Curva de Kuznets Ambiental y determinantes de las emisiones de CO₂ en Ecuador: un enfoque de cointegración

Environmental Kuznets Curve and determinants of CO₂ emissions in Ecuador: a cointegration approach

DOI: 10.46932/sfjdv2n5-014

Received in: Jun1st, 2021

Accepted in: Sep 30th, 2021

Leobaldo Enrique Molero Oliva

Magíster en Economía, Universidad del Zulia, Maracaibo, Venezuela

Correo: leobaldo_molero@fces.luz.edu.ve

Tanya Shyrna Andino Chancay

Magíster en Comercio y Finanzas Internacionales, Universidad Laica Eloy Alfaro de Manabí, Manta, Ecuador, Correo: tanya.andino@uleam.edu.ec

Mayra Iveth Párraga Mogrovejo

Economista, Universidad Laica Eloy Alfaro de Manabí, Manta, Ecuador

Correo: mayra.parraga@uleam.edu.ec

Holger Esteban Álava Martínez

Economista, Universidad Laica Vicente Rocafuerte, Guayaquil, Ecuador

Correo: halavam@ulvr.edu.ec

Holger Fabrizzio Bejarano Copo

Economista, Universidad Técnica de Machala, Machala, Ecuador,

Correo: hbejarano@utmachala.edu.ec

RESUMEN

La hipótesis de la Curva de Kuznets Ambiental es de gran importancia para comprender la relación entre la actividad económica y la degradación ambiental. Dada la situación actual de cambio climático y crisis ambiental, se ha vuelto importante investigar el impacto de la expansión económica en el medio ambiente. El presente estudio tiene como objetivo comprobar la hipótesis de una CKA para Ecuador, para lo cual se estima un modelo empírico que permite identificar los principales determinantes de corto y largo plazo de las emisiones de dióxido de carbono *per cápita* como medida del deterioro ambiental para el período 1965-2019. La metodología propuesta está sustentada en el enfoque de cointegración de Pesaran y Shin (1999) en el marco de un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL). Los resultados confirman la relevancia del impacto del nivel de desarrollo o ingreso, apertura económica, precio del petróleo y consumo de energía primaria en relación con las emisiones *per cápita* de dióxido de carbono; asimismo, se verifica la CKA, lo que implica que el deterioro ambiental es una función creciente del nivel de actividad económica hasta un determinado nivel crítico de renta, que se ubicó en 3.688,6 USD a precios constante. Después de ese nivel, el crecimiento se asocia con niveles progresivamente mayores de calidad ambiental. Sin embargo, las emisiones pueden incrementarse ante variaciones en el precio del petróleo y el consumo de energía primaria. De este modo, se concluye que un crecimiento más elevado a corto plazo puede acelerar la transición del país hacia niveles de ingreso compatibles con menores emisiones.

Palabras clave: Curva de Kuznets Ambiental, emisiones de CO₂, crecimiento económico, consumo de energía primaria, deterioro ambiental.

ABSTRACT

The Environmental Kuznets Curve hypothesis is of great importance for understanding the relationship between economic activity and environmental degradation. Given the current situation of climate change and environmental crisis, it has become important to investigate the impact of economic expansion on the environment. The present study aims to test the hypothesis of a CKA for Ecuador, for which an empirical model is estimated that allows identifying the main short and long-term determinants of per capita carbon dioxide emissions as a measure of environmental deterioration for the period 1965-2019. The proposed methodology is based on the cointegration approach of Pesaran and Shin (1999) within the framework of an autoregressive model of distributed lags (ARDL). The results confirm the relevance of the impact of the level of development or income, economic openness, oil price and primary energy consumption in relation to per capita emissions of carbon dioxide; Likewise, the CKA is verified, which implies that environmental deterioration is a growing function of the level of economic activity up to a certain critical income level, which was located at USD 3,688.6 at constant prices. After that level, growth is associated with progressively higher levels of environmental quality. However, emissions may increase in the face of variations in the price of oil and consumption of primary emergencies. In this way, it is concluded that higher growth in the short term can accelerate the country's transition towards income levels compatible with lower emissions.

Keywords: Environmental Kuznets Curve, CO₂ emissions, economic growth, primary energy consumption, environmental degradation.

1 INTRODUCCIÓN

El calentamiento global se ha convertido en el problema medioambiental más destacado de nuestro tiempo, afectando prácticamente a todos los países del mundo. El fenómeno se encuentra estrechamente relacionado con las emisiones de dióxido de carbono (CO₂) (Letcher, 2020), que junto al vapor de agua y otros gases, conforman los denominados Gases de Efecto Invernadero (GEI). Hay varios efectos que el calentamiento global puede tener en el medio ambiente, incluido el aumento de los niveles del mar, patrones climáticos cambiantes, olas de calor, sequías, fuego, tormentas severas, lo que ha hecho que la reducción de las emisiones de GEI se haya convertido en el centro de las políticas ambientales. Al mismo tiempo, estas graves consecuencias influyen en el tejido económico y social de muchas regiones y localidades.

Letcher (2020) sostiene que, durante el período 2000-2009, los niveles mundiales de CO₂ han aumentado a una tasa de aproximadamente 2 partes por millón (ppm) por año, mientras que en los últimos 5 años esta tasa ha aumentado a casi 3 ppm por año. Ello se atribuye a fuentes antropogénicas (Letcher, 2020), principalmente, por el rápido desarrollo de las economías (Yin y Jin, 2021) y los incrementos en el consumo de energías no renovables (Saboori y Sulaiman, 2013).

A ese respecto, el crecimiento y desarrollo económico está relacionado con el uso de combustibles fósiles, como el petróleo, el gas y el carbón, que contribuyen al calentamiento de la atmósfera mediante la producción masiva de GEI (Hanaki y Portugal-Pereira 2018); por lo tanto, el nexo entre la degradación ambiental y crecimiento ha sido un área motivo de preocupación en los últimos años convirtiéndose en un tema importante en el ámbito de la economía ambiental (Yin y Jin, 2021; Porrini, 2017; Grossman y Krueger, 1991 y 1995).

A nivel de políticas, una iniciativa reciente contra los efectos del cambio climático lo constituye el Acuerdo de París, propuesto en el marco de las Naciones Unidas y adoptado el 12 de diciembre de 2015 por 196 países. Su objetivo consiste en limitar el calentamiento mundial a muy por debajo de 2, preferiblemente a 1,5 grados centígrados, en comparación con los niveles preindustriales. Para alcanzar este objetivo de temperatura a largo plazo, los países se proponen alcanzar el máximo de las emisiones de GEI lo antes posible para lograr un planeta con cero emisiones netas para mediados del actual siglo (Naciones Unidas, 2020). Ello se suma a compromisos medidas anteriores como la Cumbre de Río de 1992, el Protocolo de Kioto, la Conferencia de las Partes (COP 17), entre otros, que ponen de manifiesto el compromiso por el desarrollo sostenible que busca un equilibrio entre las dimensiones ambiental, social y económica.

Como resultado, la elección entre crecimiento económico y protección del medio ambiente es un reto emergente para los seres humanos que se ha intensificado tanto a nivel teórico como empírico. Estos análisis se han centrado desde la década de los noventa en la hipótesis de la Curva de Kuznets Ambiental (CKA) presentada por Gene Grossman y Alan Krueger (Grossman y Krueger, 1991 y 1995; Panayotou, 1993; Chow y Li, 2014; Zilio y Caraballo, 2014), basada en la curva homónima de Simon Kuznets (Kuznets, 1955), quien describió una relación de U invertida entre desigualdad de ingresos e ingreso *per cápita*, en el que la desigualdad aumenta conforme el ingreso promedio se incrementa, para luego disminuir después de un punto de inflexión.

En efecto, el concepto de una Curva de Kuznets aplicada por primera vez a la calidad ambiental plantea que la relación entre el ingreso *per cápita* y la degradación ambiental sigue la misma relación en forma de U invertida (Grossman y Krueger, 1991, 1995; Panayotou, 1993). En consecuencia, la CKA postula que hay un aumento inicial de la contaminación cuando el ingreso *per cápita* de un país es bajo, pero disminuye con el tiempo a medida que aumenta dicho ingreso.

Para Del Cioppo (2019), existe un trilema que involucra la necesidad de acelerar el crecimiento económico, con reducción de la desigualdad social, y preservación del medio ambiente. Ecuador no está alejado de esta realidad, destacándose la implementación de un marco legislativo que pone especial énfasis en el medio ambiente (Pontarollo y Mendieta, 2020), con el objetivo de reducir la vulnerabilidad de la

población ante los riesgos eminentes del cambio climático, a saber: 1) Constitución del año 2008, que aborda los derechos de la naturaleza por primera vez en la historia. El Ecuador es uno de los pocos países de la región que hace referencia explícita a la temática del cambio climático (Art. 414) (Asamblea Constituyente de Ecuador, 2008); 2) Plan Nacional del Buen Vivir (2013-2017), cuyo objetivo 7 plantea Garantizar los derechos de la naturaleza y promover la sostenibilidad ambiental territorial y global (Secretaría Nacional de Planificación y Desarrollo, 2013); 3) Subsecretaría de Cambio Climático – SCC (octubre 2009): El Ministerio del Ambiente estará encargado de “la formulación y ejecución de la estrategia nacional y el plan que permita generar e implementar acciones y medidas tendientes a concienciar en el país la importancia de la lucha contra este proceso natural y antropogénico y que incluyan mecanismos de coordinación y articulación interinstitucional”; 4) Acuerdo Ministerial N° 095, donde se establece como Política de Estado a la Estrategia Nacional de Cambio Climático.

Conforme lo anterior, el objetivo de la presente investigación consiste en comprobar la hipótesis de una CKA para Ecuador, para lo cual se estima un modelo empírico que permite identificar los principales determinantes de corto y largo plazo de las emisiones de dióxido de carbono *per cápita* como medida del deterioro ambiental para el periodo 1965-2019. La metodología propuesta está sustentada en el enfoque de cointegración de Pesaran y Shin (1999) en el marco de un modelo autorregresivo de rezagos distribuidos (ARDL).

2 CURVA DE KUZNTES AMBIENTAL Y DETERMINANTES DE LAS EMISIONES

Durante los últimos años, la extensión de problemas ambientales a diferentes niveles en virtualmente todo el mundo (Grabara et al., 2021) ha impulsado los estudios sobre la relación entre Medio Ambiente y Economía. En ese contexto, se ha mostrado un alto interés por el impacto de la actividad económica, el crecimiento y otros indicadores macroeconómicos sobre las emisiones de GEI. Entre las áreas donde se ha consolidado la atención destacan los determinantes de las emisiones de CO₂ y el contraste estadístico de la validez de una CKA (Freire-Vinueza et al., 2021).

En particular, la CKA es una herramienta relevante para capturar la relación entre niveles medidos de indicadores de calidad ambiental con el desarrollo económico reflejado en el ingreso *per cápita* (Halicioglu, 2009). La hipótesis CKA sostiene la existencia de deterioro ambiental a niveles bajos de desarrollo económico, y luego a partir de cierto ingreso *per cápita*, un mayor crecimiento y desarrollo económico dan como resultado mejoras en la calidad ambiental (Jiménez et al., 2019; Jardón et al., 2017). Es decir, asume dos regularidades: 1) las emisiones son una función del nivel de desarrollo económico, representado por el ingreso *per capita*. Supone que, conforme un país alcanza mayores niveles de desarrollo, aumentan sus emisiones, con un mayor impacto ambiental; sin embargo, a partir de cierto nivel

o umbral de ingreso, los efectos son inversos, mejorando el resultado ambiental del país; 2) derivado de lo anterior, la hipótesis supone que la relación de causalidad va del ingreso hacia las emisiones.

En ese orden de ideas, con la CKA se inauguró la posibilidad de que los daños en las condiciones ambientales derivados del desarrollo de actividades económicas puedan ser reversibles a partir de cierto punto o nivel crítico de ingreso. En cierto modo, como recalcan Grossman y Krueger (1995), la CKA se contrapone a la visión extrema que proyecta un incremento sostenido en el deterioro ambiental como consecuencia ineludible del crecimiento económico (Vergara et al., 2018). No obstante, persisten controversias acerca de los principales determinantes y el comportamiento en forma de U invertida de las emisiones según dicho marco.

Para el caso de Ecuador, existen algunos trabajos empíricos que no arrojan consenso en torno al cumplimiento estricto de la CKA, y sobre los determinantes de las emisiones en este país. Por ejemplo, Vergara et al. (2018) validan la hipótesis con un modelo de series de tiempo con datos anuales del período 2000-2012. Empero, además de no incorporar otros determinantes, la investigación no brinda pruebas de raíces unitarias ni formulan la cuestión desde un enfoque de cointegración a fin de evitar resultados espurios. Zambrano-Monserrate et al. (2016) proporcionan evidencia empírica de una CKA a largo plazo para Ecuador con datos de 1971 a 2011, usando el enfoque de prueba de límites bajo el modelo ARDL, pero no en el corto plazo. Adicionalmente, toman en cuenta el consumo de energía entre los determinantes de las emisiones de dióxido de carbono, y estiman efectos con los signos esperados adecuados. Aun así, este trabajo no considera el rol de otros posibles determinantes como la apertura comercial o el precio del petróleo.

Jiménez et al. (2019) brindan un análisis del impacto del crecimiento económico sobre el medio ambiente durante el período 1971-2015, utilizando la hipótesis CKA. Encuentran que la hipótesis se cumple, junto con una relación directa y positiva a corto plazo entre el crecimiento económico y las emisiones de CO₂.

Por otra parte, Rentería et al. (2016) recurren a una metodología de series de tiempo, que incluye pruebas de estacionariedad, vectores autorregresivos (VAR) y contraste de cointegración de Johansen. Los resultados obtenidos para 1971-2010 reflejan una relación lineal monótona creciente, la cual señala que el PIB está asociado a crecientes niveles de emisiones de CO₂ a largo plazo. Además, verifican una relación estable de largo plazo entre las emisiones, el consumo de energía y el PIB (todas en términos *per capita*). A pesar de ello, concluyen que la hipótesis de la CKA no se cumple en Ecuador.

Así mismo, Andrade et al. (2019) examinan el impacto de variables económicas relacionadas con la energía, sobre la degradación ambiental en Ecuador, bajo el enfoque CKA con datos de 1980-2014. Para ello, estimaron una ecuación de corto plazo y una de largo plazo utilizando la metodología ARDL.

Analizaron el impacto del consumo de electricidad de fuentes renovables, del gas natural seco y del de petróleo en términos *per capita*, en relación con las emisiones de CO₂ por consumo de energía. Los resultados de Andrade et al. (2019) no verifican la hipótesis EKC, mientras que la electricidad de fuentes renovables no es significativa para explicar las emisiones.

Al margen del contexto ecuatoriano, la hipótesis de una CKA ha sido abordada desde diversas perspectivas metodológicas para países y grupos de economías, hallándose un vasto rango de determinantes económicos y sociales de las emisiones, y diferencias en el cumplimiento de un *trade-off* entre desarrollo y deterioro ambiental. Entre los estudios con series de tiempo y la metodología de cointegración en contextos ARDL para capturar la relación a corto y largo plazo entre las variables, destacan los de Halicioglu (2009), Dogan y Turkekul (2016), Rauf et al. (2018), Rayhan et al. (2018), Zhakanova et al. (2019), Abumunshar et al. (2020), Khan (2021) y Adebayo (2021), entre otros.

Halicioglu (2009) encuentra evidencia a favor de una CKA en Turquía durante el período 1960-2005, al tiempo que ubica al ingreso como la variable más significativa para explicar las emisiones de carbono, seguido por el consumo de energía y la apertura comercial. Para este mismo país, Abumunshar et al. (2020) emplean datos de 1985 a 2015, para comprobar el efecto de los precios del petróleo, el consumo de energía renovable y no renovable y el crecimiento económico en las emisiones, mediante el uso de pruebas de cointegración y estimaciones de la interacción a largo plazo entre las variables por las metodologías ARDL, mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS), regresión de cointegración canónica (CCR) y con mínimos cuadrados ordinarios completamente modificados (FMOLS). Además de verificar la existencia de una CKA a corto y largo plazo, Abumunshar et al (2020) encuentran que las variaciones en el precio del petróleo tuvieron una influencia inversa sobre las emisiones en esta economía. De igual manera, Zhakanova et al. (2019) confirman la CKA a corto y largo plazo para Turquía en 1980-2014 en un modelo que incorpora la tasa de interés, el ingreso, la apertura, la inversión extranjera directa (IED) y el consumo de energía entre los determinantes.

En el mismo orden de ideas, Rayhan et al. (2018) utilizan el marco teórico de la CKA para explicar las emisiones de CO₂ en Bangladesh, así como el enfoque de prueba de límites ARDL como herramienta empírica para validar la cointegración entre variables y estimar los coeficientes de los determinantes. Sus resultados confirman que la hipótesis de CKA es válida tanto a corto como a largo plazo. Además, la urbanización y el consumo de energía tienen un impacto positivo estadísticamente significativo en las emisiones, al tiempo que el impacto de la apertura económica y la IED se considera estadísticamente insignificante.

Khan (2021) incluye al consumo total de energía, el PIB real *per cápita*, la IED y la apertura comercial para explicar las emisiones de CO₂ *per cápita* en Pakistán. El estudio determina la presencia de

la hipótesis CKA en este país para el período 1980-2016; adicionalmente, determina que la IED y la apertura comercial tuvieron un efecto positivo en las emisiones. Adebayo (2021) explora los efectos causales y a largo plazo del consumo de energía, la apertura comercial y el crecimiento sobre las emisiones de CO₂ en Indonesia a partir de datos anuales entre 1980 y 2016. Para capturar los efectos a largo plazo, el estudio utiliza el estimador ARDL, mientras que para investigar correlaciones y efectos causales entre las variables usan la técnica de coherencia *wavelet*. Sus hallazgos revelan la validez de la hipótesis de la CKA a corto y largo plazo. Así mismo, las variables crecimiento y uso de energía desencadenan positivamente las emisiones, mientras que la apertura mejora la calidad ambiental.

Por el contrario, Rauf et al. (2018) y Dogan y Turkekul (2016) no encuentran evidencia de la CKA para China y EE. UU., respectivamente. En el primer caso, los autores examinan el nexo entre las variables consumo de energía, crecimiento económico, valor agregado agrícola, valor agregado industrial, valor agregado del servicio, apertura comercial, desarrollo financiero, urbanización y degradación ambiental (emisión de CO₂) en China desde 1968 hasta 2016, encontrando que la industria, la agricultura, los servicios, el consumo de energía y la apertura empeoran el medio ambiente; en cambio, el crecimiento y la urbanización garantizan la calidad del medio ambiente.

A su vez, Dogan y Turkekul (2016) encuentran una relación de cointegración entre las emisiones de dióxido de carbono, el consumo de energía, la producción real (PIB), el cuadrado de la producción real (PIB²), la apertura comercial, la urbanización y el desarrollo financiero en los EE. UU., para el período 1960-2010. A largo plazo, el consumo de energía y la urbanización aumentan la degradación ambiental, el desarrollo financiero no tiene ningún efecto sobre ella, y el comercio conduce a mejoras ambientales. Sin embargo, este estudio no respalda la validez de la hipótesis de la CKA para los EE. UU. Sánchez y Caballero (2019) indican la existencia de la CKA en América Latina y el Caribe mediante un modelo de panel con cointegración para las emisiones de CO₂. Agregan que es necesario alcanzar un punto de inflexión superior a 10.134 dólares *per capita* (a precios de 2010) para poder estabilizar las emisiones y que, posteriormente, comiencen a reducirse, generando un proceso de actividad económica baja en carbono. En el caso de Ecuador, el punto de inflexión se ubica en 4.865 dólares.

3 METODOLOGÍA

Se plantea un modelo empírico para los determinantes de las emisiones territoriales de CO₂ *per capita* en Ecuador. Comúnmente, las emisiones de CO₂ *per capita* recogen el impacto ambiental, puesto que suele evaluar eficazmente el desempeño del medio ambiente (Li et al., 2021; Rahman, 2019). El modelo también permite comprobar la existencia de la CKA, conforme la siguiente formulación estándar en economía energética (Halicioglu, 2009):

$$Y = (\alpha).(X)^{\beta_1}.(X^2)^{\beta_2}.(Z)^{\beta_3} .(\varepsilon) \quad (1)$$

Siendo Y la variable dependiente para el deterioro ambiental; X es la variable económica para el nivel de desarrollo o riqueza, por lo general, el producto (PIB) o ingreso en términos *per capita*. Con la variable X se busca indagar el cumplimiento de una relación positiva conforme aumenta el crecimiento; además, se incluye el cuadrado de la variable (X^2), para capturar la no linealidad de la CKA, es decir, una relación inversa entre emisiones e ingreso a partir de cierto umbral, mediante el signo y significancia del parámetro β_2 . Por su parte, Z es un vector de otros determinantes de las emisiones; el término constante α y los exponentes β_1 , β_2 y β_3 son los parámetros a estimar; por último, ε es el residuo. Luego, se toma logaritmo (Ln) en todas las variables de (1) para que el modelo aparezca linealizado, de manera que los exponentes estimados sean considerados como elasticidades (Liddle, 2015):

$$\text{Ln}(Y) = \alpha + \beta_1 * \text{Ln}(X) + \beta_2 * \text{Ln}(X^2) + \beta_3 * \text{Ln}(Z) + \varepsilon \quad (2)$$

$$y = \alpha + \beta_1 * x + \beta_2 * x^2 + \beta_3 * z + \varepsilon \quad (2a)$$

La versión (2a) hace uso de las variables en minúsculas para expresar que cada una de ellas es tomada en su logaritmo natural, por ejemplo, $y = \text{Ln}(Y)$. Una función general que puede capturar la relación entre emisiones y un conjunto de determinantes que reflejan a X, X^2 y Z es el siguiente:

$$\text{ETCO2pc} = f(\text{INGRESO}; \text{INGRESO}^2; \text{AC}; \text{PP}; \text{CEP}) \quad (3)$$

Donde la notación es ETCO2pc = Emisiones territoriales de CO_2 *per cápita*; INGRESO = Producto o ingreso *per cápita*; INGRESO^2 = cuadrado del ingreso *per cápita*; AC = Apertura comercial, o simplemente apertura; PP = Precio del petróleo; y CEP = Consumo de energía primaria *per capita*. La función general en (3) se propone bajo el contexto de la CKA, donde las variables ingreso y el cuadrado del ingreso (X y X^2 en [2]) constituyen los principales determinantes de las emisiones *per cápita* (Abumunshar et al., 2020). A su vez, son combinadas con otros determinantes en un marco de economía abierta, fundamentada con el enfoque estocástico para los determinantes del deterioro ambiental conocido como STIRPAT (*Stochastic Impacts by Regression on Population, Affluence, and Technology*) (York et al., 2003; Dietz y Rosa, 1997), en concordancia con Rauf et al (2018), Dogan y Turkekul (2016), Apergis y Payne (2015) y Liddle (2013; 2015).

En efecto, el resto de determinantes representan la variable Z de (2), que equivale, en el marco STIRPAT, a elementos ligados a los cambios en la tecnología. Algunos estudios que combinan CKA-STIRPAT han incluido al consumo de energía *per capita* (Halicioglu, 2009; Verbič et al., 2021; Yousaf et al., 2016), mientras que ejemplos de estudios que incorporan el precio del petróleo como una variable adicional para probar la hipótesis CKA incluyen a Abumunshar et al. (2020), Erdogan et al. (2020), y Apergis y Payne (2015). Por último, la apertura comercial es considerada por (Adebayo, 2021; Khan, 2021; Zhakanova et al., 2019; Sánchez y Caballero, 2019; Rayhan et al., 2018; Rauf et al., 2018; Dogan y Turkekul, 2016).

La combinación de estos enfoques deviene como el principal aporte del estudio, en comparación a otros trabajos para Ecuador. Las variables consideradas en la función general (3) se plantean en sus formas log-lineales (Ln), con el objetivo de obtener un modelo con elasticidades de variables:

$$\text{etco2pc}_t = \alpha + \beta_1 * \text{ingreso}_t + \beta_2 * \text{ingreso}_t^2 + \beta_3 * \text{ac}_t + \beta_4 * \text{pp}_t + \beta_5 * \text{cep}_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Donde nuevamente la notación en minúscula expresa cada variable en su forma de logaritmo natural, por ejemplo, $\text{etco2pc} = \text{Ln}(\text{ETCO2pc})$. Además, el subíndice t indica el tiempo; ε es el término de error, que se supone presenta una distribución normal con media cero y varianza constante; por su parte, los parámetros β_1 a β_5 son las elasticidades de las emisiones *per capita* respecto a los cambios en el ingreso *per cápita*, cuadrado del ingreso *per cápita*, apertura, precio del petróleo y consumo de energía primaria *per cápita*, respectivamente. Estos efectos se conocen en la literatura como elasticidad ecológica (York et al., 2003), y recoge el cambio proporcional en la medida de los impactos ambientales debido a un cambio en cualquiera de los determinantes, manteniendo constante el resto de factores.

Asimismo, el cumplimiento de la hipótesis de CKA implica que $\beta_1 > 0$, y $\beta_2 < 0$ en la regresión de (4). Se estimó el modelo (4) usando 55 observaciones anuales del lapso 1965-2019), en función de la disponibilidad de datos para los siguientes indicadores (Cuadro 1):

Cuadro 1. Descripción de las variables de estudio

No.	Variable	Indicador	Notación	Fuente
1	Nivel de desarrollo ingreso	Ingreso <i>per capita</i> , representado por el PIB <i>per capita</i> (expresado en US\$ a precios constantes de 2010). El PIB <i>per capita</i> es el Producto Interno Bruto dividido por la población a mitad de año.	INGRESO	Banco Mundial (Indicadores del Desarrollo Mundial)
2	Apertura	Comercio como % del PIB, el comercio es la suma de las exportaciones e importaciones de bienes y servicios, medidas como proporción del Producto Interno Bruto (PIB).	AC	

3	Precio del petróleo	Precios mundiales del petróleo crudo, medidos en dólares estadounidenses por barril, \$ 2019 (deflactados utilizando el Índice de Precios al Consumidor de EE. UU.).	PP	Statistical Review of World Energy (BP plc, 2020)
4	Consumo de energía primaria	Consumo de energía primaria <i>per capita</i> (Gigajulio <i>per capita</i>).	CEP	
5	Emisiones de CO ₂	Emisiones territoriales de CO ₂ en toneladas métricas por persona (<i>per capita</i>).	ETCO ₂ pc	Banco Mundial (Indicadores del Desarrollo Mundial), Global Carbon Atlas (Friedlingstein et al., 2020)

Fuente: elaboración propia (2021).

4 RESULTADOS Y DISCUSIÓN

4.1 PRUEBAS DE RAÍZ UNITARIA

Para estimar (4) con las variables en niveles, es necesario verificar el orden de integración de las series de tiempo. Para tal fin, se emplearon dos pruebas de raíz unitaria: la prueba Dickey-Fuller Aumentado (ADF) y la de Phillips-Perron (PP), además, de la inspección visual de las series y el gráfico del correlograma muestral donde fue ameritado. La Tabla 2 exhibe los resultados del estadístico de la prueba para las variables en niveles (logaritmo natural) y en sus primeras diferencias denotada por el símbolo Δ . Cabe destacar que la primera diferencia del logaritmo es una aproximación a la tasa de crecimiento de la variable.

Tabla 2. Resultados de las pruebas de raíz unitaria

Variable	Longitud de Rezagos	Prueba Dickey-Fuller Aumentada (ADF)			Prueba Phillips-Perron (PP)		
		Niveles	Niveles	Decisión	Niveles	Niveles	Decisión
etco2pc	SIC(1)	-2,546	-2,305	I(1)	-2,644*	-2,086	I(1)
ingreso	AIC(5)	-1,265	-2,531	I(1)	-1,290	-1,843	I(1)
ingreso ²	SIC(1)	-1,961	-2,301	I(1)	-1,330	-1,867	I(1)
ac	SIC(1)	-2,314	-2,325	I(1)	-2,321	-2,359	I(1)
pp	SIC(5)	-1,976	-1,940	I(1)	-2,011	-2,018	I(1)
cep	SIC(1)	-3,106**	-1,489	I(1)	-3,185**	-1,478	I(1)
Variable	Longitud de Rezagos	Primeras diferencias			Primeras diferencias		
		CCST	CCCT	Decisión	CCST	CCCT	Decisión
Δ etco2pc	SIC(1)	-8,156***	-9,008***	I(0)	-9,422***	-10,317***	I(0)
Δ ingreso	AIC(5)	-4,913***	-4,923***	I(0)	-5,021***	-5,026***	I(0)
Δ ingreso ²	SIC(1)	-4,902***	-5,007***	I(0)	-4,972***	-5,047***	I(0)
Δ ac	SIC(1)	-7,467***	-7,638***	I(0)	-7,467***	-7,855***	I(0)
Δ pp	SIC(5)	-6,866***	-6,857***	I(0)	-6,866***	-6,857***	I(0)
Δ cep	SIC(1)	-6,607***	-7,564***	I(0)	-6,703***	-7,569***	I(0)

Fuente: cálculos en Eviews 10 (2021).

Notas: ***, ** y * indican que se rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria al 1%, 5% y 10% de significancia, respectivamente. CCST indica la prueba con constante y sin tendencia, CCCT es la prueba con constante y con tendencia. La

longitud de rezagos fue seleccionada por los criterios de información Akaike (AIC) y Schwarz (SIC), entre un máximo de rezagos señalado entre paréntesis en cada caso. La prueba PP fue realizada con el método de estimación espectral Bartlett kernel y ancho de banda Newey-West.

La hipótesis nula en ambas pruebas es que la serie en cuestión tiene una raíz unitaria. Así, la prueba ADF no rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria en $etco2pc$ a ningún nivel de significancia, en la prueba con constante y sin tendencia (CCST), pero si se rechaza en la prueba PP al 10%. En la prueba con constante y con tendencia, la hipótesis no es rechazada a ninguno de los niveles de significancia tradicionales, lo mismo que refleja la prueba PP. La inspección del correlograma muestral ayuda a dirimir esta ambigüedad, reflejando que la serie no es estacionaria en sus niveles. En contraste, cuando la serie es diferenciada, tanto la prueba ADF como la prueba PP reflejan claramente que la serie se convierte en estacionaria, pues la hipótesis nula pudo ser rechazada al 1%. Por lo tanto, existe evidencia preliminar que $etco2pc$ es $I(1)$.

Respecto a las variables ingreso, ingreso², ac y pp , ambas pruebas arrojan evidencia que permite rechazar la hipótesis de raíz unitaria en las series en niveles a cualquier nivel de significancia, pero si se rechaza en primeras diferencias al 1%. Por lo tanto, estas cuatro series son $I(1)$ en niveles, pero $I(0)$, es decir, estacionarias, en diferencias. Por último, la serie cep es estacionaria en niveles al 5%, según ambas pruebas realizadas con constante y sin tendencia. Mientras que, las pruebas con constante y con tendencia, no permite rechazar la hipótesis nula. En este caso, de nuevo, se consulta el correlograma de la serie, que refleja evidencia de no estacionariedad en los niveles, pero si en la primera diferencia. De la misma forma, las pruebas ADF y PP si permiten rechazar la hipótesis nula de raíz unitaria en la primera diferencia de cep . En consecuencia, la serie en niveles puede ser $I(0)$ o $I(1)$.

4.2 DETERMINANTES A LARGO PLAZO: REGRESIONES DE COINTEGRACIÓN

De acuerdo a los contrastes de raíz unitaria, las series en niveles son integradas de primer orden, es decir, $I(1)$, o lo que es lo mismo, debieron ser diferenciadas una vez para transformarse en series estacionarias. No obstante, en algunas especificaciones se presentó la posibilidad de que tanto $etco2pc$ como cep fueran estacionarias en niveles, esto es, $I(0)$. El enfoque de cointegración de Engle-Granger de dos pasos y la prueba de cointegración de Johansen requieren como condición previa que las variables tengan el mismo orden de integración. Por el contrario, la metodología de cointegración bajo el enfoque ARDL asume perfectamente la posibilidad de que las variables del modelo sean una combinación de variables $I(0)$ e $I(1)$ como orden de integración. Los resultados de las pruebas de raíces unitarias justifican la aplicación de este último enfoque.

La ecuación (4) es replanteada como un modelo ARDL, que incluye rezagos de la variable dependiente y de las variables explicativas entre los regresores. Así mismo, con esta metodología es

posible comprobar la existencia de una relación de cointegración entre las variables a través de la prueba de límites (Pesaran y Shin, 1999; Pesaran et al., 2001), la cual se sustenta en la estimación por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) de un modelo de corrección de error (MCE) no restringido que admite variables integradas de orden cero $I(0)$ o de orden uno $I(1)$, o de ambas (García, 2019). El modelo para las emisiones como variable dependiente es:

$$\begin{aligned} \Delta \text{etco2pc}_t = & \alpha + \beta_0 \text{etco2pc}_{t-1} + \beta_1 \text{ingreso}_{t-1} + \beta_2 \text{ingreso}_{t-1}^2 + \beta_3 \text{ac}_{t-1} + \beta_4 \text{pp}_{t-1} + \\ & \beta_5 \text{cep}_{t-1} + \sum_{j=1}^p \theta_{0j} \Delta \text{etco2pc}_{t-j} + \sum_{j=0}^q \theta_{1j} \Delta \text{ingreso}_{t-j} + \\ & \sum_{j=0}^q \theta_{2j} \Delta \text{ingreso}_{t-j}^2 + \sum_{j=0}^q \theta_{3j} \Delta \text{ac}_{t-j} + \sum_{j=0}^q \theta_{4j} \Delta \text{pp}_{t-j} + \sum_{j=0}^q \theta_{5j} \Delta \text{cep}_{t-j} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (5)$$

Para probar la existencia de cointegración entre las variables, se realiza una prueba F para la significancia conjunta de los coeficientes asociados a las variables en los niveles rezagados. Se contrasta la hipótesis nula ($H_0: \beta_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = \beta_5 = 0$) contra la alternativa ($H_1: \beta_0 \neq \beta_1 \neq \beta_2 \neq \beta_3 \neq \beta_4 \neq \beta_5 \neq 0$). Pesaran et al. (2001) facilitan dos límites en los valores críticos para la distribución asintótica del estadístico F: un valor inferior (límite inferior) asumiendo que los regresores son $I(0)$ y un valor superior (límite superior) si todos los regresores son $I(1)$ (Singh, 2017).

Si el estadístico F calculado es mayor que el límite superior, la hipótesis nula es rechazada, por lo tanto, las variables están cointegradas. En contraposición, si el estadístico F cae por debajo del límite inferior, se concluye que las variables son $I(0)$, por lo que no es posible la cointegración. Finalmente, si el estadístico F cae entre los límites, la prueba no es concluyente (Singh, 2017). Sin embargo, Narayan (2005) señala que esta distribución es provista para muestras grandes, por lo que los valores no aplican en el caso de muestras de tamaño pequeño. Por tal razón, Narayan brindan valores críticos para muestras de 30 a 80 observaciones (Narayan, 2005; Gómez et al., 2018).

Previamente, se estimó un modelo VAR sin restricciones con el objetivo de conocer el número óptimo de rezagos a considerar en el modelo ARDL, siguiendo los criterios tradicionales de determinación de la estructura de rezagos (AIC, SC y HQ), el VAR arrojó un rezago en las variables como estructura ideal cuando fue estimado con etco2pc como dependiente. Como consecuencia, en el ARDL se eligió una especificación que incluyera como número de rezagos máximos 1 para cada variable, eligiendo el que minimizara el valor de SIC. Los resultados de la prueba de cointegración se encuentran en la Tabla 3.

Tabla 3. Resultados prueba de límites de cointegración

Hipótesis nula: no existe cointegración				Valores críticos al 5%		Valores críticos al 1%	
Variable dependiente	ARDL (modelo seleccionado) ^a	Tamaño de la Muestra	Estadístico F (k=5)	Límite inferior	Límite superior	Límite inferior	Límite superior
etco2pc	(1, 0, 0, 0, 0, 0)	55	6,194***	2,848	4,160	3,928	5,408
ingreso	(5, 0, 2, 5, 5, 0)	50	5,661***	2,900	4,218	3,955	5,583
ingreso ²	(1, 0, 1, 0, 1, 0)	54	4,849**	2,848	4,160	3,928	5,408
ac	(1, 0, 0, 1, 1, 0)	54	6,947***	2,848	4,160	3,928	5,408
pp	(1, 1, 5, 2, 0, 4)	51	20,638***	2,900	4,218	3,955	5,583
cep	(1, 1, 0, 0, 0, 0)	54	5,392**	2,848	4,160	3,928	5,408

Fuente: cálculos en Eviews 10 (2021).

^a método de selección de modelo seleccionado según SIC. ***, ** y * denotan rechazo de la hipótesis nula al nivel de 1, 5% y 10%, respectivamente.

Cada ecuación contiene una variable dummy para el año 1994 y otra para 1997 como regresores fijos.

El estadístico F calculado para (5) es 6,194, que es mayor que el valor crítico del límite superior 5,408 a un nivel de significancia del 1%, rechazando la hipótesis nula de no cointegración. Con estos resultados, queda establecida una relación de cointegración entre las variables en el modelo de etco2pc como variable dependiente y sus determinantes. Dado los hallazgos de la prueba de límites de cointegración, el modelo de largo plazo condicional ARDL ($p, q_1, q_2, q_3, q_4, q_5$) para las emisiones *per cápita* se puede estimar a partir de la siguiente forma:

$$\text{etco2pc}_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_{0j} \text{etco2pc}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \beta_{1j} \text{ingreso}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \beta_{2j} \text{ingreso}_{t-j}^2 + \sum_{j=0}^{q_3} \beta_{3j} \text{ac}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_4} \beta_{4j} \text{pp}_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_5} \beta_{5j} \text{cep}_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

En (6) α es la constante, β_0 a β_5 son los coeficientes, p y q_i ($i = 1, 2, 3, 4, 5$) son los rezagos óptimos de la variable dependiente y en cada una de las variables exógenas, respectivamente, y ε es el término de error con media cero y varianza constante. En el modelo ARDL, la variable dependiente es una función de sus propios valores rezagados y de los valores presentes y rezagados de las variables exógenas o determinantes. La ventaja de este enfoque es que no requiere simetría en el número de rezagos de las variables; es decir, cada variable puede contener un número diferente de términos rezagados respecto al resto. Sin embargo, en el contraste de cointegración la especificación del modelo para las emisiones fue con $p=1, q_1=0, q_2=0, q_3=0, q_4=0$ y $q_5=0$, sobre la base del valor de SIC. Por último, la especificación MCE, que combina la dinámica de largo plazo con los efectos a corto plazo, es:

$$\Delta \text{etco2pc}_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \gamma_{0j} \Delta \text{etco2pc}_{t-j} + \sum_{j=0}^q \gamma_{1j} \Delta \text{ingreso}_{t-j} + \sum_{j=0}^q \gamma_{2j} \Delta \text{ingreso}_{t-j}^2 + \sum_{j=0}^q \gamma_{3j} \Delta \text{ac}_{t-j} + \sum_{j=0}^q \gamma_{4j} \Delta \text{pp}_{t-j} + \sum_{j=0}^q \gamma_{5j} \Delta \text{cep}_{t-j} + \lambda \text{EC}_{t-1} + \mu_t \quad (7)$$

Siendo EC el término de corrección del error con un rezago que se calcula a partir de los residuos de la regresión de (6); mientras tanto, λ es el parámetro que mide la velocidad de ajuste en los niveles de corto y largo plazo, y que se espera tenga un signo negativo y estadísticamente significativo. Esto último refleja causalidad a largo plazo en el sentido de Granger en al menos una dirección. Por su parte, los γ_{ij} son los coeficientes de la dinámica a corto plazo (efectos causales a corto plazo). Los resultados de (6) para los coeficientes de largo plazo con la siguiente especificación (1, 0, 0, 0, 0, 0) se encuentran en la Tabla 4. Así mismo, en dicha tabla se encuentra el ajuste del MCE expresado en (7) que recoge la dinámica de corto plazo.

Tabla 4. Coeficientes de largo y corto plazo por el enfoque ARDL

Método: ARDL cointegración					
Variable dependiente: etco2pc (emisiones territoriales de CO ₂ per cápita)					
Variables	Coeficientes de largo plazo		Variables	Modelo de corrección del error: dinámica de corto plazo	
	Coeficiente	t-stat		Coeficiente	t-stat
ingreso	21,042***	2,9407	Δ ingreso	14,8103***	3,0343
ingreso ²	-1,2805***	-3,0531	Δ ingreso ²	-0,9013***	-3,1191
ac	-0,4579***	-3,4145	Δ ac	-0,3223***	-2,7033
pp	0,2236***	3,2503	Δ pp	0,1574**	2,5093
cep	0,7859***	5,2648	Δ cep	0,5531***	3,2869
constante	-87,4951***	-2,2493	EC(-1)	-0,7038***	-7,5426
D1994	-0,7389***	-3,2989	D1994	-0,5201***	-5,5616
D1997	-0,4855***	-2,8569	D1997	-0,3417***	-3,6694
Resumen de estadísticos y pruebas de diagnósticos					
R ² ajustado	0,961		R ² ajustado	0,644	
F-statistic (prob.)	170,202 (0,000)		F-statistic (prob.)	33,499 (0,000)	
DW stat.	1,6538		DW stat.	1,6538	
Jarque-Bera (prob.)	2,9222 (0,2319)				
Test LM (2) ¹	0,1563				
Test White ¹	0,3534				
Ramsey RESET	0,2981				

Fuente: cálculos en Eviews 10 (2021).

Observaciones incluidas: 55. El sistema evaluó 32 modelos en total, y la selección del modelo final se basó en el valor más bajo del SIC. ***, ** y * representan niveles de significancia al 1%, 5% y 10% respectivamente; ns es no significativo. ¹ Probabilidades del estadístico de prueba χ^2 . El Test LM es con dos rezagos. El test de White es con términos cruzados.

Respecto a los determinantes potenciales a largo plazo, la ecuación cointegrada estimada arroja los siguientes valores (aproximado a tres decimales):

$$\text{etco2pc} = -87,495 + 21,042 \cdot \text{ingreso} - 1,281 \cdot \text{ingreso}^2 - 0,458 \cdot \text{ac} + 0,224 \cdot \text{pp} + 0,786 \cdot \text{cep} \\ - 0,739 \cdot \text{D1994} - 0,7486 \cdot \text{D1997}$$

$$\partial \text{etco2pc} / \partial \text{ingreso} = \beta_1 - (2 * \beta_2) * \text{ingreso} = 0$$

$$\partial \text{etco2pc} / \partial \text{ingreso} = 21,042 - (2 * 1,281) * \text{ingreso} = 0$$

$$\partial \text{etco2pc} / \partial \text{ingreso} = 21,042 - (2,562) * \text{ingreso} = 0$$

$$\text{ingreso}^* = 21,042 / 2,562 = 8,213$$

$\text{ingreso}^* = 8,213$, siendo ingreso^* el nivel de ingreso *per cápita* (en logaritmo) a partir del cual deben declinar las emisiones *per capita*. Esto es igual a 3.688,6 USD, nivel cercano al valor presentado por la economía ecuatoriana en torno al año 1980.

Los coeficientes estimados de la relación de largo plazo muestran que el ingreso *per cápita* tiene un impacto positivo y significativo en las emisiones territoriales de dióxido de carbono *per cápita*, conforme lo esperado a priori. A largo plazo, manteniendo constante el resto de determinantes, un incremento del 1% en el PIB conduce a un aumento aproximado del 16,12% en las emisiones de Ecuador. Los resultados a largo plazo también indican un coeficiente de signo negativo y estadísticamente significativo para el cuadrado del ingreso *per cápita*. Adicionalmente, las emisiones a largo plazo son inelásticas (menor a uno) a cambios en el consumo de energía primaria *per cápita* y a cambios en el precio del petróleo. Un incremento del 1% en el consumo de energía y en el precio del petróleo generaría un incremento del 0,786% y 0,224%, respectivamente, en las emisiones a largo plazo. Estos determinantes son estadísticamente significativos para explicar las emisiones en el período de estudio. Por el contrario, la apertura comercial tiene un efecto inverso sobre la variable dependiente. Un incremento del 1% en el grado de apertura comercial reduce en casi 0,46% las emisiones a largo plazo.

Los resultados de los coeficientes dinámicos de corto plazo asociados con las relaciones de largo plazo obtenidos por medio de (7) se presentan en la misma Tabla 4. Los hallazgos del MCE muestran que los impactos dinámicos de corto plazo tienen los mismos signos que los de largo plazo, aunque su magnitud ha cambiado en diferentes grados. Sin embargo, a diferencia de los coeficientes a largo plazo, en el MCE no todos los coeficientes resultaron significativos al 1%; así, por ejemplo, a corto plazo el precio del petróleo resultó significativa al 5%.

A corto plazo, el ingreso tiene un impacto menor en las emisiones en comparación con el efecto a largo plazo. Manteniendo constante el resto de factores, cada aumento del 1% en el ingreso *per cápita* en el corto plazo, incrementa las emisiones de CO₂ en un 14,8%, que es menos que el aumento en el largo plazo. El coeficiente de corrección de equilibrio (EC(-1)) se estima en -0,704, con el signo adecuado y significativo al 1%. Este valor implica una alta velocidad de ajuste del equilibrio de largo plazo.

Aproximadamente el 70,4% de los desequilibrios transitorios convergen de nuevo al equilibrio de largo plazo en un año. Del mismo modo, la significancia de este coeficiente da muestra que existe una relación causal a largo plazo entre los determinantes postulados y las emisiones de dióxido de carbono *per cápita* en Ecuador.

Por otro lado, la regresión para la ecuación ARDL pasa las pruebas de diagnóstico contra la heteroscedasticidad, correlación serial y no normalidad (Tabla 4). Con relación a eso, los resultados indican que no hay ningún problema de autocorrelación, ya que no rechazamos la hipótesis nula incluso con un nivel de significancia del 10%. La heterocedasticidad es comprobada mediante la Prueba de White, que no rechaza la hipótesis nula de no heterocedasticidad en los niveles convencionales de significancia. Además, el modelo también pasa la prueba de normalidad, ya que no rechaza la hipótesis nula de residuos con una distribución normal.

Fuente: elaboración en Eviews 10 (2021).

Finalmente, el trabajo empírico concluye con la comprobación de las relaciones causales entre las variables. En consideración a ello, se recurre a la prueba de Granger por pares, que informa sobre la dirección de causalidad. La Tabla 5 recoge los resultados de esta prueba. Los resultados muestran que el valor del estadístico es 6,352 para el ingreso *per cápita* con respecto a etco2pc. El valor de la probabilidad indica que es significativo al 5% de nivel de significancia, por lo tanto, la hipótesis nula de que la variable ingreso no causa etco2pc es rechazada. En otras palabras, las emisiones en Ecuador están influenciadas por el nivel de ingreso, como medida del grado de desarrollo económico del país, existiendo causalidad unidireccional que va del ingreso a las emisiones. De la misma forma, la hipótesis nula es rechazada al 5% en los casos de las variables cuadrado del ingreso y precio del petróleo. Estas variables causan a las emisiones, como se indica en los resultados.

Tabla 5. Prueba de causalidad de Granger por pares

Hipótesis Nula	Obs.	F-stat	Prob.
ingreso does not Granger Cause etco2pc	55	6,352	0,015**

etco2pc does not Granger Cause ingreso		0,001	0,970
ingreso ² does not Granger Cause etco2pc	55	5,885	0,019**
etco2pc does not Granger Cause ingreso ²		0,000	0,976
ac does not Granger Cause etco2pc	55	3,468	0,068*
etco2pc does not Granger Cause ac		0,563	0,456
pp does not Granger Cause etco2pc	55	4,685	0,035**
etco2pc does not Granger Cause pp		0,462	0,499
cep does not Granger Cause etco2pc	54	3,268	0,077*
etco2pc does not Granger Cause cep		11,826	0,001***

Fuente: cálculos en Eviews 10 (2021).

Por el contrario, no se puede rechazar la hipótesis nula de que la variable etco2pc causa al cuadrado del ingreso y al precio del petróleo. Por último, ac causa a etco2pc, así como el consumo de energía primaria *per cápita* también causa a las emisiones, aunque al 10% de significancia en ambos casos. Los resultados hallados tienen importantes implicaciones para el desempeño medioambiental en Ecuador. Sugieren el cumplimiento de una curva en forma de U invertida en la relación emisiones-crecimiento, manteniendo constante el resto de determinantes. Adicionalmente, las emisiones se encuentran determinadas por otras variables económicas, como la apertura al resto del mundo y el precio del petróleo. En ese sentido, existe causalidad unidireccional a corto plazo que va de cualquiera de los determinantes hacia las emisiones, conforme los resultados de la significancia individual de los coeficientes de las variables en el MCE. Además, el término de corrección de error arroja causalidad a largo plazo, mientras que la prueba de Granger confirma que las emisiones no causan a ninguna de las variables independientes del modelo propuesto, pero si hay causalidad en sentido contrario.

Como resultado, a largo plazo los incrementos en el nivel de ingreso seguirán influyendo positivamente en las emisiones. No obstante, el crecimiento a corto plazo, si bien puede incrementar las emisiones de CO₂, pueden acelerar la transición a niveles de desarrollo económico donde Ecuador puede disfrutar de mejoras en la calidad ambiental, mediante una reducción de las emisiones por habitante. Por lo tanto, una aceleración de la tasa de crecimiento a corto plazo implica incrementos iniciales, y luego reducciones significativas en las emisiones, que se pueden acompañar con políticas comerciales que llevan a una mayor inserción de la economía ecuatoriana a nivel mundial, a través de una mayor apertura.

Por otro lado, estos efectos estimados difieren de los hallazgos de Rentería et al. (2016), Zambrano-Monserrate et al. (2016) y Andrade et al. (2019). Estos resultados implican la validez de la relación positiva entre emisiones y crecimiento en el período. Además, la presente investigación encuentra resultados que son plausibles con una relación en forma de CKA para las emisiones durante el período de estudio. A diferencia de los autores señalados arriba, se espera una disminución de las emisiones en algún nivel de desarrollo de la economía ecuatoriana. En otros términos, a partir de algún momento las emisiones responderán de forma inversa a mayores niveles de ingreso *per cápita*. La perspectiva de este trabajo es

un descenso a partir de un nivel de ingreso igual a 3.688 USD, frente a la estimación de 4.865 dólares citada con anterioridad en el estudio de Sánchez y Caballero (2019).

Empero, otras variables pueden seguir incrementando las emisiones, como en el caso del precio del petróleo, uno de los principales rubros de exportación del Ecuador. El desempeño en la gestión de las emisiones desde Ecuador dependerá de una combinación óptima entre un mayor crecimiento, que eleve rápidamente el ingreso hacia niveles más altos de desarrollo, congruente con una mayor apertura comercial, y precios del petróleo que sean rentables para sostener los ingresos externos, pero que conlleven a la adopción de otras tecnologías menos contaminantes, implicando la sustitución en el consumo de energías primarias por otras fuentes de tipo renovable.

5 CONCLUSIONES

El presente trabajo abordó en simultáneo dos cuestiones en la relación ambiente-economía. Por una parte, se identificaron determinantes del deterioro ambiental, medido por las emisiones *per cápita* en Ecuador. A diferencia de los trabajos disponibles para este país, se incorporaron nuevas variables que resultaron ser significativas estadísticamente y con el signo esperado, como lo fueron el precio del petróleo y la apertura comercial. La segunda cuestión fue el contraste de la hipótesis CKA para describir la evolución de las emisiones respecto al nivel de ingreso de la economía. Los resultados presentados confirman la validez de la hipótesis en el período. Este hallazgo resultó robusto ante la metodología econométrica propuesta.

Se concluye que los resultados brindan una comprensión de la relación entre emisiones y crecimiento, considerando otros determinantes que influyen en las condiciones ambientales al margen de la evolución del ingreso en el tiempo. Así mismo, un crecimiento más elevado a corto plazo puede acelerar la transición del país hacia niveles de ingreso compatibles con menores emisiones. No obstante, existen otros determinantes que pueden incrementar el nivel de las emisiones, como el precio del petróleo.

El crecimiento y, por ende, el desarrollo de la economía ecuatoriana puede ser compatible con mejoras en términos ambientales, principalmente, a través de menores emisiones, si se apunta a una planificación de políticas que combinen un mayor crecimiento, más apertura económica, menos dependencia a las exportaciones de petróleo, y transición de consumo de energías no renovables hacia energías más limpias.

REFERENCIAS

- Abumunshar, M., Aga, M., y Samour, A. (2020). Oil price, energy consumption, and CO₂ emissions in Turkey. New evidence from a Bootstrap ARDL Test. *Energies*, 13. DOI: 10.3390/en13215588
- Adebayo, T. (2021). Testing the EKC hypothesis in Indonesia: empirical evidence from the ARDL-Based Bounds and Wavelet Coherence Approaches. *Applied Economics Journal*, 28(1).
- Andrade, G., Ramón, D., Roldán, D., y Sarmiento, J.P. (2019). Efecto de la segregación de energías en la hipótesis de la curva ambiental de Kuznets. Un estudio para el caso ecuatoriano. *INNOVA Research Journal*, 4(2), 102-119. DOI: 10.33890/innova.v4.n2.2019.948
- Apergis, N., & Payne, J.E. (2015). Renewable energy, output, carbon dioxide emissions, and oil prices: evidence from South America. *Energy Sources, Part B*, 10, 281-287. DOI: 10.1080/15567249.2013.853713
- Asamblea Constituyente de Ecuador. (2008). Constitución de la República de Ecuador. Decreto Legislativo 0. Publicación: Registro Oficial 449 de fecha 20-oct-2008.
- Chow, G., & Li, J. (2014). Environmental Kuznets Curve: conclusive econometric evidence for CO₂. *Pacific Economic Review*, 19(1), 1-7. DOI: 10.1111/1468-0106.12048
- Del Cioppo, F. (2019). Inserción de dióxido de carbono (CO₂) con base al crecimiento económico y la población en Ecuador (2000-2050). *Económicas CUC*, 40(2), 183-194. DOI: 10.17981/econuc.40.2.2019.11
- Dietz, T., & Rosa, E. (1997). Effects of population and affluence on CO₂ emissions. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 94(1), 175–179.
- Dogan, E., & Turkekul, B. (2016). CO₂ emissions, real output, energy consumption, trade, urbanization and financial development: testing the EKC hypothesis for the USA. *Environmental Science and Pollution Research*, 23(2), 1203-1213. DOI: 10.1007/s11356-015-5323-8
- Erdogan, S., Okumus, I., & Guzel, A. (2020). Revisiting the Environmental Kuznets Curve hypothesis in OECD countries: the role of renewable, non-renewable energy, and oil prices. *Environmental Science and Pollution Research*, 27(5). DOI: 10.1007/s11356-020-08520-x
- Freire-Vinueza, C., Meneses, K., y Cuesta, G. (2021). América Latina: ¿Un paraíso de la contaminación ambiental? *Revista de Ciencias Ambientales*, 55(2), 1-18. DOI: 10.15359/rca.55-2.1
- Friedlingstein, Pierre y col. (2020). The Global Carbon Budget 2020. *Earth System Science Data*, 12(4), 3269–3340. DOI: 10.5194/essd-12-3269-2020.
- García, H.S. (2019). Desarrollo de un modelo econométrico ARDL para medir la elasticidad de los depósitos a plazo de un banco privado ecuatoriano frente a variaciones de tasa de interés. Universidad Andina Simón Bolívar, Sede Ecuador, Área de Gestión.
- Gómez, M., Ciarreta, A., y Zarraga, A. (2018). Consumo de energía, crecimiento económico, y comercio: un análisis de causalidad para México. *EconoQuantum*, 15(1), 53-72.

Grabara, J., Tleppayev, A., Dabylova, M., Mihardjo, L.W.W., & Dacko-Pikiewicz, Z. (2021). Empirical research on the relationship amongst renewable energy consumption, economic growth and foreign direct investment in Kazakhstan and Uzbekistan. *Energies*, 14, 332-349. DOI: 10.3390/en14020332

Grossman, G.M., & Krueger, A.B. (1991). Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement. Working Paper 3914, National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA, USA. DOI: 10.3386/w3914

Grossman, G.M., & Krueger, A.B. (1995). Economic growth and the environment. *The Quarterly Journal of Economics*, May 1995, 353-377.

Halicioglu, F. (2009). An econometric study of CO2 emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. *Energy Policy*, 37(2009), 1156–1164.

Hanaki, K., & Portugal-Pereira, J. (2018). The effect of biofuel production on greenhouse gas emission reductions. Kazuhiko Takeuchi, Hideaki Shiroyama, Osamu Saito & Masahiro Matsuura (editors): Biofuels and sustainability: holistic perspectives for policy-making. Tokyo: Springer Japan, 53–71.

Jardón, A., Kuik, O., & Tol, R. (2017). Economic growth and carbon dioxide emissions: An analysis of Latin America and the Caribbean. *Atmósfera*, 30(2), 87-100. DOI: 10.20937/ATM.2017.30.02.02

Jiménez, C., Moncada, L., Ochoa-Jiménez, D., & Ochoa-Moreno, W. (2019). Kuznets Environmental Curve for Ecuador: An analysis of the impact of economic growth on the environment. *Sustainability*, 11, 5896-5906. DOI: 10.3390/su11215896

Khan, M.Z. (2021). Revisiting the Environmental Kuznets Curve Hypothesis in Pakistan. *Market Forces*, 16(1), 129-146. DOI: 10.51153/mf.v16i1.446

Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28.

Letcher, T. (2020). Introduction with a focus on atmospheric carbon dioxide and climate change future energy. En Letcher, T.: Future Energy. Improved, Sustainable and Clean Options for Our Planet. Third Edition, 3-17. DOI: 10.1016/B978-0-08-102886-5.00001-3

Li, K., Zu, J., Musah, M., Mensah, I., Kong, Y., Owusu-Akomeah, M., Shi, S., Jiang, Q., Antwi, S., & Agyemang, J. (2021). The link between urbanization, energy consumption, foreign direct investments and CO2 emanations: An empirical evidence from the emerging seven (E7) countries. *Energy Exploration & Exploitation*, 1–24. DOI: 10.1177/01445987211023854

Liddle, B. (2013). Population, affluence, and environmental impact across development: evidence from panel cointegration modeling. *Environmental Modelling & Software*, 40(2013), 255-266. DOI: 10.1016/j.envsoft.2012.10.002

Liddle, B. (2015). What are the carbon emissions elasticities for income and population? Bridging STIRPAT and EKC via robust heterogeneous panel estimates. *Global Environmental Change*, 31, 62-73. DOI: 10.1016/j.gloenvcha.2014.10.016

Naciones Unidas (2020). El Acuerdo de París. <https://unfccc.int/es/process-and-meetings/the-paris-agreement/el-acuerdo-de-paris>

- Narayan, P.K. (2005). The saving and investment nexus for China: evidence from cointegration tests. *Applied Economics*, 37(17), 1979-1990. DOI: 10.1080/00036840500278103
- Panayotou, T. (1993) Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development. Working Paper WP238 Technology and Employment Programme, Geneva: International Labor Office.
- Pesaran, M., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. En Strom, S. (ed.): *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*. Cambridge University Press.
- Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326. DOI: 10.1002/jae.616
- Pontarollo, N., & Mendieta, R. (2020). Land consumption and income in Ecuador: A case of an inverted environmental Kuznets curve. *Ecological Indicators*, 108. DOI: 10.1016/j.ecolind.2019.105699
- Porrini, D. (2017). Climate Change Remedies. A. Marciano & G.B. Ramello (eds.): *Encyclopedia of Law and Economics*. Springer Science+Business Media LLC. DOI 10.1007/978-1-4614-7883-6_616-1
- Rahman, Z., Cai, H., Khattak, S., & Hasan, M. (2019). Energy production-income-carbon emissions nexus in the perspective of N.A.F.T.A. and B.R.I.C. nations: a dynamic panel data approach. *Economic Research*, 32(1), 3378–3391. DOI: 10.1080/1331677X.2019.1660201
- Rauf, A., Zhang, J., Li, J., & Amin, W. (2018). Structural changes, energy consumption and carbon emissions in China: Empirical evidence from ARDL bound testing model. *Structural Change and Economic Dynamics*, 47(C), 194-206. DOI: 10.1016/j.strueco.2018.08.010
- Rayhan, I., Akter, K., Safiqul, M., & Hossain, M.A. (2018). Impact of urbanization and energy consumption on CO2 emissions in Bangladesh: an ARDL Bounds Test Approach. *International Journal of Scientific & Engineering Research*, 9(6), 838-843.
- Rentería, V., Toledo, E., Bravo, D., y Ochoa, D. (2016). Relación entre emisiones contaminantes, crecimiento económico y consumo de energía. El caso de Ecuador 1971-2010. *Revista Politécnica*, 38(1).
- Saboori, B., & Sulaiman, J. (2013). Environmental degradation, economic growth and energy consumption: evidence of the environmental Kuznets curve in Malaysia. *Energy Policy*, 60, 892-905. DOI: 10.1016/j.enpol.2013.05.099
- Sánchez, L., y Caballero, K. (2019). La curva de Kuznets ambiental y su relación con el cambio climático en América Latina y el Caribe: un análisis de cointegración con panel, 1980-2015. *Revista de Economía del Rosario*, 22(1), 101-142. DOI: 10.12804/revistas.urosario.edu.co/economia/a.7769
- Secretaría Nacional de Planificación y Desarrollo (Senplades). (2013). Plan Nacional para el Buen Vivir 2013-2017. Todo el mundo mejor. Primera edición. Senplades, Quito – Ecuador.
- Singh, S. (2017). The Relationship between FDI outflows, exports and GDP in India: an application of the autoregressive distributed lag model. *Economic Affairs*, 62(3), 471-481. DOI: 10.5958/0976-4666.2017.00059.6

Verbič, M., Satrović, E., & Muslija, A. (2021). Environmental Kuznets curve in Southeastern Europe: the role of urbanization and energy consumption. *Environmental Science and Pollution Research*. DOI: 10.1007/s11356-021-14732-6

Vergara, J.C., Maza, F., y Quesada, V. (2018). Crecimiento económico y emisiones de CO₂: el caso de los países suramericanos. *Revista Espacios*, 39(13), 17-25. Recuperado de <https://www.revistaespacios.com/a18v39n13/a18v39n13p17.pdf>

Yin, Z., & Jin, X. (2021). Recent advances in the relationship between economic development and carbon emissions. *Management of Environmental Quality*. DOI: 10.1108/MEQ-07-2021-0175

York, R., Rosa, E., & Dietz, T. (2003). STIRPAT, IPAT and ImPACT: analytic tools for unpacking the driving forces of environmental impacts. *Ecological Economics*, 46(3), 351-365. DOI: 10.1016/s0921-8009(03)00188-5

Zambrano-Monserrate, M., García-Albán, F., & Henk-Vera, K. (2016). Bounds testing approach to analyze the existence of an Environmental Kuznets Curve in Ecuador. *International Journal of Energy Economics and Policy*, 6(2), 159-166.

Zhakanova, A., Samour, A., & Resatoglu, N. (2019). Testing the impact of real interest rate, income, and energy consumption on Turkey's CO₂ emissions. *Environmental Science and Pollution Research*, 26, 20219–20231. DOI: 10.1007/s11356-019-04987-5

Zilio, M., y Caraballo, M. (2014). ¿El final de la curva de Kuznets de carbono? Un análisis semiparamétrico para la América Latina y el Caribe. *El Trimestre Económico*, 81(321), 241-270. Recuperado de <http://www.scielo.org.mx/pdf/ete/v81n321/2448-718X-ete-81-321-00241.pdf>