

Análisis de la Relación ingresos-emisiones en América Latina y el Caribe: Prueba de la Curva de Kuznets Ambiental con datos de panel dinámico*

Leticia Victoria Castedo Michel **

Resumen:

El presente estudio explora la hipótesis de la Curva de Kuznets Ambiental (EKC), la cual plantea una relación en forma de U invertida entre el crecimiento económico y la degradación ambiental. Utilizando datos de panel de 16 países de América Latina durante el período 1990 a 2023, el análisis examina la relación entre el ingreso per cápita y la contaminación ambiental, medida a través de las emisiones de CO₂. Empleando un modelo económico-tríco de Método Generalizado de Momentos (GMM), el estudio pone a prueba la existencia y forma de la EKC, considerando las diferencias en las matrices energéticas y los niveles de desarrollo industrial. Los resultados no ofrecen evidencia que respalte la existencia de una Curva de Kuznets Ambiental. Por el contrario, el hallazgo más consistente es la fuerte persistencia de las emisiones de CO₂ a lo largo del tiempo, ya que la mayoría de las emisiones actuales se explican por sus valores pasados. Otras variables de control también carecen de significancia estadística, lo que indica que las emisiones pasadas son el principal predictor de los niveles actuales de emisiones dentro del período analizado.

Clasificación JEL:C23, Q54, Q56 .

Palabras clave:Degrado Medioambiental, Crecimiento, Curva de Kuznets Ambiental.

* El contenido del presente documento es de responsabilidad de los autores y no compromete la opinión de Fundación ARU

** Agradecimientos a Adriana Tordoya por sus comentarios, y a Carola Tito por su colaboración. Comentarios y sugerencias son bienvenidos a: autor1@gmail.com

Abstract:

The current study explores the Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis, which posits an inverted U-shaped relationship between economic growth and environmental degradation. Using panel data from 16 Latin American countries over the period 1990 to 2023, the analysis examines the relationship between per capita income and environmental pollution, measured through CO₂ emissions. Employing a Generalized Method of Moments (GMM) econometric model, the study tests the existence and shape of the EKC while accounting for differences in energy matrices and levels of industrial development. The findings provide no evidence to support the existence of an Environmental Kuznets Curve. Instead, the most consistent result is the strong persistence of CO₂ emissions over time, as most of current emissions are explained by their past values. Other control variables also lack statistical significance, indicating that past emissions are the main predictor of current emission levels within the sample period.

JEL Classification: C23, Q54, Q56

Keywords: Environmental Degradation, Growth, Environmental Kuznets Curve.

1. Introducción

La relación entre crecimiento económico y degradación ambiental ha sido objeto de estudio e investigación en las últimas décadas, tras el cuestionamiento de los límites del crecimiento y la evidencia de un deterioro progresivo de los recursos naturales. Sin embargo, la literatura refleja diversidad de resultados y resulta difícil proponer una conclusión única sobre la relación que existe entre las dos variables.

Una de las aproximaciones utilizada para estudiar la relación crecimiento y degradación ambiental es la Curva de Kuznets Ambiental (EKC, por sus siglas en inglés). En la teoría, la Curva de Kuznets Ambiental plantea la hipótesis de la existencia de una relación en forma de U invertida entre el crecimiento y el nivel de contaminación del medio ambiente.

De acuerdo con Grossman and Krueger (1995), existen dos efectos del crecimiento al daño ambiental. El primero sucede porque el crecimiento se traduce en mayores niveles de producción que incrementa la demanda de recursos naturales, hacéndolos cada vez más escasos. Además, más producción implica magnitudes similares de deshechos y emisiones. Sin embargo, el autor también considera que en cierto punto el crecimiento empieza a tener un efecto positivo en el medio ambiente debido que a medida que el ingreso aumenta, la estructura económica tiende a cambiar e incita a la inversión en actividades limpias, así como también en la innovación en tecnologías de la misma índole. Esto quiere decir que en etapas tempranas de crecimiento la degradación ambiental se profundiza, sin embargo, en etapas más avanzadas, aunque este último se incrementa, la calidad ambiental no se reduce por la transformación a actividades sostenibles.

Si bien la hipótesis de la Curva de Kuznets Ambiental ha sido ampliamente explorada, los resultados empíricos siguen siendo heterogéneos. Algunos estudios encuentran evidencia a favor de la existencia de la curva en determinados contextos, mientras que otros la rechazan o identifican relaciones más complejas entre crecimiento e impacto ambiental. Esta divergencia en los hallazgos resalta la necesidad de seguir investigando en distintas regiones y con enfoques más específicos. En particular, América Latina y el Caribe ha recibido poca atención en la literatura, a pesar de ser una región caracterizada por una gran diversidad en niveles de desarrollo, estructuras económicas y dependencia de recursos naturales. Analizar si la hipótesis se cumple en estos países y, de ser así, en qué etapa de la curva se encuentran, permitiría diseñar políticas públicas más adecuadas para avanzar hacia un desarrollo sostenible.

Es así que la presente investigación surge como un esfuerzo por contribuir a la literatura sobre crecimiento y emisiones en América Latina y el Caribe, y la posible existencia de una relación en forma de U invertida como planeta la hipótesis de Kuznets. El objetivo radica en evaluar empíricamente la existencia de una Curva de Kuznets Ambiental para los países de la región, utilizando como indicador de contaminación las emisiones de Dióxido de Carbono (CO_2) per cápita. Para ello, se construye un panel dinámico con datos de emisiones e ingreso per cápita para 16 países a lo largo de 33 años. Además, se

incorporan como variables de control e instrumentos la población; el tamaño de los sectores industrial y agrícola, con el fin de capturar diferencias en la estructura económica; el uso de energías renovables y fósiles, para evaluar el efecto de la matriz energética; y la formación bruta de capital como una proxy de innovación, en línea con lo planteado por Ahmad et al. (2021). La relación entre emisiones e ingreso se estima mediante el método generalizado de momentos, el cual no solo permite capturar relaciones dinámicas y la posible persistencia de las emisiones, sino también corregir problemas de endogeneidad derivados de la inclusión de variables rezagadas y de la posible causalidad bidireccional entre crecimiento económico y contaminación ambiental.

El documento se organiza de la siguiente manera: en primer lugar, se presenta una revisión de la literatura relevante al tema; a continuación, se exponen los hechos estilizados que contextualizan el panorama de análisis. Posteriormente, se describe la metodología y los datos utilizados. Finalmente, se presentan los resultados del modelo aplicado y su correspondiente evaluación.

2. Revisión de Literatura

La literatura sobre la Curva de Kuznets Ambiental intenta responder principalmente dos preguntas: la primera es si existe una relación en forma de U invertida entre el crecimiento económico y el deterioro ambiental; y, en caso afirmativo, la segunda se refiere a cuál es el punto a partir del cual el deterioro ambiental comienza a disminuir y a tener una relación inversa con el ingreso. Sin embargo, las respuestas a ambas preguntas siguen siendo contradictorias entre los distintos estudios, en gran parte debido a las diferencias metodológicas, los contextos geográficos analizados y las variables consideradas.

Acaravci and Ozturk (2010) analizaron la precedencia estadística entre emisiones de CO₂, consumo de energía y crecimiento económico en diecinueve países europeos. Utilizaron el enfoque de prueba de límites (bounds testing) ARDL para evaluar la cointegración, junto con modelos de causalidad de Granger basados en corrección de errores. Encontraron evidencia de una relación de largo plazo entre emisiones per cápita, consumo energético, PIB real per cápita y su cuadrado en solo siete países (Dinamarca, Alemania, Grecia, Islandia, Italia, Portugal y Suiza). En estos casos, también se detectó causalidad unidireccional desde el crecimiento económico y el consumo de energía hacia las emisiones. En el resto de los países europeos no se encontró evidencia de cointegración.

Desde una perspectiva más amplia, Coondoo and Dinda (2002) analizaron patrones de causalidad entre ingreso y emisiones en 88 países agrupados por región, aplicando pruebas de causalidad de Granger en datos de panel entre 1960 y 1990. Encontraron una diversidad de direcciones en la relación entre ingreso y emisiones según la región: causalidad de emisiones a ingreso en América del Norte y Europa; del ingreso a emisiones en América

Latina y Oceanía; y relaciones bidireccionales en Asia y África. También destacan limitaciones por la omisión de variables relevantes como la participación manufacturera o los precios del petróleo.

Luzzati and Orsini (2009) centraron su análisis en el vínculo entre consumo absoluto de energía y PIB per cápita en 113 países entre 1971 y 2004. Sostienen que el consumo energético es un indicador más que profundiza más en la presión ambiental que las emisiones per cápita. A través de métodos paramétricos y semi-paramétricos, encontraron que la relación entre ingreso y consumo energético es positiva, sin evidencia de una EKC. Además, identificaron un cambio estructural global alrededor de 1990, posiblemente relacionado con la transformación energética o cambios en la estructura económica mundial.

En el caso de Estados Unidos, Soytas et al. (2007) analizaron la relación entre consumo energético, formación bruta de capital fijo, empleo, ingreso y emisiones de carbono. A diferencia de estudios centrados únicamente en el ingreso como determinante ambiental, incorporaron otras variables económicas clave y aplicaron el método de pruebas de causalidad de largo plazo. Sus resultados indican que el ingreso no causa emisiones en el largo plazo, pero el consumo de energía sí, lo que sugiere que reducir el consumo energético podría ser una vía efectiva de política ambiental sin comprometer el crecimiento económico.

Finalmente, Apergis and Ozturk (2015) evaluaron la hipótesis EKC para 14 países asiáticos aplicando el Método Generalizado de Momentos (GMM) en datos de panel. Su modelo multivariante incorporó variables como densidad poblacional, participación industrial, y calidad institucional. El uso de GMM les permitió abordar la posibilidad de causalidad bidireccional entre variables económicas y ambientales, lo cual representa una crítica a la EKC tradicional, que suele asumir causalidad unidireccional del ingreso hacia el medio ambiente.

En conjunto, la literatura revisada evidencia la complejidad de las relaciones entre crecimiento económico, consumo energético y emisiones. Los resultados varían según la metodología, el conjunto de datos y la región de análisis. Mientras algunos trabajos encuentran apoyo parcial para la EKC o identifican causalidades bidireccionales, otros resaltan que el consumo de energía es un predictor más consistente de las emisiones que el ingreso per cápita. La forma en que se manejan aspectos como la heterogeneidad entre países, la presencia de valores atípicos y las propiedades de las series de tiempo influye significativamente en los resultados.

Este estudio adopta la metodología de Apergis and Ozturk (2015), empleando un modelo dinámico de datos de panel con GMM y considerando las emisiones de CO₂ como un indicador del deterioro ambiental. Dado que, como se ha mostrado, existe escasa evidencia empírica centrada en América Latina y el Caribe, esta investigación busca contribuir al entendimiento de estas dinámicas en una región poco estudiada pero altamente vulnerable a los efectos del cambio climático.

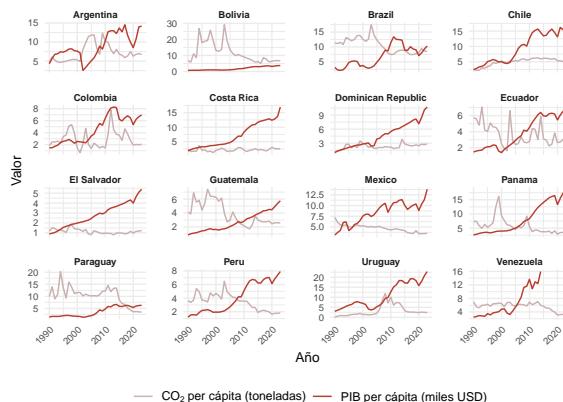
3. Hechos estilizados

En las últimas décadas, América Latina y el Caribe ha experimentado una expansión económica considerable, acompañada por un aumento inicial y luego caída, aunque con particularidades según el país, de las emisiones de CO₂. La Figura 1 refleja las tendencias de emisiones y del ingreso per cápita de los países seleccionados de América Latina y el Caribe entre 1990 y 2023. En términos generales, la mayoría de los países muestra un crecimiento sostenido del ingreso per cápita, siendo Chile, México, Panamá, Perú, Uruguay y Costa Rica los que presentan los incrementos más notorios a lo largo del tiempo. En contraste, países como Bolivia y Paraguay exhiben un crecimiento menos significativo. Sin embargo, ningún país muestra una tendencia decreciente a largo plazo en cuanto al ingreso per cápita.

En cuanto a las tendencias de las emisiones por país, se observa un comportamiento distinto al del ingreso. En general, las series de emisiones presentan cierto grado de volatilidad. Los países con mayor volatilidad en las emisiones de CO₂ son Colombia, Ecuador, Perú, Bolivia y Guatemala. Entre ellos, Guatemala, Perú y Bolivia comparten un patrón similar: un incremento sostenido de emisiones entre 1990 y 2010, seguido por una caída. Por otro lado, Colombia y Ecuador exhiben una tendencia creciente más lineal, aunque con numerosos picos de alzas y caídas en el trayecto. Los demás países presentan niveles de emisiones relativamente estables entre años, aunque algunos muestran picos destacables.

Sin embargo, lo más relevante es que, en términos generales, la tendencia de las emisiones tiende a disminuir con el tiempo, con la excepción de Colombia y Uruguay. En la mayoría de los casos, las curvas de crecimiento económico y emisiones de CO₂ se intersectan en algún punto, lo que sugiere que, inicialmente, las emisiones crecían a la par del ingreso, pero más adelante la tendencia se desvía ya que el ingreso continúa creciendo, mientras que las emisiones se estabilizan o incluso disminuyen. Este patrón es particularmente evidente en Brasil, Ecuador, Guatemala, México, Panamá, Paraguay y Perú. Además, en algunos países no se observa un crecimiento sostenido de las emisiones antes de que las curvas se crucen. Es decir, el ingreso per cápita comienza siendo más bajo que las emisiones de CO₂, pero en algún punto las supera, mientras que las emisiones permanecen relativamente estables o tienden a disminuir con el tiempo. Este patrón se observa en Chile, Costa Rica, República Dominicana, El Salvador y Venezuela.

Figura 1: Emisiones de CO₂ pér cápita vs. Ingreso per cápita por país 1990-2023



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Our World in Data y WDI del Banco Mundial

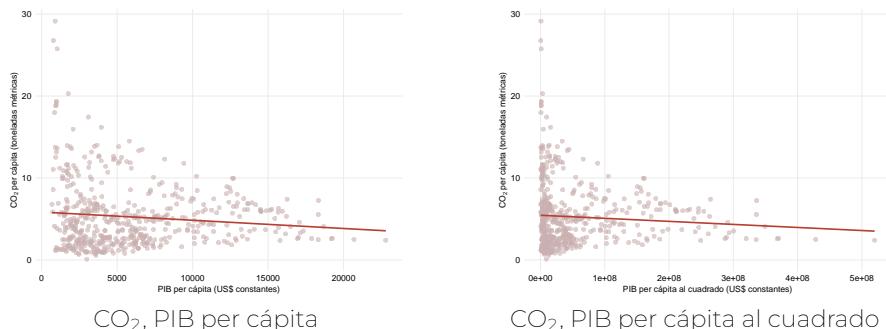
La figura 2 muestra las correlaciones tanto de las emisiones con el PIB per cápita, como aquella de las emisiones con el PIB per cápita al cuadrado. Al observar la relación lineal entre las emisiones de CO₂ y el PIB per cápita, se encuentra una correlación negativa pero débil. Esto sugiere que, en promedio, a mayores niveles de ingreso per cápita las emisiones tienden a disminuir, aunque el vínculo no es muy fuerte. La pendiente poco pronunciada indica que el cambio en emisiones asociado a una variación del ingreso es reducido. Este resultado podría reflejar una transición hacia tecnologías más limpias o mejoras en la eficiencia energética, aunque no de manera uniforme o constante en todos los países de la muestra. También puede indicar que otros factores, como la estructura productiva o la intensidad energética, juegan un rol más importante que el ingreso por sí solo.

Cuando se incorpora el término cuadrático del ingreso per cápita, la relación toma una forma no lineal que no corresponde con la U invertida que predice la Curva de Kuznets Ambiental. En cambio, la forma de la curva presenta una pendiente negativa decreciente, con una tasa de caída que se reduce a medida que el ingreso aumenta. Esto podría interpretarse como una evidencia parcial de desacoplamiento entre crecimiento económico y deterioro ambiental, en el sentido de que los países con mayores ingresos tienden a emitir menos, pero sin haber pasado por una etapa previa de crecimiento de emisiones.

La forma general de la curva de correlación entre CO₂ y el ingreso per cápita en los países seleccionados no muestra una U invertida clara, lo que pone en duda la aplicabilidad directa de la Curva de Kuznets Ambiental en este contexto. Más bien, el patrón observado parece corresponder solo a la parte descendente de dicha curva, lo cual sugiere que el aumento económico en América Latina y el Caribe no ha estado acompañado históricamente de un

aumento proporcional en las emisiones, posiblemente debido a una menor dependencia de industrias intensivas en carbono. En cualquier caso, la ausencia de una fase creciente de emisiones pone en cuestión la existencia de una relación causal sistemática entre crecimiento e impacto ambiental en la región.

Figura 2: Correlación CO₂, PIB y PIB² per cápita



Fuente: Elaboración propia en base a datos de Our World in Data y WDI del Banco Mundial

Para complementar el análisis gráfico inicial sobre la relación entre el ingreso y las emisiones, la Tabla 1 presenta estadísticas descriptivas de las principales variables consideradas en el estudio. Esta información permite comprender mejor las características generales de los datos considerados para construir el modelo.

Se observa que las emisiones promedio de CO₂ per cápita en los países analizados ascienden a 5.24 toneladas, con una alta dispersión (desviación estándar de 3.92), lo que refleja importantes diferencias entre países y a lo largo del tiempo. Por su parte, el PIB per cápita promedio es de aproximadamente 5,900 dólares, con valores que van desde los 683 hasta casi 23,000 dólares, lo que también sugiere una considerable heterogeneidad económica dentro de la región.

Las variables de PIB al cuadrado y al cubo han sido transformadas para facilitar la interpretación de la Curva de Kuznets Ambiental, y muestran una progresiva expansión en la escala económica de los países. También se incluye información sobre el tamaño poblacional, las fuentes de energía y la estructura productiva. Por ejemplo, el consumo de energía renovable representa en promedio el 32.5 % del total, aunque con valores mínimos y máximos muy contrastantes, lo cual puede tener implicancias importantes en el comportamiento de las emisiones.

Asimismo, la participación del sector industrial y agrícola en el PIB muestra que, en promedio, la industria representa cerca del 29 % y la agricultura

alrededor del 8 %, lo que sugiere una estructura productiva en transición en varios países. Finalmente, se incorpora la formación bruta de capital como porcentaje del PIB, que promedia un 19.6 %. Considerando que la formación bruta de capital funciona como proxy de innovación se evidencia que los niveles de innovación en la región, bajo esa premisa, son bajos y la diferencia entre países no es considerable, tomando en cuenta que el valor de la desviación estándar es 4.40.

Cuadro 1: Estadísticas descriptivas generales

Variable	Obs	Media	Desv. Est.	Mínimo	Máximo
CO ₂ per cápita (t)	544	5.24	3.92	0.10	29.15
PIB per cápita (USD)	535	5,897.80	4,299.47	682.68	22,797.81
PIB per cápita al cuadrado (millones USD)	535	53.2	76.0	0.47	520.0
PIB per cápita al cubo (miles de millones USD)	535	0.625	1.31	0.0003	11.8
Población (millones)	544	32.2	47.3	2.46	211
Energía renovable (% consumo)	512	32.45	17.77	7.70	79.20
Energía fósil (% consumo)	533	67.87	18.87	20.14	91.38
Formación bruta de capital (% PIB)	535	19.60	4.40	7.63	40.20
Valor añadido industria (% PIB)	534	28.57	6.53	15.59	57.75
Valor añadido agricultura (% PIB)	534	8.16	4.45	2.45	25.88

4. Metodología

Para analizar la relación entre emisiones de CO₂ y desarrollo económico en América Latina, se emplea el Modelo de Momentos Generalizados (GMM), técnica particularmente adecuada por su capacidad para manejar problemas de endogeneidad y heterocedasticidad presentes en los datos (Hansen (2010)). Este enfoque supera las limitaciones de otras metodologías en las cuales los regresores están correlacionados con el término de error.

4.1. Fundamentos Teóricos

El GMM se basa en la idea de que los parámetros poblacionales $\theta \in \Theta$ satisfacen condiciones de momento de la forma:

$$E[g(X_i, \theta)] = 0 \quad (1)$$

Donde $g(X_i, \theta)$ es un vector de m funciones que relacionan los datos X_i con los parámetros. Intuitivamente, se busca que los momentos muestrales se aproximen a cero:

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g(X_i, \theta) \approx 0 \quad (2)$$

El estimador GMM encuentra los parámetros que minimizan una norma cuadrática de estos momentos:

$$\hat{\theta}_{\text{GMM}} =_{\theta} \left\| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g(X_i, \theta) \right\|_W^2 \quad (3)$$

Con $\|v\|_W^2 = v' W v$ y W una matriz de ponderación simétrica definida positiva.

4.2. Propiedades Clave

Bajo condiciones de regularidad estándar (Hansen (2010)):

Cuadro 2: Propiedades asintóticas del estimador GMM

Propiedad	Descripción
Consistencia	$\hat{\theta}_{\text{GMM}} \xrightarrow{P} \theta_0$ cuando $n \rightarrow \infty$
Normalidad	$\sqrt{n}(\hat{\theta}_{\text{GMM}} - \theta_0) \xrightarrow{d} N(0, V)$
Eficiencia	Con $W^* = \Sigma^{-1}$, alcanza la cota de Cramér-Rao

Donde:

$$V = (G'WG)^{-1}G'W\Sigma WG(G'WG)^{-1} \text{ y } G = E[\nabla_{\theta}g(X_i, \theta_0)], \Sigma = E[g(X_i, \theta_0)g(X_i, \theta_0)'].$$

Estas propiedades garantizan que el estimador GMM produzca resultados confiables en muestras grandes. La consistencia asegura que el estimador converge al valor θ_0 cuando el tamaño de muestra n aumenta. La normalidad asintótica permite construir intervalos de confianza y pruebas de hipótesis. La eficiencia indica que, al usar la matriz de ponderación óptima W^* (índice inversa de la matriz de covarianza de los momentos Σ), el estimador logra la mínima varianza posible entre todos los estimadores basados en las mismas condiciones de momento.

4.3. Implementación Práctica

El procedimiento estándar sigue estas etapas:

1. **Estimación inicial:**

$$\hat{\theta}^{(1)} =_{\theta} \left\| \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g(X_i, \theta) \right\|_{I_m}^2 \quad (4)$$

2. **Cálculo de ponderación óptima:**

$$\hat{W} = \left(\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n g(X_i, \hat{\theta}^{(1)})g(X_i, \hat{\theta}^{(1)})' \right)^{-1} \quad (5)$$

3. Estimación final:

$$\hat{\theta}_{\text{GMM}} =_{\theta} \left\| \frac{1}{n} \sum g(X_i, \theta) \right\|_{\hat{W}}^2 \quad (6)$$

La implementación típica del GMM sigue un proceso iterativo en dos etapas. En la primera etapa, ecuación 4, se obtiene una estimación preliminar usando una matriz de ponderación simple (generalmente la matriz identidad I_m). Con estos resultados iniciales, se calcula la matriz de ponderación óptima \hat{W} , ecuación 5 que considera la estructura de covarianza de los momentos. Finalmente, en la segunda etapa, ecuación 6, se reestiman los parámetros utilizando esta matriz óptima, lo que mejora la eficiencia del estimador. Este enfoque es particularmente útil cuando la matriz óptima depende de parámetros desconocidos que deben estimarse.

4.4. Pruebas de Especificación

Para validar el modelo:

- **Test de sobreidentificación** (Hansen-Sargan):

$$J = n \left(\frac{1}{n} \sum g(X_i, \hat{\theta}) \right)' \hat{W} \left(\frac{1}{n} \sum g(X_i, \hat{\theta}) \right) \sim_{m-k}^2 \quad (7)$$

- **Test de restricciones:**

$$LR = n (J_{\text{restringido}} - J_{\text{no restringido}}) \sim_r^2 \quad (8)$$

Las pruebas de especificación son cruciales para verificar la validez del modelo. El test de sobreidentificación, ecuación 7 evalúa si todas las condiciones de momento son conjuntamente válidas, distribuyéndose como chi-cuadrado con $m-k$ grados de libertad (donde m es el número de momentos y k el número de parámetros). Un valor significativo sugiere que algunos instrumentos no son válidos. El test de restricciones, ecuación 8, compara modelos anidados, permitiendo evaluar si ciertas restricciones sobre los parámetros son consistentes con los datos, donde r representa el número de restricciones.

4.5. Variantes del Método GMM para panel dinámico

En la práctica econométrica, el GMM estándar se extiende mediante dos variantes fundamentales para el análisis de datos de panel dinámicos. La primera es Difference GMM propuesta por Arellano and Bond (1991), que aborda la endogeneidad eliminando los efectos fijos individuales mediante diferenciación y utilizando rezagos de las variables como instrumentos internos, siendo particularmente adecuado para estructuras de panel con pocos períodos temporales (T pequeño) y muchas unidades transversales (N grande). La

segunda variante, System GMM propuesta por Blundell and Bond (2023), incrementa la eficiencia estimacional al combinar simultáneamente las ecuaciones en diferencias y en niveles, aprovechando condiciones de momento adicionales. Esta aproximación resulta especialmente útil cuando se trabaja con series altamente persistentes, donde el Difference GMM puede presentar debilidades instrumentales. Ambas metodologías requieren la verificación de supuestos clave mediante pruebas específicas de autocorrelación y validez instrumental.

Un criterio empírico fundamental para seleccionar si el modelo en diferencias o sistema es más adecuado es la *rule of thumb* propuesta por Bond et al. (2001), que incita a ejecutar diferentes modelos de panel con fines comparativos. Esta regla establece un patrón de comportamiento esperado entre diferentes estimadores:

1. **Pooled OLS:** Presenta un sesgo positivo (hacia arriba) al ignorar efectos individuales no observados
2. **Estimador de Efectos Fijos (FE):** Genera un sesgo negativo (hacia abajo) por la eliminación de información entre grupos
3. **Difference GMM:** Cuando la estimación cae por debajo o muy cerca del FE, indica posible sesgo negativo por instrumentos débiles
4. **Solución óptima:** El *System GMM* generalmente provee estimaciones consistentes al combinar:
 - Ecuaciones en niveles y diferencias
 - Condiciones de momento adicionales
 - Mayor eficiencia en muestras finitas

Este marco comparativo sugiere que, en la práctica, las estimaciones válidas deberían situarse entre los resultados del Pooled OLS (límite superior) y FE (límite inferior). Cuando el Difference GMM reproduce el sesgo negativo del FE, el System GMM emerge como alternativa preferida, particularmente en paneles con:

- Alta persistencia de series ($\rho > 0,8$)
- Corta dimensión temporal ($T \leq 10$)
- Presencia de variables con alta persistencia

4.6. Aplicación al Modelo Empírico

Para estimar la relación entre las emisiones de CO₂ per cápita y el ingreso per cápita en América Latina y el Caribe, se utiliza el modelo dinámico de panel estimado mediante el Método Generalizado de Momentos matizado en la sección anterior. Esta metodología es especialmente adecuada cuando se trabaja con datos de panel con una dimensión temporal moderada y

posibles problemas de endogeneidad, efectos individuales no observados y autocorrelación, que en este caso pueden surgir.

En este caso, se estima una versión dinámica del modelo de la curva de Kuznets ambiental, donde se incluye una variable rezagada de emisiones como explicativa, así como el PIB per cápita, su cuadrado y su cubo, con el fin de capturar una posible relación no lineal (forma de U invertida o incluso N). El modelo también incorpora controles relevantes como la estructura productiva (valor añadido de la industria y agricultura), la matriz energética (energía renovable y fósil) y la formación bruta de capital.

De esta manera la ecuación dinámica a estimar es la siguiente:

$$\text{CO2}_{it} = \alpha \text{CO2}_{i,t-1} + \beta_1 \text{PIB}_{it} + \beta_2 \text{PIB}_{it}^2 + \gamma \mathbf{X}_{it} + c_i + \epsilon_{it} \quad (9)$$

Donde:

- CO2_{it} : Emisiones per cápita en niveles (toneladas métricas)
- $\text{CO2}_{i,t-1}$: Rezago de las emisiones (captura persistencia temporal)
- PIB_{it} : PIB per cápita en niveles (USD constantes)
- PIB_{it}^2 : Término cuadrático del PIB per cápita (USD constantes)
- \mathbf{X}_{it} : Vector de controles en niveles que incluye:
 - Valor añadido industrial (% del PIB)
 - Valor añadido agrícola (% del PIB)
 - Población total (en logaritmos)
 - Formación Bruta de Capital (% del PIB)
 - Uso de energía renovable (% del uso total de energía)
 - Uso de energía fósil (% del uso total de energía)
- c_i : Efecto fijo no observable específico por país

Consideraciones de Estimación

■ Tratamiento de endogeneidad

- Rezagos $t - 2$ y mayores de CO2_{it} y PIB_{it} como instrumentos para $\Delta \text{CO2}_{i,t-1}$
- Diferencias de variables exógenas como instrumentos propios

■ Pruebas de especificación:

- Test de Hausman para confirmar la presencia de efectos fijos no observados correlacionados.
- Test AR(1) y AR(2) en residuos en diferencias.

- Test de Hansen para validez instrumental (p-valor >0.1).

- **Criterio de Bond (2001):** Verificar que:

- $\hat{\alpha}_{GMM}$ se ubique entre Pooled OLS (sesgo +) y FE (sesgo -)
- Diferencia significativa entre System-GMM y Difference-GMM (Test de Hausman)

5. Datos y calibración

El análisis se basa en un panel de datos conformado por 16 países de América Latina y el Caribe: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, República Dominicana, Ecuador, El Salvador, Guatemala, México, Panamá, Paraguay, Perú, Uruguay y Venezuela. Sin embargo, este último país finalmente no se considera dentro de los modelos por la falta de datos en algunas variables. El período de estudio abarca desde 1990 hasta 2023, permitiendo observar la evolución de las emisiones de dióxido de carbono per cápita y sus posibles determinantes económicos y estructurales a lo largo de más de tres décadas.

Las variables clave del estudio incluyen las emisiones de CO₂ per cápita (en toneladas métricas), el PIB per cápita (en dólares constantes), la población total, la participación de la industria y la agricultura en el PIB, la formación bruta de capital (como porcentaje del PIB) y el consumo de energía desagregado por fuente (renovable y fósil, como porcentajes del consumo total). Además, se consideró el consumo total de energía per cápita (en kilovatios-hora). Las principales fuentes de información fueron Our World in Data y los indicadores de desarrollo del Banco Mundial (WDI).

Para modelar adecuadamente la relación no lineal entre el ingreso y las emisiones, se transformaron el PIB per cápita, su cuadrado, su cubo y la población a logaritmos naturales. Esta transformación permite una interpretación más coherente en términos de elasticidades, además de suavizar posibles asimetrías en la distribución de las variables, lo que contribuye a la robustez de las estimaciones econométricas.

6. Resultados

En primer lugar, los resultados del test de Hausman, cuyos resultados se detallan en el anexo en la tabla 4, revelaron diferencias estadísticamente significativas entre los estimadores de efectos fijos y aleatorios ($\chi^2(9) = 61.29$, $p < 0.001$), particularmente en el coeficiente del rezago de emisiones de CO₂(t-1) (diferencia = -0.220, $t = -7.59$). Este resultado confirma la presencia de correlación entre los efectos no observados específicos de cada país y las variables explicativas, invalidando los supuestos del modelo de efectos aleatorios. Consecuentemente, el modelo de efectos fijos se revela como la especificación más adecuada para el análisis.

Con ello se valida la implementación del modelo de efectos fijos y, posteriormente, los modelos de GMM. Al analizar los resultados, lo primero que se observa es que, al comparar los coeficientes estimados entre POOLED OLS, FE y Difference GMM, se evidencia que el estimador de CO₂ del modelo GMM es menor que el estimador del modelo FE. Siguiendo la regla de Bond et al. (2001) descrita anteriormente, esto es un indicador de que el modelo GMM en diferencias no es el más adecuado para estimar la Curva de Kuznets Ambiental con las características que presentan los datos del panel dinámico construido. Es así que se estima el modelo System GMM.

Finalmente, los tests diagnósticos validan la especificación preferida: el valor no significativo del test AR(2) ($p = 0.848$) confirma la ausencia de autocorrelación serial de segundo orden, mientras que el test de Hansen ($p = 0.334$) verifica la validez de los instrumentos. Estos resultados, combinados con el alto estadístico Wald χ^2 (1642.47), respaldan el uso del enfoque Sys-GMM para controlar simultáneamente endogeneidad, efectos fijos y sesgo dinámico.

La tabla 3 muestra los resultados de cuatro modelos de regresión para explicar el comportamiento de las emisiones de CO₂ per cápita en América Latina entre 1990 y 2023 y evaluar la existencia de una Curva de Kuznets Ambiental. Se incluye el modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (POLS), el de efectos fijos (FE), y los dos modelos dinámicos GMM: diferencias (Diff-GMM) y sistema (Sys-GMM).

El único coeficiente altamente significativo del rezago de CO₂(t-1) en el modelo System GMM (0.777) indica una fuerte inercia en las emisiones contaminantes. Este resultado sugiere que aproximadamente el 78 % de las emisiones de un año persisten al siguiente. Aunque los estimadores POLS (0.827) y FE (0.606) también presentan estimadores significativos, la diferencia en el valor de los coeficientes puede indicar la presencia de sesgos propios de cada modelo que el enfoque GMM corrige.

En general, el resto de coeficientes no son significativos, ni siquiera aquellos correspondientes a los ingresos en sus diferentes transformaciones. Además, al margen de ello, el comportamiento de los signos indica exactamente lo contrario a lo estipulado por la teoría. Esto quiere decir que, en vez de que las emisiones y los ingresos reflejen una forma de U invertida, en este caso adquieren una forma de U no invertida. De esta manera, la relación que reflejan estos resultados no evidencia la presencia de una Curva de Kuznets Ambiental en América Latina y el Caribe.

Del mismo modo, los coeficientes del resto de controles no presentan significancia estadística, dejando que el pasado de las emisiones de dióxido de carbono sea el principal predictor de su comportamiento actual.

7. Conclusión

En conclusión, la Curva de Kuznets Ambiental, que postula una relación en forma de U invertida entre el ingreso per cápita y las emisiones contaminantes, no se evidencia empíricamente para los países de América Latina y el Caribe durante el periodo 1990–2023.

Cuadro 3: Resultados

Variable	POLS	FE	Diff-GMM	Sys-GMM
CO ₂ (t-1)	0.827*** (18.26)	0.606*** (7.72)	0.234 (0.37)	0.777*** (5.33)
PIB per cápita (log)	-111.980 (-1.41)	-104.101** (-2.29)	-883.280 (-0.51)	-7.988 (-0.04)
PIB per cápita ² (log)	13.166 (1.41)	12.092** (2.31)	107.843 (0.51)	1.327 (0.05)
PIB per cápita ³ (log)	-0.514 (-1.41)	-0.467** (-2.35)	-4.361 (-0.52)	-0.067 (-0.07)
Población (log)	0.133 (1.54)	-1.526 (-0.62)	2.484 (0.41)	0.221 (0.88)
% Energía renovable	0.016 (1.54)	0.005 (0.13)	0.064 (0.47)	0.027 (0.96)
% Energía fósil	0.009 (0.79)	0.003 (0.05)	0.084 (0.72)	0.020 (0.96)
Formación bruta de capital	0.017 (0.75)	0.047 (1.40)	0.066 (0.88)	0.006 (0.15)
% Industria	0.005 (0.38)	-0.034 (-1.17)	0.043 (0.71)	-0.006 (-0.23)
% Agricultura	0.015 (0.44)	0.005 (0.11)	0.282** (2.51)	0.036 (0.66)
Constante	313.056 (1.39)	325.038** (2.19)	-	8.150 (0.01)
Observaciones	489	489	473	489
Estadístico F/Wald χ ²	124.23	107.33	2.72	1642.47
Valor-p AR(1)	-	-	0.535	0.102
Valor-p AR(2)	-	-	0.973	0.848
Valor-p Hansen	-	-	-	0.334
Nº Instrumentos	-	-	10	14

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Estadísticos t entre paréntesis.

Todos los modelos incluyen efectos fijos por año. Errores estándar robustos (Modelos 1-2) y corregidos para GMM en dos pasos (Modelos 3-4).

Así, los resultados obtenidos a partir del modelo System GMM, que es el de principal interés, indican que no existe una relación significativa entre el ingreso y las emisiones de CO₂, y que incluso los signos de los coeficientes no se alinean con los esperados teóricamente. En cambio, se observa una fuerte persistencia temporal en las emisiones, donde aproximadamente el 78 % de las emisiones de un año se trasladan al siguiente. Esto sugiere que las dinámicas de contaminación en la región responden con mayor fuerza a inercias estructurales.

Los resultados tienen importantes implicaciones para el diseño de políticas ambientales. La alta persistencia encontrada sugiere que las medidas de reducción de emisiones deben implementarse con suficiente anticipación para lograr los objetivos deseados. La falta de evidencia robusta sobre una relación entre crecimiento económico y reducción de emisiones en el largo plazo hace que sea posible argumentar que en la región no es lo más efectivo esperar a etapas avanzadas de desarrollo para implementar políticas ambientales.

Sin embargo, se sugiere explorar otras alternativas metodológicas y fuentes de datos que podrían capturar de manera más precisa la relación entre crecimiento económico y emisiones. Es posible que un enfoque con mayor desagregación sectorial, variables que capturen toda la matriz energética o marcos temporales distintos permita encontrar una relación más consistente con la hipótesis de la Curva de Kuznets Ambiental en la región.

Referencias

- Acaravci, A. and Ozturk, I. (2010). On the relationship between energy consumption, co2 emissions and economic growth in europe. *Energy*, 35(12):5412–5420.
- Ahmad, M., Muslija, A., and Satrovic, E. (2021). Does economic prosperity lead to environmental sustainability in developing economies? environmental kuznets curve theory. *Environmental Science and Pollution Research*, 28(18):22588–22601.
- Apergis, N. and Ozturk, I. (2015). Testing environmental kuznets curve hypothesis in asian countries. *Ecological indicators*, 52:16–22.
- Arellano, M. and Bond, S. (1991). Application to employment equations.
- Blundell, R. and Bond, S. (2023). Initial conditions and blundell–bond estimators. *Journal of Econometrics*, 234:101–110.
- Bond, S., Bowsher, C., and Windmeijer, F. (2001). Criterion-based inference for gmm in autoregressive panel data models. *Economics Letters*, 73(3):379–388.
- Coondoo, D. and Dinda, S. (2002). Causality between income and emission: a country group-specific econometric analysis. *Ecological Economics*, 40(3):351–367.
- Grossman, G. M. and Krueger, A. B. (1995). Economic growth and the environment. *The quarterly journal of economics*, 110(2):353–377.
- Grunewald, N., Klasen, S., Martínez-Zarzoso, I., and Muris, C. (2017). The trade-off between income inequality and carbon dioxide emissions. *Ecological Economics*, 142:249–256.
- Hansen, L. P. (2010). Generalized method of moments estimation. *Macroeconomics and time series analysis*, pages 105–118.
- Luzzati, T. and Orsini, M. (2009). Investigating the energy-environmental kuznets curve. *Energy*, 34(3):291–300.
- Pao, H.-T. and Tsai, C.-M. (2010). Co2 emissions, energy consumption and economic growth in bric countries. *Energy policy*, 38(12):7850–7860.
- Roodman, D. (2009). How to do xtabond2: An introduction to difference and system gmm in stata. *The stata journal*, 9(1):86–136.
- Soytas, U., Sari, R., and Ewing, B. T. (2007). Energy consumption, income, and carbon emissions in the united states. *Ecological economics*, 62(3-4):482–489.
- Yang, B., Ali, M., Hashmi, S. H., and Jahanger, A. (2022). Do income inequality and institutional quality affect co2 emissions in developing economies? *Environmental Science and Pollution Research*, 29(28):42720–42741.

Anexos

A. Anexo 1: Test de Hausman

Cuadro 4: Resultados del Test de Hausman

Variable	FE	RE	Diferencia	Error Estándar
CO ₂ (t-1)	0.606	0.827	-0.220***	(0.029)
PIB per cápita (log)	-104.101	-111.980	7.879	(12.588)
PIB per cápita ² (log)	12.092	13.166	-1.074	(1.479)
PIB per cápita ³ (log)	-0.467	-0.514	0.047	(0.058)
Población (log)	-1.526	0.133	-1.660	(1.547)
% Energía renovable	0.005	0.016	-0.010	(0.025)
% Energía fósil	0.003	0.009	-0.006	(0.035)
Formación bruta de capital	0.047	0.017	0.030	(0.023)
% Industria	-0.034	0.005	-0.039	(0.026)
% Agricultura	0.005	0.015	-0.009	(0.035)
Estadístico χ^2 (9)			61.29***	
Valor p			0.000	

Nota: *** p<0.01. Se reportan coeficientes del modelo de efectos fijos (FE) y efectos aleatorios (RE). La prueba rechaza la hipótesis nula (p<0.01), indicando que el modelo de efectos fijos es más apropiado. Errores estándar entre paréntesis.

B. Anexo 2: Estimación GMM sin considerar países con sector agro mas grande que la industria

La siguiente tabla presenta la estimación del modelo system GMM solamente para los países intensivos en industria, sin embargo, ningún resultado sale significado por lo que no vale profundizar más alla de presentar los resultados.

Cuadro 5: Resultados System GMM sin considerar países intensivos en agricultura

Variable	Coeficiente	Error Std.	t	p-valor
CO ₂ (t-1)	0.730*	0.340	2.15	0.049
PIB per cápita (log)	-187.469	387.610	-0.48	0.636
PIB per cápita ² (log)	22.585	47.420	0.48	0.641
PIB per cápita ³ (log)	-0.901	1.921	-0.47	0.646
Población (log)	0.130	0.254	0.51	0.616
% Energía renovable	0.026	0.058	0.45	0.656
% Energía fósil	0.019	0.041	0.46	0.649
Formación bruta de capital	0.002	0.058	0.03	0.976
% Industria	-0.005	0.041	-0.12	0.907
% Agricultura	0.014	0.139	0.10	0.924
Constante	512.275	1047.619	0.49	0.632
Observaciones			478	
Grupos			16	
Instrumentos			14	
Estadístico Wald χ^2			287.75***	
Test AR(1)			$z = -1.28$ ($p = 0.202$)	
Test AR(2)			$z = 0.16$ ($p = 0.875$)	
Test Hansen			$\chi^2(3) = 2.83$ ($p = 0.419$)	

Nota: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$. Errores estándar robustos.

Instrumentos: Para primeras diferencias: rezagos t-2 a t-4 de endógenas (colapsados); para niveles: diferencias de exógenas.

Los tests AR(2) ($p > 0.1$) y Hansen ($p > 0.1$) validan los supuestos del modelo.