

Crecimiento económico y degradación ambiental en países de ingreso medio alto

Francisco Venegas-Martínez*

Carolina Carbajal De-Nova**

Recibido: 16 de diciembre del 2024/Aceptado: 25 de noviembre del 2025

Resumen

Objetivo: Esta investigación analiza el crecimiento económico y degradación ambiental en países de ingreso medio alto utilizando un modelo de datos panel para explorar la heterogeneidad entre ellos. **Metodología:** se utiliza una especificación econométrica de panel para analizar la heterogeneidad entre crecimiento económico y medio ambiente en una muestra de países de ingreso medio alto: Argentina, Brasil, China, Guatemala, México, Perú, Tailandia, con efectos individuos fijos y aleatorios. **Datos:** se emplean indicadores mundiales de desarrollo anuales del Banco Mundial sobre las emisiones de bióxido de carbono per cápita (CO₂pc) y el producto interno bruto per cápita (PIBpc) para el periodo de 1990 a 2020. **Resultados:** los resultados empíricos muestran tanto para México, como para el resto de los seis países, bajo estudio la ausencia de una Curva Ambiental de Kuznets (CAK) en el periodo analizado.

Palabras clave: crecimiento económico, Curva Ambiental de Kuznets, degradación ambiental, modelo panel.

JEL classification: F43, F46, C50.

* Profesor-investigador en la Escuela Superior de Economía del Instituto Politécnico Nacional. Miembro del SNI Emérito con Nivel III. <fvenegas1111@yahoo.com.mx>.

** Profesora-investigadora en la Universidad Autónoma Metropolitana, Unidad Iztapalapa. Miembro del SNI con Nivel I. <enova@xanum.uam.mx>.

Economic growth and environmental degradation in upper middle income countries

Abstract

Objective: This research analyzes economic growth and environmental degradation in upper-middle-income countries using a panel data model to explore heterogeneity between them. **Methodology:** A panel econometric specification is used to analyze the heterogeneity between economic growth and environment degradation in a sample of upper middle-income countries: Argentina, Brazil, China, Guatemala, Mexico, Peru, Thailand, with fixed and random individual effects. **Data:** Annual global development indicators from the World Bank on carbon dioxide emissions per capita (CO₂pc) and gross domestic product per capita (GDPpc) for the period 1990 to 2020 are used. **Results:** Empirical results show for both Mexico and the rest of the six countries under study, the absence of an Environmental Kuznets Curve (CAK) in the period analyzed.

Keywords: economic growth, environmental Kuznets curve, environmental degradation, panel model.

JEL classification: F43, F46, C50.

1. Introducción

En la producción industrial en las últimas décadas se ha notado un aumento en el crecimiento económico. Sin embargo, los procesos industriales existentes generan diversos contaminantes, incluidos entre ellos el gas bióxido de carbono (CO₂). El CO₂ se produce y libera a la atmósfera cuando se queman combustibles fósiles destinados a la producción industrial. Esta producción industrial dependiente de combustibles fósiles ha causado contaminación ambiental atmosférica, e incluso se cree que ella ha coadyugado al efecto invernadero y a la elevación de la temperatura a nivel global.

En la actualidad, existen muchos problemas medioambientales detectados como son la pérdida de biodiversidad, la acidificación de los océanos, la contaminación de los ríos y los mares, la desertificación, imputados al crecimiento de las emisiones de CO₂, óxido nítrico y metano, etc. Estos problemas medioambientales han sido tema central de varias cumbres mundiales, donde se busca alguna solución. La disminución de los efectos del cambio

climático se ha convertido en un asunto tan importante que la Organización de las Naciones Unidas (ONU, 2015) creó los Objetivos del Desarrollo Sustentable (ODS). Estos objetivos fijan metas para reducir la contaminación y, así, favorecer la vida en el planeta.

El objetivo de esta investigación consiste en determinar cuantitativamente la relación entre el crecimiento económico y la degradación ambiental utilizando un modelo de datos panel para México y seis países de ingreso medio alto en el periodo anual 1990-2020. De acuerdo con el Banco Mundial (2019), los países considerados como de ingreso medio alto son los que se encuentran dentro del intervalo de 3,996 a 12,375 dólares per cápita al año. Justificamos la selección de estos países, debido a la disponibilidad de la base de datos del Banco Mundial “*World Development Indicators*”, y a que dentro de ellos se encuentra México. El interés central es investigar este grupo en cuanto a su evolución con respecto al objetivo de este trabajo, y entender la dinámica presentada en México en específico. México representa un especial interés para los autores, ya que es el país donde actualmente llevan a cabo investigación y docencia.

La teoría que apoya la existencia de una relación entre el crecimiento económico y la degradación medioambiental es la Curva Ambiental de Kuznets (CAK) (Kuznets, 1955). Teóricamente la CAK podría describir la relación entre el crecimiento económico y el CO₂ per cápita (CO₂pc) emitido por un país o región. Visualmente, esta relación presenta la forma de una “U” invertida.

Esta investigación contribuye a la literatura actual relacionada con CAK de la siguiente manera: *a)* compara el desempeño de México con el resto de seis países que conforman el grupo de ingresos medios altos analizados, *b)* el panel considera efectos fijos y aleatorios proporcionando estimadores sin correlación con el tiempo.

Este trabajo se encuentra organizado de la siguiente manera: la sección 2 proporciona una breve revisión de la literatura; la sección 3 examina las estadísticas descriptivas y la dinámica de las variables consideradas para este estudio como son el crecimiento económico (la tasa de crecimiento del PIBpc) y la degradación medioambiental (CO₂pc); la sección 4 plantea la especificación del modelo de datos panel; la sección 5 presenta y analiza los resultados empíricos; finalmente, la sección 6 ofrece las conclusiones.

2. Breve revisión de la literatura sobre la CAK

La idea seminal de la CAK se encuentra en Kuznets (1955), la cual considera que la CAK podría explicar la relación entre crecimiento económico

y la calidad ambiental. Visualmente esta relación es representada en forma de una “U” invertida. Teóricamente se considera que el primer tramo de esta “U” invertida, es decir, la parte ascendente los países contaminan mucho, debido a la quema de combustibles fósiles. En la cima de la “U” invertida se encuentra un punto de inflexión, donde teóricamente los países pasan de usar una tecnología basada en la quema de combustibles fósiles al uso de tecnologías limpias que esencialmente disminuyen la emisión de gases contaminantes. Algunos autores han llamado a este punto de inflexión como la transición energética, por ejemplo, Yang *et al.* (2024), Heffron (2022), y Lowitzsch (2019). Una vez alcanzada la cima de la “U” invertida, los países comienzan la fase descentente de esta “U” invertida contaminando menos al usar tecnologías limpias, a la vez que experimentan un mayor crecimiento económico; aquí se considera que en el eje de las abscisas se encuentra el ingreso, y en el de las ordenadas el bióxido de carbono. Como se señala en Ruiz-Alemán *et al.* (2023) la literatura sobre la CAK tiene dos avenidas principales que se distinguen entre aceptar y rechazar su existencia. La primera de ellas no encuentra evidencia de una CAK, y la segunda sí encuentra una CAK. En el siguiente cuadro se hace una síntesis de esta literatura que no pretende ser exhaustiva.

Cuadro 1. Síntesis de la literatura sobre CAK

| Primera avenida ¿Existe CAK? | | Segunda avenida ¿Existe CAK? | |
|---------------------------------|----|--|----|
| Bhattacharyya y Ghoshal (2010) | No | Grossman y Krueger (1991) | Si |
| Dasgupta <i>et al.</i> (2002) | No | Beyene y Kotosz (2020) | Si |
| Ansari <i>et al.</i> (2020) | No | Apergis y Ozturk (2015) | Si |
| Soytas <i>et al.</i> (2007) | No | Jebli <i>et al.</i> (2016) | Si |
| Roca y Padilla (2003) | No | Valencia-Herrera <i>et al.</i> (2020) | Si |
| Kumar-Kar (2022) | No | Santillán-Salgado <i>et al.</i> (2020) | Si |
| Desteky Sinha (2020) | No | Salazar-Núñez <i>et al.</i> (2020) | Si |
| Baek (2015) | No | Salazar-Núñez <i>et al.</i> (2022) | Si |
| Saidi y Mbarek (2017) | No | Mendoza-Rivera <i>et al.</i> (2023) | Si |
| Frodyma <i>et al.</i> (2022) | No | Konya (2022) | Si |
| Grossman y Krueger (1994, 1996) | No | Suki <i>et al.</i> (2020) | Si |
| Stern <i>et al.</i> (1996) | No | Maneejuk <i>et al.</i> (2020) | Si |
| Arrow <i>et al.</i> (1996) | No | Freire <i>et al.</i> (2023) | Si |
| Stern (1998, 2001, 2018) | No | | |
| Stern <i>et al.</i> (1998) | No | | |
| Stern y Common (2001) | No | | |
| Perman y Stem (2003) | No | | |

Fuente: con base en Ruiz-Alemán *et al.* (2023).

De igual manera, Dinda (2004) realiza una revisión exhaustiva de la literatura sobre la existencia de la CAK. Este autor encuentra que no hay consenso sobre el nivel de ingresos que debería alcanzar el punto máximo de una “U” invertida. Por este motivo, señala dicho autor que la evidencia en la literatura es mixta, en cuanto a la existencia de una CAK. Los autores de la primera avenida en el cuadro 1 señalan que errores del mercado o errores de medición son los principales factores que inhabilitan la observación de una CAK de manera empírica. Por ejemplo, en la investigación de Stern (1998) se reporta la existencia de un CAK para muestras pequeñas entre crecimiento y contaminantes de aire como partículas en suspensión y bióxido de azufre. En este sentido, para el caso de México, Grossman y Krueger (1991) sugieren la existencia de un CAK para los contaminantes del aire mexicano (partículas en suspensión) en la frontera entre México y los Estados Unidos. El trabajo realizado por estos autores fue conducido por la Secretaría de Medio Ambiente de México, dentro de un marco de desregulación de las restricciones a la inversión extranjera directa involucrada en las negociaciones del Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN).

3. Naturaleza de los datos

3.1 Estadística descriptiva

Las estadísticas descriptivas que se presentan a continuación en el cuadro 2, son la media, la desviación estándar, el coeficiente de variación y la curtosis para el PIBpc y CO2pc para siete países clasificados con ingresos medios altos.

Cuadro 2. Estadísticas resumidas. Países de ingresos medio alto, 1990-2020, observaciones anuales

| | Promedio (desviación estándar) | Coefficiente de variación (curtosis) |
|-----------|--------------------------------------|---|
| PIBpc | | |
| Argentina | 413 (2,173) | 5.26 (28.54) |
| Brasil | 268 (1,410) | 5.25 (28.26) |
| China | 158 (1,001) | 6.31 (62.90) |
| Guatemala | 122 (643) | 5.24 (28.01) |
| México | 334 (1,745) | 5.21 (26.56) |
| Perú | 155 (847) | 5.45 (36.32) |
| Tailandia | 159 (854) | 5.36 (32.75) |
| CO2pc | | |
| Argentina | 0.13 (0.69) | 5.23 (27.36) |
| Brasil | 0.06 (0.34) | 5.28 (29.47) |
| China | 0.16 (0.95) | 5.74 (43.80) |
| Guatemala | 0.02 (0.15) | 5.34 (31.53) |
| México | 0.13 (0.70) | 5.21 (26.69) |
| Perú | 0.04 (0.24) | 5.35 (32.83) |
| Tailandia | 0.11 (0.58) | 5.31 (29.90) |

Nota: el PIBpc se encuentra medido en dólares constantes de 2015, el CO2pc se encuentra medido en toneladas métricas.

Fuente: Banco Mundial, base de datos World Development Indicators y Stata 18 MP.

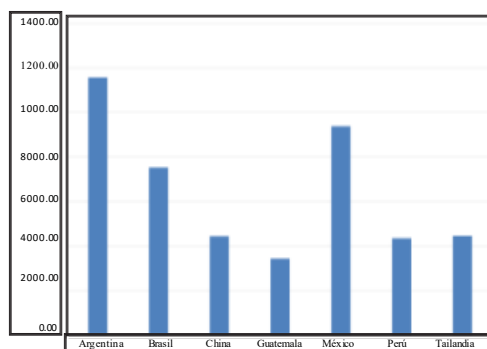
El PIBpc para México es de 334 dólares constantes de 2015, ubicándose como el segundo país más rico en su grupo después de Argentina. La desviación estándar de México es 1,745. Por su parte, los valores correspondientes al coeficiente de variación es 5.21, y la curtosis de 26.56. En el cuadro 2 se

observa que en cada país el coeficiente de variación es para todos ellos cercanos al valor 5. Esto indica normalidad en la variabilidad del PIBpc y CO2pc dentro de cada país. Las emisiones del CO2pc correspondientes a México se encuentra después de China, con un valor promedio de 0.13 toneladas métricas anuales. Con respecto a la curtosis de México se reporta un valor de 26.69, la más pequeña dentro de su grupo de nivel de ingresos medios altos. Esto indica que la dispersión de los valores se acerca a la media y que muy probablemente el aumento de contaminación en este país se este llevando a cabo en los años recientes, pues no ha habido oportunidad de que los datos se dispersen. La desviación estándar para México no es de las más bajas reportadas, pues es de 0.70 siguiendo a China quien reporta un valor de 0.95. Este estadístico indica que los niveles de contaminación han empezado a crecer dinámicamente, durante el periodo analizado. Todos los estadísticos para el CO2pc de México indican un dinamismo creciente en su emisión.

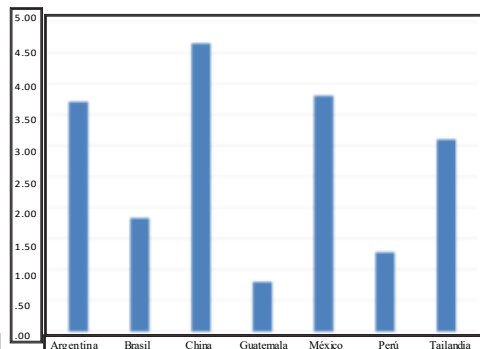
3.2 Análisis gráfico

A continuación se muestran las Gráficas 1-6 generadas con datos anuales de PIBpc y CO2pc para el periodo de 1990 a 2020. Estas gráficas ayudan a visualizar el desempeño de la muestra a lo largo del tiempo.

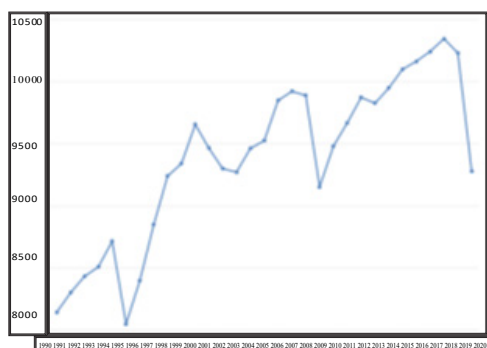
Gráfica 1



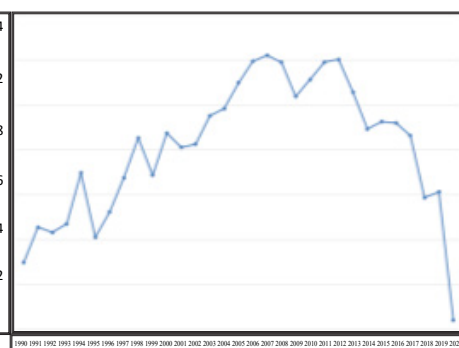
Gráfica 2



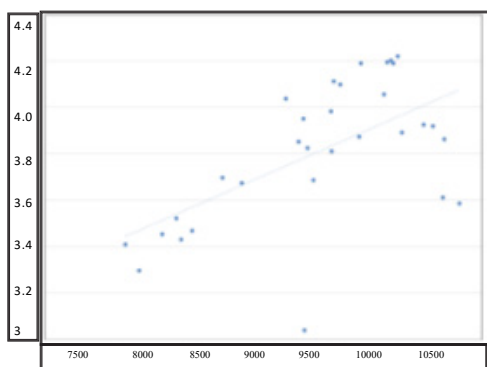
Gráfica 3



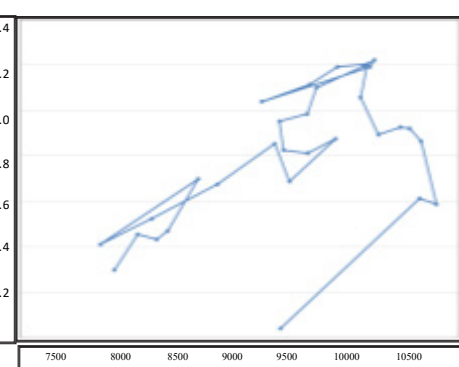
Gráfica 4



Gráfica 5



Gráfica 6



Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial y utilizando Stata 18 MP.

La gráfica 1 muestra el promedio del PIBpc en dólares constantes de 2015. México se encuentra en segundo lugar en cuanto PIBpc con cerca de 9,000 dólares constantes de 2005. Este resultado concuerda con los del cuadro

2, donde el país más rico es Argentina con cerca de 12,000 dólares constantes de 2005, y el país de menores ingresos es Guatemala con cerca de 4,000 dólares constantes de 2005. La gráfica 2 muestra el promedio del CO₂pc per cápita en toneladas métricas para cada uno de los países de la muestra. Se observa que México reporta un promedio de 3.81 toneladas métricas, en segundo lugar después de China. De esta manera se muestra que dentro de los países con ingreso medio alto, México ha sido el segundo más dinámico en cuanto a la contaminación, así como en el promedio del PIBpc reportado en la gráfica 1. China es el país que contamina más en términos de CO₂pc con 4.66 toneladas métricas. Mientras, el país que menos contamina es Guatemala con cerca de 0.80 toneladas métricas. En la gráfica 3 se presenta el PIBpc en dólares constantes de 2015 para México, en ella se muestra que México sigue un ciclo económico con valles a finales de 1994 y principios de 1995. Este valle representa una crisis devaluatoria denominada “efecto tequila.” En el 2009 la gran crisis financiera mundial alcanza a México haciendo que su actividad económica entre en recesión. Para 2020 se observa un declive económico asociado con la pandemia de la Covid-19. Siguiendo a cada crisis se puede observar la recuperación correspondiente. En la gráfica 4 se presenta el CO₂pc para México, éste sigue al ingreso (véase gráfica 3). El ciclo económico se reproduce en la evolución del CO₂pc, con valles a finales de 1994 y a principios de 1995 relacionada con la crisis económica denominada “efecto tequila.” En el 2009 la gran crisis financiera mundial alcanza a México también con un valle. Para 2020 se observa un declive en la producción de CO₂pc asociada con la pandemia de la Covid-19 y al cierre temporal de actividades no esenciales. La máxima contaminación se observa en el 2007 con un valor de 4.22, justo antes de la gran crisis financiera. La gráfica 5 presenta el PIBpc versus CO₂pc para México. La gráfica 5 muestra la dispersión para México del PIBpc en el eje de las abscisas, y al CO₂pc en el eje de las ordenadas. También, se presenta la línea de regresión ajustada a los valores medios de los datos. La pendiente de la línea de regresión es positiva indicando que a mayores niveles de ingreso existen mayores niveles de contaminación. Esta relación monótonica fue advertida en la gráfica 4. En la gráfica 6 se muestra el PIBpc versus CO₂pc para México, que corresponde al mismo gráfico de dispersión de la gráfica 5, pero ahora conectado con una línea que presenta en orden cronológico los datos. La línea que conecta los datos empieza en 1990 con unas coordenadas cercanas a (8,200, 3.3), y termina en 2020 con coordenadas de (9,279, 3.04).

4. Modelo de datos panel

Siguiendo a Ruiz-Alemán *et al* (2023), un modelo panel permite analizar empíricamente si existe una CAK para los siete países de ingreso medio alto durante el período de 1990-2020, así como de manera individual. El modelo de panel incluye un término cuadrático para tener en cuenta la curvatura esperada de una “U” invertida en la CAK.

$$CO2pc_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it} PIBpc_{it} + \beta_{2it} PIBpc_{it}^2 + u_{it} \quad (1)$$

donde $CO2pc_{it}$ representa las emisiones de bióxido de carbono per cápita en toneladas métricas, $PIBpc_{it}$ representa el producto interno bruto per cápita en dólares de Estados Unidos 2015=100, donde i representa siete países de ingresos medios altos ($i=1$ para Argentina, $i=2$ para Brasil, $i=3$ para China, $i=4$ para Guatemala, $i=5$ para México, $i=6$ para Perú, $i=7$ para Tailandia), en el momento t ($t=1990, \dots, 2020$), $PIBpc_{it}^2$ representa el producto interno bruto per cápita al cuadrado para cada individuo i en el momento t , β_{0it} es el estimador de la intersección para el individuo i y el tiempo t , β_{1it} es el estimador de pendiente para el individuo i y el tiempo t , β_{2it} es el estimador del término cuadrático para el individuo i y el tiempo t , u_{it} es el término de error para el individuo i y el tiempo t .

4.1. Especificación cuadrática

La especificación cuadrática de la ecuación (1) se plantea estimar, en primer lugar, sin efectos. Posteriormente, la ecuación (1) se estima para efectos fijos y aleatorios para unidades. El método de estimación es el de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO). Las hipótesis sobre los signos de los estimadores de la ecuación (1) se presentan a continuación. En las siguientes hipótesis, los subíndices del estimador para las dimensiones de panel i y t se escriben si sus efectos están bajo análisis. Si no se encuentran escritos se supone que no cambian.

4.1.1. Especificación cuadrática: hipótesis 1, sin efectos $\beta_0=0$, $\beta_1=0$, and $\beta_2=0$

Si la hipótesis nula es $\beta_1 < 0$ y $\beta_2 = 0$, expresaría una relación creciente entre $CO2pc$ y $PIBpc$, en la que altos niveles de ingreso estarían asociados con altos niveles de emisiones de bióxido de carbono. La hipótesis alternativa $\beta_1 \neq 0$ y $\beta_2 \neq 0$.

Si la hipótesis nula es $\beta_1 > 0$ y $\beta_2 = 0$ expresaría una relación decreciente entre CO_2pc y PIB_{pc} , en la que bajos niveles de ingreso se asocian con bajos niveles de emisión de bióxido de carbono. La hipótesis alternativa viene dada por $\beta_1 \neq 0$ y $\beta_2 \neq 0$. Finalmente, si la hipótesis nula es $\beta_1 > 0$ y $\beta_2 < 0$, expresaría un cambio de pendiente en la CAK. Este caso representaría altos niveles de ingresos asociados con niveles decrecientes de contaminación. La hipótesis alternativa es $\beta_1 \neq 0$ y $\beta_2 \neq 0$, entonces se confirmaría la hipótesis de CAK. Si los subíndices i y t no se anotan se supone que no presentan ningún tipo de efectos, es decir, no cambia con país analizado.

4.1.2. Especificación cuadrática: hipótesis 2, efectos fijos individuos $\beta_{0i} = 0$

Si la hipótesis nula es $\beta_{0i} = 0$ expresaría que todos los grupos de ingresos tienen el mismo intercepto. La hipótesis alternativa es $\beta_{0i} \neq 0$ que implica que cada grupo de ingresos tiene un intercepto diferente. Los efectos fijos para los individuos en la ecuación (1) permiten investigar la variación del intercepto entre países. Observe que el subíndice t no se anota ya que no hay efectos tiempo.

4.1.3. Especificación cuadrática: hipótesis 3, efectos aleatorios para individuos

$$\beta_{1i} = 0 \text{ y } \beta_{2i} = 0$$

Si la hipótesis nula viene dada por $\beta_{1i} = 0$ entonces todos los países tienen la misma pendiente. La hipótesis alternativa es $\beta_{1i} \neq 0$ que implica que cada país tiene una pendiente diferente. Los efectos aleatorios para los individuos en la ecuación (1) permiten investigar la variación de la pendiente entre países. Observe que el subíndice t no se anota en este caso, ya que considera que no hay cambios debido al tiempo.

5. Resultados empíricos

5.1. Prueba de raíz unitaria panel

La estacionariedad del panel se investiga mediante varias pruebas. Los resultados de estas pruebas para $\log\text{GDPpc}$ y $\log\text{CO}_2\text{pc}$ para los datos panel se presentan a continuación en los cuadros 3 y 4, respectivamente.

Cuadro 3. Pruebas de raíces unitarias de Levin-Lin-Chu (LLC), Harris-Tzavalis (HT), Breitung (BR), Im-Pesaran-Shin (IPS) y Dickey-Fuller aumentada (FDF) tipo Fisher, para logPIBpc de la muestra, 1990-2020, observaciones anuales.

| Prueba | ¿Es el panel estacionario? | Rezago | Estadístico | Valor p | Opciones |
|------------------|----------------------------|--------|-------------|---------|----------|
| LLC | Inconcluso ^a | 1 | -0.5784 | 0.2815 | A |
| | | | -0.4195 | 0.3374 | B |
| | | | 0.6132 | 0.7301 | C |
| | | | n.a | n.a | D |
| HT | Si ^b | 1 | 0.9486 | -1.4868 | E |
| | | | 1.0002 | 0.0547 | C |
| | | | 0.0000 | 0.0000 | D |
| | | | 0.9539 | 0.0000 | E |
| BR | Si ^c | 1 | -1.6730 | 0.0472 | B |
| | | | 0.7192 | 0.7640 | C |
| | | | n.a | n.a | D |
| | | | -1.9546 | 0.0253 | F |
| | | | -1.4383 | 0.0752 | G |
| IPS | Si ^d | 1 | -2.2375 | 0.0126 | E |
| | | | n.a | n.a | D |
| FDF ^f | Inconcluso ^e | 1 | 0.5288 | 0.2985 | B |
| | | | -2.0000 | 0.9772 | D |

Notas: A: sin opciones, B: incluir tendencia temporal, C: suprimir promedios específicos al panel, D: restar promedios de sección cruzada, E: realizar ajustes de muestra pequeña a T, F: permitir dependencia de sección cruzada, G: especificar estructura de rezagos para prewhitening (1 rezago), H: incluir término de deriva, n.a.: no disponible, ^a *t* de Student ajustada, ^b estadístico rho (ρ), ^c lambda (λ), ^d Z-*t*-TILDE-bar, ^e Chi-cuadrado inverso ($1/\chi^2$), ^f Realizar la prueba de Phillips-Perron de raíz unitaria para cada panel. Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial y utilizando Stata 18 MP.

Cuadro 4. Pruebas de raíces unitarias de Levin-Lin-Chu (LLC), Harris-Tzavalis (HT), Breitung (BR), Im-Pesaran-Shin (IPS) y Dickey-Fuller aumentada (FDF) tipo Fisher para $\log\text{CO2pc}$, 1990-2020, observaciones anuales.

| Prueba | ¿Es el panel estacionario? | Rezago | Estadístico | Valor p | Opciones |
|------------------|----------------------------|--------|-------------|---------|----------|
| LLC | Inconcluso ^a | 1 | -0.5784 | 0.2815 | A |
| | | | -0.4195 | 0.3374 | B |
| | | | 0.6132 | 0.7301 | C |
| | | | n.a | n.a | D |
| HT | Si ^b | 1 | 0.9486 | -1.4868 | E |
| | | | 1.0002 | 0.0547 | C |
| | | | 0.0000 | 0.0000 | D |
| | | | 0.9539 | 0.0000 | E |
| BR | Si ^c | 1 | -1.6730 | 0.0472 | B |
| | | | 0.7192 | 0.7640 | C |
| | | | n.a | n.a | D |
| | | | -1.9546 | 0.0253 | F |
| | | | -1.4383 | 0.0752 | G |
| IPS | Si ^d | 1 | -2.2375 | 0.0126 | E |
| | | | n.a | n.a | D |
| FDF ^f | Inconcluso ^e | 1 | 0.5288 | 0.2985 | B |
| | | | -2.0000 | 0.9772 | D |

Notas: A: sin opciones, B: incluir tendencia temporal, C: suprimir promedios específicos al panel, D: restar promedios de sección cruzada, E: realizar ajustes de muestra pequeña a T, F: permitir dependencia de sección cruzada, G: especificar estructura de rezagos para prewhitening (1 rezago), H: incluir término de deriva, n.a.: no disponible, ^a *t* de Student ajustada, ^b estadístico rho (ρ), ^c lambda (λ), ^d *Z-t*-TILDE-bar, ^e Chi-cuadrado inverso ($1/\chi^2$), ^f Realizar la prueba de Phillips-Perron de raíz unitaria para cada panel. Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial y utilizando Stata 18 MP.

Las pruebas de raíz unitaria HT, BR y IPS para $\log\text{GDPpc}$ en los Cuadros 3 y 4 informan la presencia de paneles estacionarios. Mientras, las pruebas LLC y FDF son inconclusas con un rezago. Las hipótesis de las pruebas son las siguientes: la hipótesis nula es que el panel contiene raíz unitaria y la alternativa es que el panel es estacionario. Se concluye de los resultados de

la prueba reportados en los cuadros 3 y 4 que los paneles para $\log GDP_{pc}$ y $\log CO2_{pc}$ son estacionarios, ya que de las 5 pruebas realizadas 3 de ellas confirman esta hipótesis.

5.2 Prueba de raíz unitaria para cada país

A continuación se presentan los resultados de las pruebas de raíces unitarias para $\log PIB_{pc}$ y $\log CO2_{pc}$ de cada uno de los siete países en la muestra, en los cuadros 5 y 6, respectivamente.

Cuadro 5. Pruebas de raíces unitarias de Phillips Perron para $\log PIB_{pc}$, para cada uno de los siete países en la muestra, 1990-2020, observaciones anuales

| Prueba | ¿Es la serie temporal estacionaria? | Rezago ^b | Estadístico | Valor p | Opciones |
|-----------|-------------------------------------|---------------------|-------------|---------|----------|
| Argentina | Si | 6 | -3.939 | 0.0018 | A |
| | | | -3.999 | 0.0088 | B |
| Brasil | Si | 6 | -3.989 | 0.0015 | A |
| | | | -4.033 | 0.0079 | B |
| China | Si | 6 | -5.634 | 0.0000 | A |
| | | | -5.658 | 0.0000 | B |
| Guatemala | Si | 6 | -4.111 | 0.0009 | A |
| | | | -4.131 | 0.0057 | B |
| México | Si | 6 | -3.912 | 0.0019 | A |
| | | | -3.923 | 0.0113 | B |
| Perú | Si | 6 | -4.422 | 0.0003 | A |
| | | | -4.424 | 0.0020 | B |
| Tailandia | Si | 6 | -4.299 | 0.0004 | A |
| | | | -4.297 | 0.0032 | B |

Notas: A: suprimir el término constante en la regresión, H_0 : caminata aleatoria sin deriva, B: incluir término de tendencia en la regresión, Ha: caminata aleatoria con o sin deriva, a Valor p aproximado de MacKinnon $Z(t)$, ^b rezagos Newey-West.

Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial con Stata 18 MP.

Cuadro 6. Pruebas de raíces unitarias de Phillips Perron para el $\log CO_2pc$, para cada uno de los siete países en la muestra, 1990-2020, observaciones anuales

| Prueba | ¿Es la serie temporal estacionaria? | Rezago ^b | Estadístico | Valor p | Opciones |
|-----------|-------------------------------------|---------------------|-------------|---------|----------|
| Argentina | Si | 6 | -3.939 | 0.0018 | A |
| | | | -3.999 | 0.0088 | B |
| Brasil | Si | 6 | -3.989 | 0.0015 | A |
| | | | -4.033 | 0.0079 | B |
| China | Si | 6 | -5.634 | 0.0000 | A |
| | | | -5.658 | 0.0000 | B |
| Guatemala | Si | 6 | -4.111 | 0.0009 | A |
| | | | -4.131 | 0.0057 | B |
| México | Si | 6 | -3.912 | 0.0019 | A |
| | | | -3.923 | 0.0113 | B |
| Perú | Si | 6 | -4.422 | 0.0003 | A |
| | | | -4.424 | 0.0020 | B |
| Tailandia | Si | 6 | -4.299 | 0.0004 | A |
| | | | -4.297 | 0.0032 | B |

Notas: A: suprimir el término constante en la regresión, H_0 : caminata aleatoria sin deriva, B: incluir término de tendencia en la regresión, H_0 : caminata aleatoria con o sin deriva, a Valor p aproximado de MacKinnon $Z(t)$, ^b rezagos Newey-West.

Fuente: elaboración propia con datos del Banco Mundial y utilizando Stata 18 MP.

En los cuadros 5 y 6 se puede observar que las series temporales para México y el resto de seis países de ingresos medios altos son estacionarios. Este resultado se deduce del valor p , el cual es significativo al 99%, tanto para el PIBpc como para el CO₂pc.

5.3. Resultados de la especificación cuadrática

En el cuadro 7 se reportan los resultados obtenidos de la estimación de la ecuación (1) para los datos en panel. La variable $PIBpc_{it}^2$ presenta un problema de colinealidad perfecta con la variable $PIBpc_{it}$. Debido a este problema de multicolinealidad no es posible estimar la regresión con los paquetes econométricos disponibles, por tanto, es necesario eliminar una de las variables, ya sea el $PIBpc_{it}^2$ o el $PIBpc_{it}$.

La ecuación (1) es:

$$CO2pc_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it}PIBpc_{it} + \beta_{2it}PIBpc_{it}^2 + u_{it} \quad (1)$$

El método de estimación utilizado es *Ordinary Least Squares* (OLS) el cual se utiliza para modelos lineales. Utilizando la forma funcional *log-log*, se obtiene:

$$\log CO2pc_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it}\log PIBpc_{it} + \beta_{2it}2\log PIBpc_{it} + u_{it} \quad (2)$$

Por tanto, el problema de multicolinealidad o colinealidad perfecta se encuentra presente en la ecuación anterior. Se procede a estimar las ecuaciones 3 y 4:

$$\log CO2pc_{it} = \beta_{0it} + \beta_{1it}\log PIBpc_{it} + u_{it} \quad (3)$$

$$\log CO2pc_{it} = \beta_{0it} + \beta_{2it}2\log PIBpc_{it} + u_{it} \quad (4)$$

Con base en los resultados anteriores se procede a discriminar entre estas dos ecuaciones. El criterio de eliminación de variables se basó en el mejor ajuste para la ecuación (1), ya sea usando $PIBpc_{it}^2$ o $PIBpc_{it}$. Se usan los estadísticos globales de la regresión, como son la suma de los errores al cuadrado (SEC) y R_{ajt}^2 (R cuadrada ajustada). Una vez aplicado este criterio, se encuentra que la variable $PIBpc_{it}$ proporciona el mejor ajuste para la ecuación (1).

La eliminación del PIB per cápita al cuadrado evita el problema de colinealidad perfecta detectado previamente. La verificación de un cambio de pendiente (que indicaría el punto más alto de la "U" invertida) de positivo a negativo, como un elemento fundamental de la hipótesis de la Curva Ambiental de *Kuznets* no es viable. Para proceder con el análisis se considera estudiar la relación existente entre el CO2 y el PIB per cápita. El modelo de la ecuación (1) y las hipótesis formuladas en las subsecciones 4.1.1 (sin efectos), 4.1.2 (efectos fijos individuos), y 4.1.3 (efectos aleatorios individuos) se mantienen, pero ahora sin la presencia del estimador β_2 .

Cuadro 7. Resultados de las estimaciones de la ecuación (1). 1990-2020, observaciones anuales. Forma funcional doble logarítmica (*log-log*) (estadística *t*)

| Variable independiente | Variable dependiente CO2 _{pc} | | |
|-------------------------|--|--------------------------|--------------------------|
| | Sin efectos | Efectos fijos individuos | Efectos fijos Aleatorios |
| <i>PIB_{pc}</i> | 0.63 (9.85)*** | 0.71 (35.11)*** | |
| Argentina | | | 0.64 (32.01)*** |
| Brasil | | | 0.59 (28.22)*** |
| China | | | 0.75 (32.85)*** |
| Guatemala | | | 0.54 (23.74)*** |
| México | | | 0.66 (32.16)*** |
| Perú | | | 0.59 (26.26)*** |
| Tailandia | | | 0.69 (30.98)*** |
| Constante | -4.39 (-7.32)*** | | -4.00 (-21.48)*** |
| Argentina | | -5.20 (-25.26)*** | |
| Brasil | | -5.60 (-28.44)*** | |
| China | | -4.22 (-23.28)*** | |
| Guatemala | | -5.88 (-32.48)*** | |
| México | | -5.02 (-24.92)*** | |
| Perú | | -5.56 (-30.02)*** | |
| Tailandia | | -4.70 (-25.27)*** | |
| CIA | 353.57 | -368.52 | -324.71 |
| CIS | 360.33 | -341.48 | -297.67 |
| RECM | 0.54 | 0.10 | 0.11 |
| n | 217 | 217 | 217 |

Nota: *** significativo al 99%, *n* es el número de observaciones. CIA: Criterio de Información de *Akaike*, CIS: Criterio de Información de *Schwarz*, Raíz del Error Cuadrático Medio, *n* es el número de observaciones. La escala de las variables es logarítmica, lo que permite leer a los estimadores como coeficientes de elasticidad. Fuente: elaboración propia con base en datos del Banco Mundial y Stata 18 MP.

Nosotros los autores en nuestro quehacer en la investigación econométrica consideramos que las pruebas de raíz unitaria de panel a cada una de sus variables indicando estacionariedad, y los resultados significativos al 99%

de los estimadores del modelo estimado (ecuación (1) sin el PIB per cápita al cuadrado) representan sustento suficiente de una correcta especificación del modelo panel, y de sus pruebas de hipótesis.

En los modelos panel es usual, siguiendo a uno de sus pioneros Grunfeld (1958) explorar las dimensiones del panel: sin variaciones en i y t (sin efectos), con variaciones en i (individuos), con variaciones en t (tiempo) en regresiones separadas, y comparar sus resultados para determinar cual de ellos expresa de forma más eficiente la heterogeneidad del panel. A este obedece el arreglo del cuadro 7. El legado de Grunfeld se expresa en múltiples autores como Vinod y Ullah (1981), Baltagi (2005), Hsiao (2014) entre otros. La programación de las regresiones de panel en los paquetes econométricos (*R*, *Python*, *Stata EViews*, etc) también siguen esta tradición.

5.3.1 Datos panel sin efectos panel

A continuación, se describen los estimadores correspondientes a la ecuación (1) sin efectos. En primer lugar observe que $\beta_1=0.63$, esto significa que por un 1% en que crezca el PIBpc, habrá un crecimiento de las emisiones de CO2pc de 0.63% para todos los países de ingreso medio alto analizados, durante el período 1990-2020. El estimador de la constante $\beta_0=-4.39$ indica que la recta de regresión tiene un intercepto negativo para todos los países de ingresos medios altos analizados.

5.3.2 Datos panel con efectos fijos individuales

Cuando se permiten diferentes interceptos para cada uno de los países que conforman la muestra, se dice que se analizan los efectos fijos individuos. En este caso $\beta_1=0.71$, lo que significa que por un 1% que se incremente el PIBpc habrá un aumento en las emisiones de CO2pc del 0.71%. Este valor es cercano a la unidad y positivo, esto indica que la relación monótonica exhibida en las gráficas de la 3 a la 6 entre *PIBpc* y *CO2pc* es correcta.

Ahora bien, hay diferentes valores para la constantes dependiendo de cada país analizado son para Argentina de $\beta_{0i=1}=-5.20$. Para Brasil el intercepto está dado por $\beta_{0i=2}=-5.60$. Para China el intercepto es $\beta_{0i=3}=-4.22$. Para Guatemala es $\beta_{0i=4}=-5.88$. Para México se tiene $\beta_{0i=5}=-5.02$. Para Perú el intercepto satisface $\beta_{0i=6}=-5.56$. Finalmente, para Tailandia la ordenada al origen es $\beta_{0i=7}=-4.70$. Todos estos estimadores son significativos al 99%. Los resultados anteriores indican que ningún país tiene un intercepto positivo, siendo China

el que reporta un estimador más cercano a cero. El estimador de Guatemala indica que es este el país que puede disminuir las emisiones de CO₂pc con menor eficiencia. Se concluye que los resultados para este modelo corresponden a la alternativa de la hipótesis 2, donde cada país tiene un intercepto diferente.

5.3.3 Datos panel con efectos fijos aleatorios

A continuación se representan los estimadores correspondientes a la ecuación (1) con efectos fijos aleatorios. En este caso, $\beta_{1i=1}=0.64$ para Argentina significa que un aumento de un 1% del PIBpc producirá un incremento de 0.64% en CO₂pc. Por su parte, el estimador Brasil es $\beta_{1i=2}=0.59$, de esta manera un aumento en 1% del PIBpc conducirá a un incremento de 0.59% en CO₂pc. El coeficiente para China es $\beta_{1i=3}=0.75$, lo cual lleva a un aumento 1% en el PIBpc, lo cual, a su vez, produce un incremento del 0.75% de CO₂pc. Para Guatemala el estimador reporta un coeficiente de $\beta_{1i=4}=0.54$, lo que significa que un aumento del 1% del PIBpc llevará a un incremento en 0.56% a las emisiones de CO₂pc. Para México el estimador es $\beta_{1i=5}=0.66$, así un aumento del 1% del PIBpc incrementará en 0.66% las emisiones de CO₂pc. Para Perú el estimador reporta un coeficiente de $\beta_{1i=6}=0.59$, lo que significa que un aumento del 1% del PIBpc incrementará en 0.59% las emisiones de CO₂pc. Finalmente, para Tailandia el estimador es $\beta_{1i=4}=0.69$, lo que significa que un incremento del 1% del PIBpc aumentará en 0.69% las emisiones de CO₂pc. Todos los estimadores son significativos al 99%. Conforme a estos resultados el país que más contamina es China, mientras que el país que menos contamina es Guatemala. La constante para esta ecuación es -4.00 para todos los países de ingreso medio alto analizados. El criterio de información de Akaike (CIA) arroja un valor de 353.57 para la ecuación (1) sin efectos, para los efectos fijos individuos y los efectos fijos aleatorios estos valores son -368.52 y -324.71, respectivamente. Para el criterio de información de Schwarz (CIS), el valor de la ecuación (1) sin efectos es 360.33, para los efectos fijos individuos y los efectos fijos aleatorios estos valores son -314.48 y -297.67, respectivamente. La raíz del error cuadrático medio (RECM) para la regresión sin efectos es 0.54. Para los efectos fijos individuos y efectos fijos aleatorios los valores son 0.10 y 0.11, respectivamente. Las tres regresiones efectos fijos individuos, efectos aleatorios individuos y ningún efecto se estimaron con 217 observaciones.

Con base en la estadística RECM, el mejor modelo es el de efectos aleatorios individuos, ya que presenta los valores más cercanos a cero, con respecto

a los otros dos modelos. De manera similar, el modelo con los estadísticos CIA y CIS más pequeños es el modelo de efectos fijos individuos, donde se prefieren los CIA y CIS más negativos. Con base en los anteriores resultados se puede inferir que el mejor ajuste de la ecuación (1) se logra con el modelo de efectos fijos individuos.

Conforme a los resultados reportados en el cuadro 7 se puede inferir que no existe una verificación empírica de la hipótesis de CAK, al menos para los países de ingresos medios altos analizados y el periodo de 1990-2020.

6. Conclusiones

Después de haber realizado un análisis gráfico con la muestra, se encuentra que ninguno de los países analizados de ingreso medio alto exhibe una CAK. Lo que se observa en el análisis gráfico es una relación monótona entre el PIBpc y CO₂pc al menos para el caso de México. En el cuadro 8 los criterios de información Akaike, Schwarz y RECM indican que la mejor especificación del modelo panel es efectos fijos individuales.

Para el caso de México se observa un comportamiento dentro de los rangos del grupo de países de ingreso medio alto. Cabe destacar que en México la contaminación por CO₂pc ha ido en aumento conforme se acerca a los años recientes acompañados con crecimiento económico. México presenta una relación cercana entre estas variables, la cual es mostrada en detalle en las gráficas 3 a 6.

Dados los resultados del cuadro 7 se infiere que el punto de inflexión de la CAK todavía no se ha alcanzado en la muestra analizada de 7 países de ingreso medio alto, para el periodo de 1990-2020. Es decir, no existe evidencia empírica de que el punto de inflexión de la “U” invertida se ha alcanzado, pues no se observa la parte descendente de dicha curva en donde exista un mayor crecimiento económico y una disminución en las emisiones de CO₂pc. La estimación paramétrica de la CAK en este estudio ha identificado problemas econométricos de no poca envergadura como la colinealidad perfecta, cuando la técnica de estimación son los ordinary Least Squares aplicados a la ecuación (1).

Una breve reflexión sobre el análisis realizado en este documento sugiere la presencia de una “U” invertida entre el tiempo y el CO₂pc. Esto se observa en la gráfica 4 para el caso de México, cuando en el eje de las abscisas representa el tiempo, y en el eje de las ordenadas los metros cúbicos de CO₂pc. La gráfica 5 muestra para México la relación entre el crecimiento económico y el

CO₂pc. En esta misma gráfica se presenta la línea de regresión que muestra una línea con pendiente positiva. La pendiente correspondiente reportada en el cuadro 7 exhibe valores positivos, reforzando los resultados encontrados en la gráfica 5 de que no se ha encontrado una CAK. Para el caso de México Grossman y Krueger (1994) encontraron una CAK entre dióxido de azufre (SO₂) y partículas suspendidas. Realmente las variables que se debieron usar son una medida de contaminante atmosférico como el SO₂ y alguna medida de crecimiento económico, para probar la existencia de una CAK.

Las implicaciones de los resultados aquí encontrados es que todavía no se ha encontrado el punto de inflexión de la “U” invertida de la Curva Ambiental de Kuznets, para los países y período analizado. En términos de política pública estos resultados implican que el crecimiento económico no ha ayudado a los países de ingresos medios altos a reducir su impacto industrial en el medioambiente, medido este último en toneladas métricas de CO₂. Es conocido que la quema de combustibles fósiles continúa, ya sea directamente en motores de combustión interna, o indirectamente al quemarse en las plantas de luz para proveer la energía eléctrica a los motores eléctricos. Es probable que se necesita un mayor número de años, y la implementación a una escala mayor de tecnologías limpias para alcanzar la transición energética inherente, al punto de inflexión de la CAK.

Referencias

- Ansari M.A; S. Haider y N.A. Khan (2020). Does trade openness affects global carbon dioxide emissions: evidence from the top CO₂ emitters. *Management of Environmental Quality: An International Journal* 31(1), 32-53. <https://doi.org/10.1108/MEQ-12-2018-0205>.
- Apergis, N., y I. Ozturk (2015). Testing environmental Kuznets curve hypothesis in Asian countries. *Ecological Indicators*, 52, 16-22. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2014.11.026>.
- Arrow, K.; B. Bolin; R. Costanza; P. Dasgupta; C. Folke; C. S. Holling; B-O Jansson; S. Levin; K.G. Mäler; C. Perrings, y D. Pimentel (1996). Economic growth, carrying capacity and the environment, *Ecological Applications*, 6(1), 13-15. <https://doi.org/10.2307/2269539>.
- Baek, J. (2015). A panel cointegration analysis of CO₂ emissions, nuclear energy and income in major nuclear generating countries, *Applied Energy*, 145, 133-138. <https://doi.org/10.1016/j.apenergy.2015.01.074>.
- Baltagi, B.H., y J. M. Griffin (1983). Gasoline demand in the OECD: An application of pooling and testing procedures. *European Economic Review*, 22(2), 117-137. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(83\)90077-6](https://doi.org/10.1016/0014-2921(83)90077-6).
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data*. The Atrium, Southern Gate, Chichester: John Wiley & Sons Ltd.
- Beyene, S.D., y B. Kotosz (2020). Testing the EKC hypothesis: an empirical study for East African countries. *International Journal of Environmental Studies*, 77(4), 636-654. <https://doi.org/10.1080/00207233.2019.1695445>.
- Bhattacharyya, R., y T. Ghoshal (2010). Economic growth and CO₂ emissions. *Environment, Development and Sustainability*, 12(2), 159-177. <https://doi.org/10.1007/s10668-009-9187-2>.
- Box, G.E.P., y G.M. Jenkins (1976). *Time Series Analysis: Forecasting and Control*, Londres: Holden-Day.
- Dasgupta, S.; B. Laplante; H. Wang, y D. Wheeler (2002). Confronting the EKC. *Journal of Economic Perspectives*, 16(1), 147-168. <https://doi.org/10.1257/0895330027157>.
- Destek, M.A., y A. Sinha (2020). Renewable, non-renewable energy consumption, economic growth, trade openness and ecological footprint: Evidence from organization for economic co-operation and development countries. *Journal of Cleaner Production*, 242, 1-11. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2015.08.031>.
- Dinda, S. (2004). EKC Hypothesis: A Survey. *Ecological Economics*, 49, 431-455. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2004.02.011>.

- Freire, F.; N.O. da Silva, y V. R. F. de Oliveira (2023). Economic growth and greenhouse gases in Brazilian States: is the environmental Kuznets curve applicable hypothesis? *Environmental Science and Pollution Research*, 30, 44928–44942. <https://doi.org/10.1007/s11356-023-25411-z>.
- Frodyma K.; M. Papież, y S. S ímiech (2022). Revisiting the Environmental Kuznets Curve in the European Union countries. *Energy*, 241(C), 1-12 <https://doi.org/10.1016/j.energy.2021.122899>.
- Grossman, G.M., y A. B. Krueger (1991). Environmental impacts of a North American free trade agreement. *National Bureau of Economic Research Working Paper*, 3914, 1-57. Retrieved from: https://www.nber.org/system/files/working_papers/w3914/w3914.pdf.
- Grossman, G. M., y A. B. Krueger (1994). Environmental impacts of the North American free trade agreement. *The U.S.-Mexico Free Trade Agreement* (P. Garber, ed.). Cambridge; United States: MIT Press, pp. 13-56.
- Grossman, G.M., y A. B. Krueger (1996). The inverted-U: What does it mean? *Environment and Development Economics*, 1(1), 119-122. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/44378816>.
- Grunfeld, Y. (1958). The determinants of corporate investment. *Tesis doctoral no publicada, Universidad de Chicago*. Disponible en: <https://www.proquest.com/open-view/780b28fe1f4a3db9ba0b24739e8a23cd/1?pq-origsite=gscholar&cbl=18750&diss=y>.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–1271. <https://doi.org/10.2307/1913827>.
- He, J., y P. Richard (2010). Environmental Kuznetsk curve for CO2 in Canada. *Ecological Economics*, 69(5), 1083-1093. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2009.11.030>.
- Heffron, R. J. (2022). Applying energy justice into the energy transition. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 156, 111936. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2021.111936>.
- Hsiao, C. (2014). *Analysis of Panel Data*. Cambridge: Prensa de la Universidad de Cambridge. <https://doi.org/10.1017/CBO9781139839327>.
- Jebli, M. J.; S. B. Youssef, y I. Ozturk (2016). Testing environmental Kuznets curve hypothesis: The role of renewable and non-renewable energy consumption and trade in OECD countries. *Ecological Indicators*, 60, 824-831. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2015.08.031>.
- Konya, S. (2022). Panel estimation of the EKC for CO2 emissions and ecological footprint: environmental sustainability in developing countries. *Folia Eoconomica Stetinensia*, 22(2), 123-145. <https://doi.org/10.2478/fole-2022-0022>.

- Kumar-Kar, A. (2022). Environmental Kuznets curve for CO₂ emissions in Baltic countries: an empirical investigation. *Environmental Science and Pollution Research*, 29, 47189-47208. <https://doi.org/10.1007/s11356-022-19103-3>.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *American Economic Review*, 45, 1-28. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/1811581>.
- Lowitzsch, J.; S. Lowitzsch, y E.T. Sangster (2019). Energy transition. Financing Consumer Co-Ownership in Renewables. *Springer International Publishing*. <https://doi.org/10.1007/978-3-319-93518-8>.
- Mackinnon, J.G; M. Ø. Nielsen, y M. D. Webb (2023). Cluster-Robust Inference: A Guide to Empirical Practice. *Journal of Econometrics*, 232(2), 272-299. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2022.04.001>.
- Maneejuk, N.; S. Ratchakom; P. Maneejuk, y W. Yamaka (2020). Does the Environmental Kuznets Curve exist? An international study. *Sustainability*, 12(21), 9117, 1-22. <https://doi.org/10.3390/su12219117>.
- Ruiz-Alemán, M.E; C. Carbajal-De-Nova, y F. Venegas-Martínez (2023). On the Nexus between Economic Growth and Environmental Degradation in 28 Countries classified by Income Level: A Panel Data with an Error-components Model, *International Journal of Energy Economics and Policy*, 13(6), 523-536. <https://doi.org/10.32479/ijeeep.15013>.
- Mendoza-Rivera, R.J.; L.E. García-Pérez, y F. Venegas-Martínez (2023). Renewable and non-renewable energy consumption, CO₂ emissions, and responsible economic growth with environmental stability in North America, *International Journal of Energy Economics and Policy*, 13(4), 300-311. <https://doi.org/10.32479/ijeeep.14359>.
- Piketty, T. (1998). *Capital in the twenty-first Century*. Cambridge Massachusetts: The Belknap Press of Harvard University Press.
- Pirgaip, B.; S. Byarakdar, y M.V. Kaya (2023). The role of government spending within the environmental Kuznets curve framework: evidence from G7 countries. *Environmental Science and Pollution Research* 23, 217–238. <https://doi.org/10.1007/s11356-023-25180-9>.
- Perman, R., y D. I. Stern (2003). Evidence from panel unit root and cointegration tests that the environmental Kuznets curve does not exist. *The Australian Journal of Agricultural and Resource Economics*, 47(3), 325-347. <https://doi.org/10.1111/1467-8489.00216>.
- Roca, J., y E. Padilla (2003). Emisiones atmosféricas y crecimiento económico en España. La curva de Kuznets ambiental y el Protocolo de Kyoto. *Economía Industrial*. 351, 73-86. Retrieved from: <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=891419>.

- Saidi, K., y M. B. Mbarek (2017). The impact of income, trade, urbanization, and financial development on CO2 emissions in 19 emerging economies. *Environmental Science and Pollution Research*. 24, 12748-12757. <https://doi.org/10.1007/s11356-016-6303-3>.
- Salazar-Núñez, H.F.; F. Venegas-Martínez, y M. Á. Tinoco-Zermeño (2020). Impact of energy consumption and carbon dioxide emissions on economic growth: cointegrated panel data in 79 countries grouped by income level. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 10(2), 218-226. <https://doi.org/10.32479/ijeep.8783>.
- Salazar-Núñez, H. F.; F. Venegas-Martínez, y J. A. Lozano-Díez (2022). Assessing the interdependence among renewable and non-renewable energies, economic growth, and CO2 emissions in Mexico. *Environment Development and Sustainability*. 24(11), 12850-12866. <https://doi.org/10.1007/s10668-021-01968-y>.
- Santillán-Salgado, R. J., H. Valencia-Herrera, y F. Venegas-Martínez (2020). On the relations among CO2 emissions, gross domestic product growth, energy consumption, electricity use, urbanization, and income inequality for a sample of 134 countries. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 10(6), 195-207. <https://doi.org/10.32479/ijeep.10070>.
- Seppälä, T.; T. Haukioja, y J. Kaivo-oja (2001). The EKC Hypothesis Does Not Hold for Direct Material Flows: EKC Hypothesis Tests for Direct Material Flows in Five Industrial Countries. *Population and Environment* 23, 217-238. <https://doi.org/10.1023/A:1012831804794>.
- Soytas, U.; R. Sari, y B. T. Ewing (2007). Energy consumption, income, and carbon emissions in the United States. *Ecological Economics*, 62(3-4), 482-489. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2006.07.009>.
- Stern, D. I.; M. S. Common, y E. B. Barbier (1996). Economic growth and environmental degradation: The environmental Kuznets curve and sustainable development. *World Development*, 24(7), 1151-1160. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(96\)00032-0](https://doi.org/10.1016/0305-750X(96)00032-0).
- Stern, D. I. (1998). Progress on the environmental Kuznets curve? *Environment and Development Economics*, 3(2), 173-196. <https://doi.org/10.1017/S1355770X98000102>.
- Stern, D. I.; A. Auld; M. S. Common, y K. K. Sanyal (1998). Is there an environmental Kuznets curve for sulfur? *Working Papers in Ecological Economics*, 9804, Center for Resource and Environmental Studies, Australian National University, Canberra. Retrieved from: <https://econpapers.repec.org/paper/anuwpieep/9804.htm>.
- Stern, D. I., y M. S. Common (2001). Is there an environmental Kuznets curve for sulfur? *Journal of Environmental Economics and Management*, 41(2), 162-178. <https://doi.org/10.1006/jeem.2000.1132>.
- Stern, D. I. (2001). Progress on the environmental Kuznets curve. *Environment and Development Economics*, 3(2), 173-196. <https://doi.org/10.1017/S1355770X98000102>.

- Stern, D. I. (2018). The environmental Kuznets curve. Manuscript, International Society for Ecological Economics Internet Encyclopedia of Ecological Economics. Retrieved from: Consultado en <https://isecoeco.org/pdf/stern.pdf>.
- Suki, N.M.; A. Sharif; S. Afshan, y N.M. Suki (2020). Revisiting the Environmental Kuznets Curve in Malaysia: The role of globalization in sustainable environment. *Journal of Cleaner Production*, 264, 1-10. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.121669>.
- Valencia-Herrera, H.; R. J. Santillán-Salgado, y F. Venegas-Martínez (2020). On the interaction among economic growth, energy-electricity consumption, CO2 emissions, and urbanization in Latin America. *Revista Mexicana de Economía y Finanzas*, 15(4), 745-767. <https://doi.org/10.21919/remef.v15i4.553>.
- Vinod, H. D. y A. Ullah (1981). *Recent Advances in Regression Methods*. New York: Marcel Dekker.
- World Bank (2020). *Emisiones de CO2* [data base]. Retrieved on December 2020 <https://datos.bancomundial.org/indicador/EN.ATM.CO2E.PC>.
- World Bank (2019). *Nueva clasificación de los países según el nivel de ingresos para 2019 y 2020*. Retrieved from <https://blogs.worldbank.org/es/opendata/nueva-clasificacion-de-los-paises-segun-el-nivel-de-ingresos-para-2019-y-2020>.
- World Bank (2020). *PIB per cápita* [data base]. Retrieved on December 2020 de <https://datos.bancomundial.org/indicador/NY.GDP.PCAP.CD>.
- Yang, Y., Xia, S.; P. Huang, y J. Qian (2024). Energy transition: Connotations, mechanisms and effects. *Energy Strategy Reviews*, 52, 101320. <https://doi.org/10.1016/j.esr.2024.101320>.