: An empirical investigation. *Environmental Science Pollution Research*, 29, 47189-47208. Recuperado de: <https://doi.org/10.1007/s11356-022-19103-3>
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28. Recuperado de: <http://www.jstor.org/stable/1811581>
- López Bellido, L. (2015). *Agricultura, cambio climático y secuestro de carbono*. Estados Unidos: Create Space Independent Publishing Platform.
- López Feldman, A. J., y Hernández Cortés, D. (2016). Cambio climático y agricultura: una revisión de la literatura con énfasis en América Latina. *El Trimestre Económico*, 83(332), 459-496. Recuperado de: <http://doi.org/10.20430/ete.v83i332.231>
- Madaleno, M., y Moutinho, V. (2021). Analysis of the new Kuznets relationship: Considering emissions of carbon, methanol, and nitrous oxide greenhouse gases—Evidence from EU countries. *International Journal Environmental Research Public Health*, 18(6), 1-23. Recuperado de: <http://doi.org/10.3390/ijerph18062907>
- Maeso Fernández, F., Osbat, C., y Schnatz, B. (2004). *Towards the Estimation of Equilibrium Exchange Rates for CEE Acceding Countries: Methodological Issues and a Panel Cointegration Perspective* (working paper series 253). Alemania: European Central Bank. Recuperado de: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.533022>
- Minzer, R., y Orozco, R. (2019). *Análisis estructural de la economía hondureña: el mercado laboral*. México: CEPAL.
- Muñoz, G., y Vázquez, L. (2013). Inventario de emisiones de gases de efecto invernadero del sector agropecuario en Baja California. *Sociedad y Ambiente*, 1(2), 98-116. Recuperado de: <http://doi.org/10.31840/sya.v0i2.17>
- Naveed, A., Ahmad, N., FathollahZadeh Aghdam, R., y Menegaki, R. N. (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. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.esr.2022.100946>

- Neagu, O. (2019). The link between economic complexity and carbon Emissions in the European Union countries: A model based on the environmental Kuznets curve (EKC) approach. *Sustainability*, 11(17), 1-27. Recuperado de: <https://doi.org/10.3390/su11174753>
- Newey, W. K., y West, K. D. (1994). Automatic lag selection in covariance matrix estimation. *Review of Economic Studies*, 61(4), 631-653. Recuperado de: <https://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. Recuperado de: <https://www.iies.uagrm.edu.bo/vol-6-no-3-2021-la-curva-ambiental-de-kuznets-sigue-siendo-valida-para-explicar-la-degradacion-una-revision-teorica/>
- Ostrom, E. (2015). *Comprender la diversidad institucional*. México: Fondo de Cultura Económica.
- Pedroni, P. (2001a). Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels. En B. Baltagi, T. Fomby y R. Carter (eds.), *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels* (pp. 93-130). Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15004-2](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15004-2)
- Pedroni, P. (2001b). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *The Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727-731. Recuperado de: <https://doi.org/10.1162/003465301753237803>
- 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(2), 429-451. Recuperado de: <https://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. Recuperado de: <https://doi.org/10.1177/1536867X0800800205>
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312. Recuperado de: <https://doi.org/10.1002/jae.951>
- Pesaran, M. H. (2014). Testing weak cross-sectional dependence in large panels. *Econometric Reviews*, 34(6-10), 1089-1117. Recuperado de: <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623>
- Pesaran, M. (2015). *Time Series and Panel Data Econometrics*. Nueva York: Oxford University Press.

- Pesaran, M. H., y Yamagata, T. (2008). Testing slope homogeneity in large panels. *Journal of Econometrics*, 142(1), 50-93. Recuperado de: <http://doi.org/10.1016/j.jeconom.2007.05.010>
- RATS (2022). RATS help facility, procedures. ESTIMA. Recuperado de: <https://estima.com/ratshelp/>
- Salahuddin, M., Gow, J., y Ozturk, I. (2015). Is the long-run relationship between economic growth, electricity consumption, carbon dioxide emissions and financial development in Gulf Cooperation Council Countries robust? *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 51, 317-326. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.rser.2015.06.005>
- Sánchez, L., y Caballero, K. (2019). La curva de Kuznets ambiental y su relación con el cambio climático en América Latina y el Caribe: un análisis de cointegración con panel, 1980-2015. *Revista de Economía del Rosario*, 22(1), 101-142. Recuperado de: <http://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/economia/a.7769>
- Sánchez, J., Solís, L., y Perrazo, M. (2018). Methane emissions, economic growth and agriculture: Evidence of environmental Kuznets curve for Argentina. *Innova*, 3(9), 157-171. Recuperado de: <http://doi.org/10.33890/innova.v3.n9.2018.645>
- Sapkota, P., y Bastola, U. (2017). Foreign direct investment, income, and environmental pollution in developing countries: Panel data analysis of Latin America. *Energy Economics*, 64, 206-212. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.04.001>
- Saynes, V., Etchevers, J., Paz, F., y Alvarado, L. (2016). Emisiones de gases de efecto invernadero en sistemas agrícolas de México. *Terra Latinoamericana*, 34(1). Recuperado de: <https://www.terralatinoamericana.org.mx/index.php/terra/article/view/78/84>
- Schwert, G. (1989). Tests for unit roots: A Monte Carlo investigation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 7(2), 147. Recuperado de: <https://doi.org/10.2307/1391432>
- Sencer Atasoy, B. (2017). Testing the environmental Kuznets curve hypothesis across the U. S.: Evidence from panel mean group estimators. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 77, 731-747. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.rser.2017.04.050>
- Skiba, U. M., y Rees, R. M. (2014). Nitrous oxide, climate change and agriculture. *CABI Reviews*, 9. Recuperado de: <https://doi.org/10.1079/PAVSNNR20149010>

- Sosa, P. V., y Navarro, D. M. (2020). Crecimiento, complejidad económica y emisiones de CO₂: un análisis para Colombia. *CIFE*, 22(37), 21-41. Recuperado de: <http://doi.org/10.15332/22484914/6039>
- Stata (2022). *Stata Longitudinal Panel Data. Reference Manual Release 17*. Estados Unidos: Stata Press.
- Taboada, M., Cosentino, V., y Costantini, A. (2018). Emisiones de óxido nítrico desde suelos agrícolas y alternativas para mitigarlas. *Ciencia e Investigación*, 68(5), 41-45. Recuperado de: <http://hdl.handle.net/20.500.12123/4386>
- Tenaw, D., y Hawitibo, A. (2021). Carbon decoupling and economic growth in Africa: Evidence from production and consumption-based carbon emissions. *Resources, Environment and Sustainability*, 6, 1-10. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.resenv.2021.100040>
- Wacker, K. (2011). *The Impact of Foreign Direct Investment on Developing Countries' Terms of Trade* (WIDER working paper, 2011/06). Helsinki: UNU-WIDER. Recuperado de: <https://www.econstor.eu/bitstream/10419/54139/1/645268208.pdf>
- Wang, Q., Yang, T., y Li, R. (2023). Does income inequality reshape the environmental Kuznets curve (EKC) hypothesis? A nonlinear panel data analysis. *Environmental Research*, 216(2), 1-13. Recuperado de: <https://doi.org/10.1016/j.envres.2022.114575>
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709-747. Recuperado de: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2007.00477.x>
- Westerlund, J., y Breitung, J. (2013). Lessons from a decade of IPS and LLC. *Econometric Reviews*, 32(5-6), 547-591. Recuperado de: <https://doi.org/10.1080/07474938.2013.741023>
- Zilio, M. I. (2012). Curva de Kuznets ambiental: la validez de sus fundamentos en países en desarrollo. *Cuadernos de Economía*, 35(97), 43-54. Recuperado de: [https://doi.org/10.1016/S0210-0266\(12\)70022-5](https://doi.org/10.1016/S0210-0266(12)70022-5)
- Zilio, M., y Caraballo, M. 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. Recuperado de: <https://doi.org/10.20430/ete.v81i321.114>