

Evidencia empírica del desarrollo sostenible: relación de causalidad entre el crecimiento económico y deterioro medio ambiental de Ecuador y América Latina y El Caribe

Victor Quinde Rosales
<https://orcid.org/0000-0001-9617-8054>
vquinde@uagraria.edu.ec
Universidad Agraria del Ecuador
Guayaquil, Ecuador

Rina Bucaram Leverone
rbucaram@uagraria.edu.ec
<https://orcid.org/0000-0002-5779-3852>
Universidad Agraria del Ecuador
Guayaquil, Ecuador

Martha Bucaram Leverone
<https://orcid.org/0000-0002-5779-3852>
mbucaram@uagraria.edu.ec
Universidad Agraria del Ecuador
Guayaquil, Ecuador

Francisco Quinde Rosales
<https://orcid.org/0000-0001-9243-3513>
fquinde@uagraria.edu.ec
Universidad Agraria del Ecuador
Guayaquil, Ecuador

Recibido (08/09/21) Aceptado (06/10/21)

Resumen: El presente artículo es de carácter investigativo con razonamiento inductivo y paradigma empírico-analítico, evalúa la relación existente entre el Producto Interno Bruto Per Cápita – PIB per cápita y el dióxido de carbono – CO₂ en el caso de Ecuador, y para comparar a este con América Latina y el Caribe dentro de un periodo de análisis de 1960 a 2011. Se utilizó la prueba de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentada – DFA, se generó un modelo de vectores autorregresivos – VAR, se realizó la prueba de causalidad de Granger y se desarrolló la prueba de cointegración de Johansen. Se obtuvo un modelo VAR de dos variables con un número de rezagos óptimo de catorce – VAR2(14) para ambos casos a los cuales se les realizaron la prueba de causalidad demostrando una bidireccionalidad para América Latina y el Caribe y una unidireccionalidad por parte del PIB per cápita al CO₂ para Ecuador.

Palabras clave: crecimiento económico, desarrollo sostenible, economía del medio ambiente.

Empirical evidence of sustainable development: Causality relationship between economic growth and environmental degradation in Ecuador and Latin America and The Caribbean

Abstract: This article is an inductive argumentation and an empirical-analytical paradigm that evaluates the actual relationship between Gross Domestic Product (GDP) per capita and the Carbon Dioxide (CO₂) in the case of Ecuador and to compare it with Latin America and the Caribbean within a period of analysis from 1960 to 2011. It was developed an Augmented Dickey-Fuller unit root (ADF), a Granger Causality Test and a Johansen Cointegration test. It was obtained a VAR model with two variables with a number of 14 lags – VAR2(14) which were tested for which were tested for causality by demonstrating a bidirectionality for Latin America and the Caribbean and a unidirectionality of GDP per capita to CO₂ for the Ecuador.

Keywords: economic growth, sustainable development, environmental economics.



I. INTRODUCCIÓN

Urteaga [2], manifiesta que el término desarrollo sostenible a pesar de tener múltiples interpretaciones se encuentra omnipresente en el pensamiento y las acciones de los actores involucrados en la actividad medioambiental y de desarrollo [1]. Podemos afirmar que el desarrollo sostenible bajo el criterio de Brundtland se requiere de un sistema de producción que presente la idea de preservar el medio ambiente.

A pesar de esto, Bermejo expone el mal uso que dan los Estados al término desarrollo sostenible defendiendo el crecimiento ilimitado, proponiendo estrategias de crecimiento económico, dejando de lado la conservación de la vida social, natural y diversa [3]. Beckerman describe que a pesar de que el crecimiento económico genera un deterioro en el medioambiente en la etapa inicial, a largo plazo es razonable que los países deban enriquecerse para tener políticas medioambientales adecuadas [4]. Esta idea de que el crecimiento continuo va en el sentido de la protección del medioambiente se desarrolla por parte de los neoclásicos desde 1970, hasta llegar a los estudios de Grossman et al., que con una base empírica estableciendo una correlación entre el crecimiento económico y las evoluciones medioambientales, manifestando que las emisiones contaminantes aumentan con el incremento de la renta per cápita, antes de decrecer [5].

Podemos argumentar que la serie de autores han contribuido al pensamiento en un inicio como respuesta antagónica a la idea antropocéntrica del crecimiento económico en las naciones, para posteriormente moldear una premisa que converge al crecimiento y el desarrollo económico con un paradigma biocéntrico, donde se prevé un bienestar de la sociedad en su futuro en todas sus aristas entre las que nos interesan la económica y la ambiental, denominado como desarrollo sustentable.

Medina et al., manifiesta que mencionado pensamiento asienta sus bases en relación con las investigaciones de la década de los cincuenta donde se estudiaba el crecimiento económico y la inequidad en la distribución de la renta [6], [7], [8], [9], [10], [11], [12], principalmente con el aporte de Kuznets, el cual entiende según Araujo et al., que crecimiento económico dista de ser la única y más precisa medida de bienestar; en una de sus investigaciones sobre la relación que presenta el crecimiento económico (medido a través del PIB per cápita) y la distribución del ingreso; se postula que mencionadas variables presentan una relación en forma de u invertida [13] [14]. Entendiendo a esto como el aumento del ingreso a largo plazo genera una menor desigualdad [15].

Con el objetivo de investigar la evolución de un

determinado índice de calidad ambiental, con la renta per cápita, y su tendencia temporal, u otro tipo de características o efectos fijos, como la disponibilidad de recursos o el tipo de políticas públicas se crea una curva contemporánea a las ideas de Kuznets denominada curva medioambiental de Kuznets.

Ante lo expuesto el presente estudio pretende establecer si la emisión total de CO₂ (Dióxido de Carbono) presenta una relación de cointegración con el PIB (Producto Interno Bruto) per cápita a lo largo del periodo de análisis para el caso de Ecuador, y América Latina y el Caribe. Entendiendo que estos convergen en una tendencia común en el largo plazo en ambos grupos de países. El presente análisis empírico busca presentar nuevos aportes frente a la disyuntiva existente entre crecimiento económico y el medio ambiente en países en vías de desarrollo.

El diseño de la investigación plasmado en el documento busca caracterizar la relación de causalidad existente entre el crecimiento económico y el deterioro medio ambiental en países en vías de desarrollo, bajo la teoría del desarrollo sostenible mediante la revisión de literatura de autores que han desarrollado estudios similares, para luego establecer el marco metodológico que engloba el desarrollo del estudio empírico. Posteriormente los resultados de la investigación se manifestarán ante la presentación del modelo de vectores autorregresivos que evidencie la simultaneidad de los índices antes mencionados sumado al test de Granger el cual establece la causalidad existente y finalmente la prueba de Johansen para determinar la existencia de cointegración entre las variables.

Las conclusiones contienen el análisis del entorno en el cual se desarrollaron los resultados de la investigación. La referencia alberga el listado de las obras citadas en el presente documento y que han sido usadas para bosquejar el estudio y los resultados del mismo.

II. DESARROLLO

La teoría de desarrollo sostenible sustentada en la curva medioambiental de Kuznets explora la relación existente entre el crecimiento económico y la calidad ambiental, intentando establecer dos etapas una de corto plazo donde el crecimiento económico promueve un mayor deterioro medio ambiental, y una de largo plazo, donde expone que a medida que las economías presentan mayores ingresos, su crecimiento económico beneficia al medio ambiente, estableciendo como idea que la calidad del medio ambiente mejora con el incremento en el ingreso. Mencionada evidencia se sustenta con lo encontrado en países desarrollados [15].

Con base en la mencionada premisa se han realiza-

dos una serie de investigaciones entendiéndolo como una evidencia empírica que no determina un solo tipo de relación existente entre el crecimiento económico y el deterioro medioambiental en cada uno de los países estudiados por los autores.

El aporte empírico de Grossman et al., en donde se correlacionó la renta per cápita con medidas de contaminación del aire y del agua, en mencionados documentos estos autores expresan que las emisiones contaminantes aumentan con el incremento de la renta per cápita, antes de decrecer [5].

Existe un amplio estudio realizado para establecer la relación entre el crecimiento económico y el deterioro medio ambiental, entendiéndolo como una evidencia empírica con modelos que se adaptan a las variables registradas por los diversos autores.

Selden et al., corroboraron la relación entre contaminación y crecimiento económico de otros estudios evaluando emisiones de cuatro contaminantes atmosféricos importantes, partículas en suspensión, dióxido de azufre, óxidos de nitrógeno y monóxido de carbono de una base de datos de panel de varias naciones [16].

Holtz-Eakin et al., mediante el uso de datos de panel global examinaron la relación entre el PIB per cápita y las emisiones de CO₂, estableciendo que existe una disminución de la Propensión Marginal a Emitir – MPE CO₂ a medida que aumenta el crecimiento económico; a pesar de establecer este supuesto el autor menciona que en el desarrollo de los años las emisiones de CO₂ se mantendrán en 1,8% al año, valor no correspondiente con el crecimiento promedio del PIB, debido a la ineficiencia creada por los países de menor MPE pero que presentan un notable incremento en su PIB y en su población [17].

Stern, expone como la relación entre la degradación ambiental y el ingreso per cápita ha sido usado para implicar al crecimiento económico en la eventual corrección de los impactos ambientales de las primeras etapas de crecimiento económico [18]. Stern et al., generaron una crítica a la relación entre la degradación ambiental y el ingreso per cápita, este argumenta que el concepto depende de un modelo de economía en el que no exista comentario alguno de la calidad medioambiental a las posibilidades de producción, y que el comercio presenta un efecto neutral sobre la degradación medioambiental; adicionalmente generó un econométrico con previsiones del Banco Mundial – BM al 2025 estableciendo que las emisiones de SO₂ seguirán aumentando y que la pérdida de bosques se estabiliza antes del final del período, pero la deforestación tropical continuará a un ritmo constante.

Ekins evalúa econométricamente la relación entre

ciertos indicadores de calidad ambiental e ingresos y manifiesta una escasa relación presentando una relación monótonamente creciente; concluye desde el punto de vista de la sostenibilidad ambiental, que la relación entre ingreso y medio ambiente sigue siendo problemática y amerita una política ambiental que relacione el crecimiento futuro de los ingresos con el desarrollo sostenible [19].

Moomaw et al. [20], compararon dos modelos de relación entre calidad ambiental y crecimiento económico entre dieciséis países industriales evaluados; estableciendo que las emisiones de CO₂ no disminuyen a mayor ingreso y menos aún de la existencia de un punto de inflexión, las emisiones de CO₂ decrecientes no presentan una correlación con los niveles de ingresos sino con el tiempo entendiéndolo que este reacciona a choques externos.

Bruyn et al., investigaron la base empírica de la relación entre el crecimiento económico y el medio ambiente, estableciendo como primera hipótesis que la relación entre los ingresos y las emisiones estimadas a partir de los datos del panel no tiene por qué ser válida para países específicos a través del tiempo, para el análisis se usa como variable el CO₂, NO_x y SO₂ en cuatro repúblicas Países Bajos, Reino Unido, Estados Unidos y Alemania Occidental; encontrando que los patrones de tiempo de estas emisiones se correlacionan positivamente con el crecimiento económico y que las reducciones de emisiones pueden haberse logrado como resultado de cambios estructurales y tecnológicos en la economía [21].

Friedl et al., exploraron la relación entre el crecimiento económico y las emisiones de CO₂ en el caso de un pequeño país abierto e industrializado como Austria; los autores encuentran una relación cubica en forma de N con un quiebre estructural a mediados de los años setenta justificado por el precio del petróleo [22].

Sheldon, reevalúa las estimaciones y el análisis desarrollado por Holtz-Eakin et al., y agrega cerca de 20 años y 45 países a la muestra; el autor valida la investigación mencionada y establece que las predicciones son mayores que las estimaciones originales. Huang et al., analizaron el consumo de energía y el PIB de 82 países, datos proporcionados por el BM los cuales fueron evaluados a través de un enfoque GMM para la estimación de datos de panel por el modelo VAR; los autores establecen que no existe una relación causal entre el consumo de energía y el crecimiento económico, los países de ingresos medios sugieren el consumo de energía positivamente, los países de ingresos altos generan un consumo de energía con tendencia negativa [23] [24].

He et al., evalúan la relación inversa del crecimiento

to económico y el medio ambiente manifestando que los modelos de regresión cuadrática o cúbica completamente paramétricos y utilizados tradicionalmente para el análisis no son incorrectos, pero el mencionado enfoque carece de flexibilidad ya que puede no detectar la verdadera forma de la relación, para el análisis los autores utilizaron métodos de modelado paramétrico no lineal, semi-paramétrico y flexible validando su hipótesis [25].

Dinda desarrolla una aplicación de la teoría del crecimiento para proporcionar una explicación teórica de la relación inversa del crecimiento económico y el medio ambiente mediante el uso del teorema de la envolvente, entendiendo que, en un proceso de crecimiento económico, la tecnología primero se difunde, luego se vuelve regulada y finalmente es eliminada por otra nueva tecnología [26].

Fosten et al., utilizan la metodología de cointegración de umbral no lineal y un modelo VEC para el caso de Reino Unido; los autores evidencian que no existe una relación inversa del CO₂ per cápita, emisiones de SO₂ y el PIB [27].

La literatura citada manifiesta que para establecer la relación existente entre el crecimiento económico de países en vías de desarrollo y desarrollados, y su deterioro medio ambiental se han desarrollado estudios empíricos y en diversas pruebas estadísticas siendo aplicadas sobre datos de panel y series de tiempo [28]. Técnicas usadas con grupos de países, y países individuales.

III. METODOLOGIA

La presente investigación se enmarca en un tipo de razonamiento inductivo con aplicación de pruebas econométricas para medir la probabilidad de los argumentos establecidos en función a la causalidad del CO₂ y PIB per cápita de Ecuador, y América Latina y el Caribe. Se esboza como proceso de desarrollo de la investigación un proceso unimétodo con un paradigma empírico-analítico según Bacon citado por Duque que permite reflejar la realidad de la forma más fiel y neutral posible de la investigación realizada.

Para el diseño de investigación del documento se utilizó una base de datos de serie temporales de frecuencia anual con un periodo de evaluación de 1960 al 2011 de las variables homologadas CO₂ y PIB per cápita de cada uno de los casos en estudio, cuya base fue obtenida del CDIAC (Carbon Dioxide Information Analysis Center) y el Banco Mundial respectivamente. La propuesta metodológica de la investigación propone un análisis que determine la estacionariedad de las variables mediante el uso de la prueba Dickey-Fuller Aumentada (DFA)

para evitar obtener resultados espurios en regresiones con series de tiempo no estacionarias.

La prueba de Dickey-Fuller (DF) simula los valores críticos de una selección de distintos tamaños muestrales entendiendo que el proceso estocástico subyacente a los datos es un modelo autorregresivo - AR(1). La prueba DFA contempla otros esquemas de autocorrelación, evitando el incumplimiento de la condición de ruido blanco para los residuos.

Stock et al., mencionan que el contraste DFA para una raíz unitaria autorregresiva contrasta la hipótesis nula H₀: $\delta = 0$ frente a la hipótesis alternativa H₁: $\delta < 0$ en la siguiente regresión

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Entendiendo que:

H₀. La variable es no estacionaria; tiene raíz unitaria

H₁. La variable es estacionaria; no tiene raíz unitaria

El DFA no posee una distribución estándar, por lo cual no puede utilizar los valores críticos habituales de la distribución normal para su contraste de raíz unitaria, en su lugar debe utilizarse un conjunto particular de valores críticos con base en la distribución del estadístico DFA con hipótesis nula.

Wooldridge explica que ante el hecho de que la hipótesis alternativa de estacionariedad implica que en la ecuación antes descrita sea $\delta < 0$, el contraste es unilateral. Por lo tanto, el valor de t-Statistic debe ser menor (más negativo) que los valores críticos unilaterales para rechazar H₀ o hipótesis nula [29].

Adicionalmente MacKinnon estimó un conjunto de valores críticos los cuales permiten calcular los valores críticos del test DFA para distinto tamaño muestral y número de variables, entendiendo que dicho valor debe ser menor al 5% ó 0,05 para rechazar a la hipótesis nula.

Para establecer una relación entre el CO₂ per cápita y el PIB per cápita de cada uno de los casos se usa el modelo de Vectores Autorregresivos (VAR). Sims, citado por Gujarati et al., argumenta la existencia de simultaneidad entre el conjunto de variables a tratarse en igualdad de condiciones sin distinción de variables exógenas ni endógenas. Se denomina vector autorregresivo ante la existencia de un valor rezagado de la variable dependiente y la existencia de un vector de dos o más variables.

Novales describió que la aplicación del VAR presenta su utilidad ante la existencia de coincidencias entre un grupo de variables, esas relaciones deben ser gene-

radas a lo largo de un determinado número de períodos.

Para la aplicación del modelo VAR se toma en consideración las siguientes ecuaciones

$$M_{1t} = \alpha + \sum_{j=1}^k \beta_j M_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_j R_{t-j} + \mu_{1t} \quad (2)$$

$$R_t = \alpha' + \sum_{j=1}^k \theta_j M_{t-j} + \sum_{j=1}^k \gamma_j R_{t-j} + \mu_{2t} \quad (3)$$

Se plantea las siguientes hipótesis:

Hipótesis 1. La relación existente entre las variables es menor a un año siendo considerada de corto plazo

Hipótesis 2. La relación existente entre las variables es mayor a un año siendo considerada de largo plazo

La existencia de una relación entre variables no específica como tal un sinónimo de causalidad ni su tipo de orientación. Es más, aún persiste según manifiesta Gujarati un conflicto de índole filosófico el cual argumenta que el futuro no puede predecir el pasado. Bajo este criterio la prueba de Granger interpreta la causalidad como si una variable X causa en términos de Granger a la variable Y, las modificaciones en X deben augurar cambios en Y, y viceversa.

Tabla 1. Contraste de Hipótesis Prueba de Granger

| Hipótesis nula | Hipótesis 1 | Hipótesis 2 | Hipótesis 3 | Hipótesis 4 |
|-------------------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| CO2 no causa a PIB per cápita | < 5% | > 5% | < 5% | > 5% |
| PIB per cápita no causa a CO2 | > 5% | < 5% | < 5% | > 5% |

Granger et al., definen a la cointegración bajo la premisa de que X_t e Y_t son integradas de orden uno. Si, para algún coeficiente θ , $Y_t - \theta X_t$ es integrada de orden cero, entonces X_t e Y_t se dice que están cointegradas. El coeficiente θ se denomina coeficiente de cointegración. Si X_t e Y_t están cointegradas, entonces tienen la misma, o común, tendencia estocástica.

Stock et al., argumentan como definición de cointegración cuando dos o más series de tiempo con tendencias estocásticas pueden evolucionar juntas de forma tan estrecha a largo plazo que puede parecer que tienen el mismo componente tendencial; es decir, que parece que tengan una tendencia común.

Córdova, expresa que la cointegración de Johansen es un método de aplicación a series tiempo que presentan presunciones de cointegración. De aplicación a sistemas de ecuaciones y basado en el modelo VAR.

Considere un VAR de orden p:

En términos de regresión podemos argumentar que, si incluimos valores pasados o rezagos de X en la regresión de Y, contribuiría a una predicción de Y más significativa, ante esta premisa podemos manifestar que X en términos de Granger causa a Y. Stock et al., coincidieron con esta premisa al decir que X es un predictor útil de Y.

Wooldridge agregó que la causalidad de Granger es una noción limitada que describe como los valores pasados de X son útiles en la predicción de valores futuros de Y después de ser controlados por los valores pasados de Y.

Según el test de Granger plantea las siguientes hipótesis.

Hipótesis 1. Causalidad unidireccional de CO₂ a PIB per cápita; rechazo de la hipótesis 1.

Hipótesis 2. Causalidad unidireccional de PIB per cápita a CO₂; rechazo de la hipótesis 2.

Hipótesis 3. Causalidad bidireccional entre las variables; ambas hipótesis son rechazadas.

Hipótesis 4. Variables independientes; ambas hipótesis no son rechazadas.

Para probar las hipótesis se toma en cuenta la probabilidad de Fischer (Prob). Si p values se encuentra en el valor mínimo de rechazo, menor al 5% o 0,05 se rechaza una de las hipótesis. Bajo este criterio podemos describir los posibles resultados (Tabla 1).

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde Y_t es un vector de k variables integradas de orden 1, y ε_t es un vector de innovación. Se puede reescribir el VAR como

$$\Delta Y_t = \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Donde,

$$\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I_k \quad (6)$$

$$\Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j \quad (7)$$

Bajo el criterio de que la matriz de coeficiente Π tiene rango reducido $r > k$, genera la presencia de matrices α y β de dimensión $k * r$, cada una de rango r , tal es que $\Pi = \alpha\beta'$ y $\beta'Y_t$ es estacionario. Siendo β el vector de cointegración y r el rango de cointegración, el test de Johansen estima la matriz Π a partir de un VAR para posteriormente probar las hipótesis nulas correspondientes al rango reducido de dicha matriz. El test de Johansen determina cual es el rango de cointegración de un vector de variables $I(1)$. De encontrar mencionado orden de integración, existiendo una ecuación de cointegración entre ellas permite establecer una relación a largo plazo entre las variables, dejando la posibilidad de estimar un

modelo de corrección de error.

Para el análisis de los datos que persigue el presente documento se utilizó como software econométrico el Eviews 9, el cual presentó los resultados de los contrastes para el desarrollo de los resultados.

IV.RESULTADOS

La relación entre el Dióxido de Carbono (CO_2) y el Producto Interno Bruto (PIB) Per-cápita, para el caso de Ecuador, y América Latina y el Caribe presentan una pendiente positiva, aunque irregular en el caso ecuatoriano (Figura 1).

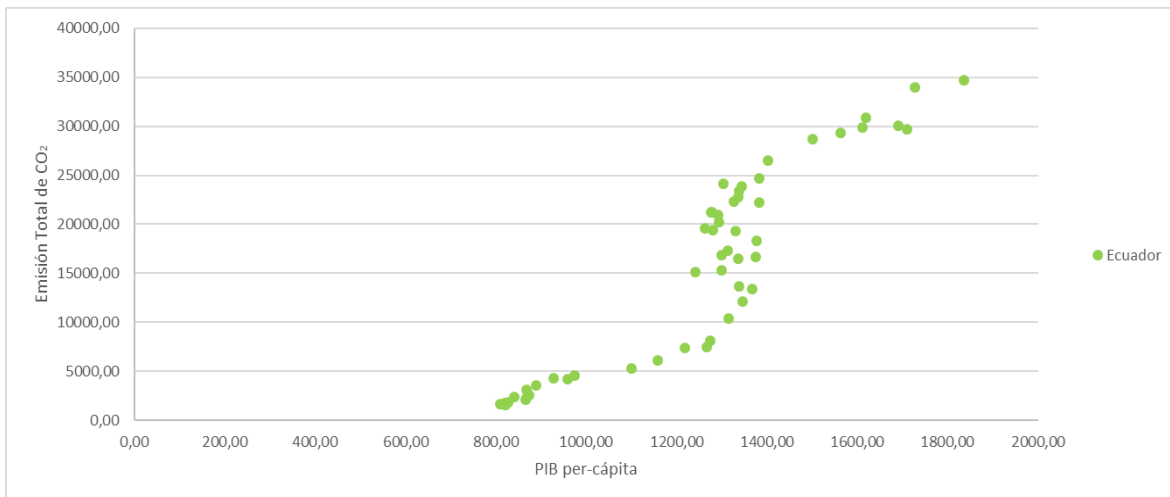


Fig. 1A. Relación entre CO_2 Per-cápita y el PIB Per-cápita. Ecuador

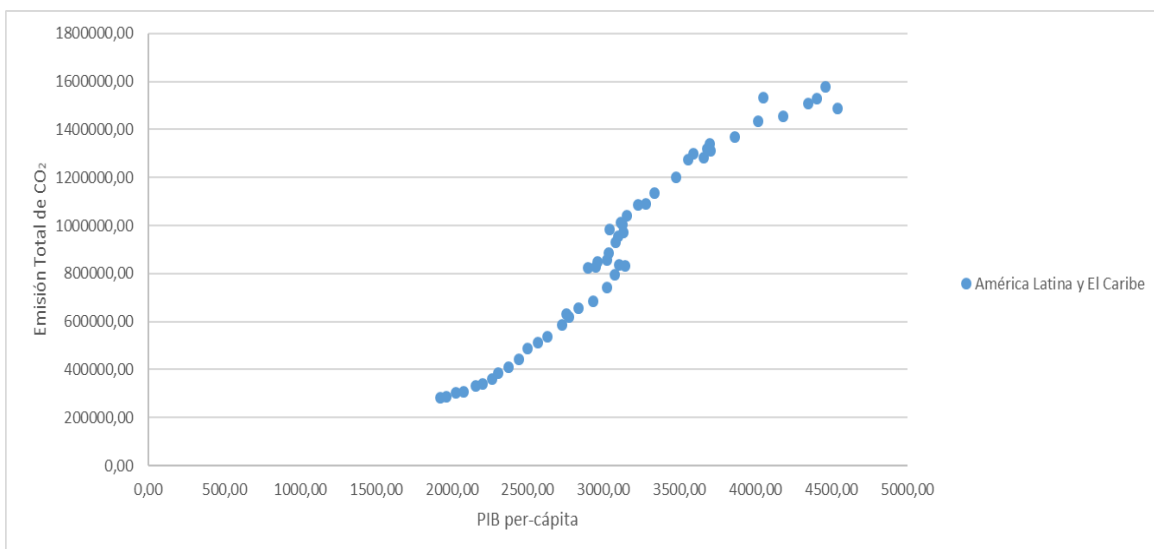


Fig. 1B. Relación entre CO_2 Per-cápita y el PIB Per-cápita. América Latina y El Caribe

Para determinar el criterio de tendencia determinística o estocástica se realizó la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (DFA). Los resultados de esta prueba muestran que en ambos casos los indicadores aprueban

la hipótesis nula, indicando que tanto el CO₂ como el PIB Per-cápita son series que tienen raíz unitaria siendo estas no estacionarias (Tabla 2).

Tabla 2. Prueba de Raíz Unitaria CO₂ y PIB Per-cápita

| Grupo | Variable | Prueba DFA | | Prob* |
|----------------------------|-----------------|-----------------------------------|-------------|--------|
| | | Test critical values: 5% level | t-Statistic | |
| Ecuador | CO ₂ | -2.922449 | 0.304087 | 0.9762 |
| | PIB Per-cápita | -2.919952 | 0.455331 | 0.9834 |
| América Latina y el Caribe | CO ₂ | -2.919952 | -0.094370 | 0.9443 |
| | PIB Per-cápita | -2.919952 | -1.080856 | 0.7166 |

Para el proceso de estimación del vector autorregresivo (VAR) es necesario establecer la longitud máxima de rezago sobre el cual se determine la relación de las variables CO₂ y PIB Per-cápita entendiendo este criterio como el rezago óptimo. Para ello utilizaremos la prueba de razón de verosimilitud, los criterios de Error de Predicción Final y los estadísticos de Akaike,

Schwarz y Hannan-Quinn. Estos criterios presentan una discrepancia al momento de establecer el rezago; al momento de establecer como rezago óptimo en el caso de Ecuador este varía entre los rezagos 1, 3 y 14, mientras que en América Latina y el Caribe varía entre los rezagos 2, 3, 9 y 14 (Tabla 3).

Tabla 3A. Criterios de Selección del Orden de Retrasos – VAR CO₂ PIB Per-cápita. Ecuador

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|-----------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 0 | -618.1594 | NA | 5.13e+11 | 32.63997 | 32.72616 | 32.67064 |
| 1 | -552.8005 | 120.3981 | 2.03e+10 | 29.41055 | 29.66912* | 29.50255* |
| 2 | -551.3891 | 2.451376 | 2.34e+10 | 29.54679 | 29.97774 | 29.70012 |
| 3 | -544.4376 | 11.34190* | 2.01e+10* | 29.39145 | 29.99477 | 29.60611 |
| 4 | -542.6931 | 2.662684 | 2.29e+10 | 29.51016 | 30.28586 | 29.78615 |
| 5 | -540.2293 | 3.501134 | 2.52e+10 | 29.59102 | 30.53909 | 29.92834 |
| 6 | -540.1562 | 0.096238 | 3.17e+10 | 29.79769 | 30.91815 | 30.19634 |
| 7 | -533.7934 | 7.702309 | 2.89e+10 | 29.67334 | 30.96617 | 30.13332 |
| 8 | -526.7316 | 7.805115 | 2.58e+10 | 29.51219 | 30.97740 | 30.03350 |
| 9 | -525.7487 | 0.982987 | 3.21e+10 | 29.67098 | 31.30857 | 30.25362 |
| 10 | -520.3712 | 4.811395 | 3.24e+10 | 29.59848 | 31.40845 | 30.24246 |
| 11 | -515.3808 | 3.939829 | 3.42e+10 | 29.54636 | 31.52870 | 30.25166 |
| 12 | -511.5716 | 2.606278 | 3.97e+10 | 29.55640 | 31.71112 | 30.32303 |
| 13 | -503.1391 | 4.881944 | 3.79e+10 | 29.32311 | 31.65021 | 30.15108 |
| 14 | -495.3216 | 3.703064 | 3.99e+10 | 29.12219* | 31.62166 | 30.01148 |

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Tabla 3B. Criterios de Selección del Orden de Retrasos – VAR CO2 PIB Per-cápita. América Latina y el Caribe.

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|-----------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| 0 | -777.5223 | NA | 2.25e+15 | 41.02749 | 41.11368 | 41.05815 |
| 1 | -675.2612 | 188.3756 | 1.28e+13 | 35.85585 | 36.11442 | 35.94785 |
| 2 | -662.5528 | 22.07257 | 8.12e+12 | 35.39751 | 35.82846* | 35.55084 |
| 3 | -657.0589 | 8.963709 | 7.54e+12* | 35.31889 | 35.92221 | 35.53355* |
| 4 | -655.7197 | 2.044067 | 8.76e+12 | 35.45893 | 36.23463 | 35.73492 |
| 5 | -651.8561 | 5.490299 | 8.97e+12 | 35.46611 | 36.41419 | 35.80343 |
| 6 | -651.8186 | 0.049396 | 1.13e+13 | 35.67466 | 36.79512 | 36.07331 |
| 7 | -650.3586 | 1.767334 | 1.34e+13 | 35.80835 | 37.10118 | 36.26833 |
| 8 | -648.4587 | 2.099844 | 1.56e+13 | 35.91888 | 37.38409 | 36.44019 |
| 9 | -638.3809 | 10.07781* | 1.21e+13 | 35.59900 | 37.23658 | 36.18164 |
| 10 | -635.4088 | 2.659311 | 1.38e+13 | 35.65309 | 37.46306 | 36.29706 |
| 11 | -628.4772 | 5.472289 | 1.32e+13 | 35.49880 | 37.48114 | 36.20410 |
| 12 | -619.2194 | 6.334256 | 1.15e+13 | 35.22208 | 37.37679 | 35.98871 |
| 13 | -610.5310 | 5.030151 | 1.08e+13 | 34.97532 | 37.30241 | 35.80328 |
| 14 | -602.6341 | 3.740617 | 1.13e+13 | 34.77022* | 37.26969 | 35.65951 |

NA

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level); FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion; SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Para el desarrollo del presente documento destacamos como modelo adecuado el rezago establecido por el criterio de información de Akaike que se presenta en el décimo cuarto rezago para el caso de Ecuador, y América Latina y el Caribe. Entendiendo que el rezago óptimo del VAR entre el CO₂ y el PIB Per-cápita es de catorce rezagos – VAR2(14) para ambos casos, se determina que los indicadores presentan respuesta a los shocks entre variables y entre sí mismas propagándose en el largo plazo.

Para establecer la causalidad se realizó una prueba

de Granger cuyos resultados muestran en el caso de América Latina y el Caribe una causalidad bidireccional rechazando las hipótesis nulas que el PIB Per-cápita no causa en el sentido de Granger al CO₂ y que el CO₂ no causa en el sentido de Granger al PIB Per-cápita. Para el caso de Ecuador este muestra una unidireccionalidad rechazando la hipótesis nula que el PIB Per-cápita no causa en el sentido de Granger al CO₂ y aprobando la hipótesis nula que el CO₂ no causa en el sentido de Granger al PIB Per-cápita (Tabla 4). Esto se evidencia al observar los valores de los p values en la tabla.

Tabla 4. Prueba de Causalidad de Granger – VAR CO2 y PIB Per-cápita

| Grupo | Hipótesis nula | Test de Granger | | |
|----------------------------|---|-----------------|----|--------|
| | | Chi-sq | Df | Prob. |
| Ecuador | CO ₂ no causa a PIB Per-cápita | 12.01128 | 14 | 0.6054 |
| | PIB Per-cápita no causa a CO ₂ | 22.72463 | 14 | 0.0649 |
| América Latina y el Caribe | CO ₂ no causa a PIB Per-cápita | 35.92645 | 14 | 0.0011 |
| | PIB Per-cápita no causa a CO ₂ | 26.56334 | 14 | 0.0219 |

La tabla de dialogo resumen indica las cuatro especificaciones de Cointegración tanto en la prueba de la Traza como en la del Maximun Eigenvalue, siendo estas la no tendencia determinística en los datos, la de

tendencia determinística lineal en los datos y la tendencia determinística cuadrática en los datos, para el caso de estudio se seleccionará sólo intercepto en la ecuación de cointegración (CE) y no tendencia en el VAR para la

de tendencia determinística lineal en los datos en ambos casos (Tabla 5).

Tabla 5. Test de Cointegración de Johansen – Resumen de Supuestos

| Grupo | Data Trend: | None | None | Linear | Linear | Quadratic |
|----------------------------|-------------|--------------|--------------------|--------------------|-----------------|-----------------|
| Ecuador | Test Type | No Intercept | Intercept No Trend | Intercept No Trend | Intercept Trend | Intercept Trend |
| | Trace | 1 | 2 | 2 | 1 | 1 |
| | Max-Eig | 1 | 2 | 2 | 1 | 1 |
| | Test Type | No Intercept | Intercept No Trend | Intercept No Trend | Intercept Trend | Intercept Trend |
| América Latina y el Caribe | Trace | 1 | 2 | 2 | 2 | 2 |
| | Max-Eig | 1 | 2 | 2 | 2 | 2 |

El test de Johansen presenta como criterio con un nivel del 5% de confianza se rechaza la hipótesis nula de no cointegración en favor de una relación de cointegración y de la prueba de Máximun EigenValue con-

cluyendo que existe al menos un solo vector o relación de cointegración para el caso de Ecuador, y América Latina y el Caribe (Tabla 6).

Tabla 6A. Test de Cointegración de Johansen – CO2 y PIB Per-cápita de 14 Rezagos. Ecuador

| Número de ecuaciones de cointegración bajo H_0 | Prueba de Rango de Cointegración Sin Restricciones de Trazas | | | |
|--|---|--|--------------------|----------|
| | Valor Propio | Estadístico de la Trazas | Valor crítico 0,05 | P-valor* |
| Ninguna | 0.280283 | 13.17517 | 12.32090 | 0.0359 |
| Cuando más 1 | 0.026823 | 1.005992 | 4.129906 | 0.3666 |
| Número de ecuaciones de cointegración bajo H_0 | Prueba de Rango de Cointegración Sin Restricciones del Máximo de Valor Propio | | | |
| | Valor Propio | Estadístico del Máximo de Valor Propio | Valor crítico 0,05 | P-valor* |
| Ninguna | 0.280283 | 12.16917 | 11.22480 | 0.0340 |
| Cuando más 1 | 0.026823 | 1.005992 | 4.129906 | 0.3666 |

Tabla 6B. Test de Cointegración de Johansen – CO2 y PIB Per-cápita de 4 Rezagos. América Latina y el Caribe

| Número de ecuaciones de cointegración bajo H_0 | Prueba de Rango de Cointegración Sin Restricciones de Trazas | | | |
|--|---|--|--------------------|----------|
| | Valor Propio | Estadístico de la Trazas | Valor crítico 0,05 | P-valor* |
| Ninguna | 0.283473 | 13.11502 | 12.32090 | 0.0368 |
| A lo más 1 | 0.020899 | 0.781476 | 4.129906 | 0.4336 |
| Número de ecuaciones de cointegración bajo H_0 | Prueba de Rango de Cointegración Sin Restricciones del Máximo de Valor Propio | | | |
| | Valor Propio | Estadístico del Máximo de Valor Propio | Valor crítico 0,05 | P-valor* |
| Ninguna | 0.283473 | 12.33355 | 11.22480 | 0.0318 |
| A lo más 1 | 0.020899 | 0.781476 | 4.129906 | 0.4336 |

V. CONCLUSIONES

Los resultados siguen contribuyendo al desarrollo empírico del tema ante la diversidad de respuestas encontradas en otros estudios. Es necesario generar otros estudios del tema con diversas metodologías que fortalezcan el desarrollo empírico en favor del mismo.

Hay que tomar en cuenta que el resultado mostrado por América Latina y el Caribe, aunque expresa un promedio del global de países que lo componen no es un genérico en el comportamiento de cada uno de ellos ya que abarca a varias naciones de distintos comportamientos, por lo que los resultados, aunque nos permiten evaluar una premisa inicial del proceso de productivo y sus efectos contaminantes en cuanto a la emisión de CO₂, esta no es concluyente.

Ecuador, y América Latina y el Caribe presentan una relación entre el CO₂ Per-cápita y el PIB Per-cápita con tendencia positiva, en oposición a la premisa establecida en la curva ambiental de Kuznets, lo que sugiere que aún no se ha llegado a un punto crítico alto que determine el desarrollo de sus economías, tecnologías o políticas que generen un proceso de declive de su relación.

Al estudiar la relación entre el CO₂ y el PIB Per-cápita para el caso de Ecuador se determinó que la relación de ambos indicadores es de tendencia positiva, no estacionaria. Por lo que fue necesario evaluar su relación bajo la prueba de Johansen, de acuerdo con el test de cointegración, el rango de cointegración de las variables analizadas es $r = 1$ bajo la especificación de intercepto en la ecuación de cointegración, y tendencia determinística lineal en los datos con 14 rezagos en los términos VAR en diferencias. Bajo el criterio de causalidad se determinó que según la prueba de Granger el modelo presenta unidireccionalidad en términos de causalidad de Granger del PIB Per Cápita al CO₂.

Para el caso de América Latina y el Caribe, se estableció que la relación de ambos indicadores es de tendencia irregular, no estacionaria. Por lo que fue necesario evaluar su relación bajo la prueba de Johansen, de acuerdo con el test de cointegración, el rango de cointegración de las variables analizadas es $r = 1$ bajo la especificación de intercepto en la ecuación de cointegración, y tendencia determinística lineal en los datos con 14 rezagos en los términos VAR en diferencias. Bajo el criterio de causalidad se determinó que según la prueba de Granger el modelo presenta bidireccionalidad en términos de causalidad de Granger del PIB Per Cápita al CO₂ y viceversa.

El estudio demuestra que existe una relación empírica entre los niveles de contaminación ambiental de los casos evaluados y su alcance en términos de crecimiento económico.

Los resultados siguen contribuyendo al desarrollo empírico del tema ante la diversidad de respuestas encontradas en otros estudios. Es necesario generar otros estudios del tema con diversas metodologías que fortalezcan el desarrollo empírico en favor del mismo.

REFERENCIAS

- [1] E. Urteaga, «Las teorías económicas del desarrollo sostenible,» Cuadernos de Economía, vol. 32, nº 89, pp. 113-162, 2009.
- [2] G. Brundtland, «Our Common Future,» de Report of the World Commission on Environment and Development, 1987.
- [3] R. Bermejo, Del desarrollo sostenible según Brundtland a la sostenibilidad como biomimesis, Bilbao: He-goia, 2014.
- [4] W. Beckerman, «Economists, scientists, and environmental catastrophe,» Oxford Economic Papers, vol. 24, nº 3, 1972.
- [5] G. Grossman y A. Krueger, «Economic Growth and the Environment,» The Quarterly Journal of Economics, vol. 110, nº 2, pp. 353-377, 1995.
- [6] J. y A. Medina, «Ingreso y desigualdad: la Hipótesis de Kuznets en el caso boliviano,» Espacios, vol. 38, nº 31, p. 23, 2017.
- [7] M. Ahluwalia, «Inequality, poverty and development,» Journal of Development Economics, nº 3, pp. 307-342, 1976.
- [8] A. y R. D. Alesina, «Distributive politics and economic growth,» Quarterly Journal of Economics, vol. 109, nº 2, pp. 465-490, 1994.
- [9] R. Barro, «Inequality and growth in a panel of countries,» Journal of Economic Growth, vol. 5, nº 1, pp. 5-32, 2000.
- [10] M. A. Galindo, «Distribución de la renta y crecimiento económico,» de Anuario jurídico y económico escurialense, 2002, pp. 473-502.
- [11] A. Álvarez, «Distribución de la renta y crecimiento económico, Información Comercial Española, ICE,» Revista de economía, nº 835, pp. 95-100, 2007.
- [12] J. C. Núñez, «Crecimiento económico y distribución del ingreso: una perspectiva del Paraguay,» Población y Desarrollo, nº 43, pp. 54-61, 2016.
- [13] S. Kuznets, «Economic Growth and Income Inequality,» American Economic Review, nº 45, pp. 1-28, 1955.
- [14] J. A. y C. J. Araujo, «Relación entre la desigualdad de la renta y el crecimiento económico en Brasil: 1995-2012,» Problemas del desarrollo, vol. 46, nº 180, pp. 129-150, 2015.
- [15] F. Correa, A. Vasco y C. Pérez, «La Curva Medioambiental de Kuznets: Evidencia Empírica para Colombia

Grupo de Economía Ambiental (GEA),» Semestre Económico, vol. 8, n° 15, pp. 13-30, 2005.

[16]M. Heil y T. Selden, «Carbon emissions and economic development: future trajectories based on historical experience,» *Environment and Development Economics*, vol. 6, n° 1, pp. 63-83, 2001.

[17]D. Holtz-Eakin y T. Selden, «Stoking the fires? CO₂ emissions and economic growth,» *Journal of Public Economics*, pp. 85-101, 1995.

[18]D. STERN, «Progress on the environmental Kuznets curve?,» *Environment and Development Economics*, vol. 3, n° 2, pp. 173-196, 1998.

[19]P. Ekins, «The Kuznets curve for the environment and economic growth: examining the evidence,» *Environment and Planning*, vol. 29, pp. 805-830, 1997.

[20]W. Moomaw y G. Unruh, «Are Environmental Kuznets Curves Misleading us?,» de Fletcher School of Law & Diplomacy, 1997.

[21]S. M. Bruyn, J. Van- Den- Bergh y J. Opschoor, «Economic growth and emissions: reconsidering the empirical basis of environmental Kuznets curves,» *Ecological Economics*, pp. 161-175, 1998.

[22]B. Friedl y M. Getzner, «Determinants of CO₂ Emissions in a small open Economy,» *Ecological Economics*, vol. 45, n° 1, pp. 133-148, 2003.

[23]T. Sheldon, «Carbon emissions and economic growth: A replication and extension,» *Energy Economics*, vol. 82, pp. 85-88, 2007.

[24]B. Huang, M. Hwang y C. Yang, «Causal relationship between energy consumption and GDP growth revisited: A dynamic panel data approach,» *Ecological Economics*, vol. 67, n° 1, pp. 41-54, 2008.

[25]J. He y P. Richard, «Environmental Kuznets curve for CO₂ in Canada,» *Ecological Economics*, vol. 69, n° 5, pp. 1083-1093, 2010.

[26]S. Dinda, «Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey,» *Ecological Economics*, vol. 49, n° 4, pp. 431-455, 2004.

[27]J. M. B. y T. T. Fosten, «Dynamic misspecification in the environmental Kuznets curve: Evidence from CO₂ and SO₂ emissions in the United Kingdom,» *Ecological Economics*, vol. 76, pp. 25-33, 2012.

[28]K. Ahmed, M. Shahbaz, A. Qasing y W. Long, «The linkages between deforestation, energy and growth for environmental degradation in Pakistan,» *Ecological Indicators*, vol. 49, pp. 95-103, 2014.

[29]J. Wooldridge, *Introducción a la Econometría Un Enfoque Moderno*. 4ª ed., Mexico D.F.: Cengage Learning, 2010.