

Institutional Variables in the Kuznets Environmental Curve: A Study of Latin America

GABRIELA ANDRADE¹, DIANA RAMÓN², DIEGO ROLDÁN³, JUAN SARMIENTO⁴

Faculty of Economics and Business, UNIVERSITY OF CUENCA, ECUADOR.

¹E-mail: gaby12andrade@gmail.com

²E-mail: dveronica.ramont@ucuenca.edu.ec

³E-mail: diego.roldan@ucuenca.edu.ec

⁴E-mail: juan.sarmiento@ucuenca.edu.ec

ABSTRACT

The objective of this study is to determine the impact of institutional variables on environmental degradation in sixteen Latin American countries, measured by CO₂ emissions and the change in the Ecological Footprint (EF), using the Environmental Kuznets Curve (EKC) approach. Country panel data over the period 2002-2014 are used. The results confirm the EKC hypothesis when using CO₂ emissions, and for the case of the HE it is verified only when institutional variables are introduced as a synthetic indicator. According to both models, we are far from the tipping point.

Keywords: Kuznets Environmental Curve; environmental degradation; Generalized Method of Moments; Cointegration approach.

JEL Classification: Q51, Q56, Q58, O19

Received: March 05, 2021

Accepted: September 01, 2021

Variables Institucionales en la Curva Medioambiental de Kuznets: Un Estudio de América Latina

GABRIELA ANDRADE¹, DIANA RAMÓN², DIEGO ROLDÁN³, JUAN SARMIENTO⁴

Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas, UNIVERSIDAD DE CUENCA, ECUADOR.

¹E-mail: gaby12andrade@gmail.com

²E-mail: dveronica.ramont@ucuenca.edu.ec

³E-mail: diego.roldan@ucuenca.edu.ec

⁴E-mail: juan.sarmiento@ucuenca.edu.ec

RESUMEN

El objetivo del presente estudio es determinar el impacto de las variables institucionales sobre la degradación ambiental en dieciséis países de América Latina, medida por la emisión de CO₂ y el cambio en la Huella Ecológica (HE), desde el enfoque de la Curva Medioambiental de Kuznets (EKC). Se utiliza datos de panel de los países durante el periodo 2002-2014. Los resultados confirman la hipótesis EKC cuando usamos las emisiones de CO₂, y para el caso de la HE se verifica únicamente cuando las variables institucionales se introducen como un indicador sintético. Según ambos modelos, estamos lejos del punto de inflexión.

Palabras clave: Curva Medioambiental de Kuznets; Degradación ambiental; Método Generalizado de Momentos; Enfoque de Cointegración.

Clasificación JEL: Q51, Q56, Q58, O19

Recibido: 05 de Marzo de 2021

Aceptado: 01 de Septiembre de 2021

1. Introducción

El problema de la degradación medioambiental ha tomado fuerza a escala mundial en las últimas décadas, como consecuencia de un modelo de desarrollo económico que no considera a la sostenibilidad ambiental como un eje prioritario. Para Zambrano *et al.* (2017), en este modelo, las economías desarrolladas son las más afectadas por la contaminación, debido a su alto grado de industrialización, mientras que las economías en desarrollo son las más vulnerables ante los efectos del cambio climático.

Como respuesta a esta problemática surge a nivel global una corriente de pensamiento muy importante que propugna un cambio de paradigma orientado al llamado Desarrollo Sostenible, definido en el Informe Brundtland como aquel que “satisfaga las necesidades del presente sin comprometer la capacidad de las futuras generaciones para satisfacer las suyas propias” (Martín *et al.*, 2004).

La comunidad científica y organismos internacionales se han pronunciado al respecto, a través de distintos programas y acuerdos, entre los que cabe mencionar: el Programa de las Naciones Unidas para el Medio Ambiente (PNUMA), de 1972; la Cumbre de la Tierra en Río, en 1992, en la cual se plantearon responsabilidades de las naciones para el desarrollo sostenible; y, la cumbre realizada en Johannesburgo en el año 2002, donde se tomó en cuenta el tema de las energías renovables (Martín *et al.*, 2004). Más recientemente, los representantes mundiales en la ONU plantearon un marco de desarrollo para alcanzar la mejora económica, social y ambiental plasmada en los Objetivos de Desarrollo Sostenible 2015-2030, en los cuales se hace hincapié en la protección del medioambiente, basada en un trabajo conjunto entre gobiernos, empresas y sociedad civil.

A nivel regional, América Latina y el Caribe ha dado un paso más hacia la protección medioambiental, mediante un primer acuerdo regional, en cuyo Art. 1 se establece:

[...] garantizar la implementación plena y efectiva en América Latina y el Caribe de los derechos de acceso a la información ambiental, participación pública en los procesos de toma de decisiones ambientales y acceso a la justicia en asuntos ambientales, así como la creación y el fortalecimiento de las capacidades y la cooperación, contribuyendo a la protección del derecho de cada persona, de las generaciones presentes y futuras, a vivir en un medio ambiente sano y al desarrollo sostenible (CEPAL, 2018).

Sin embargo, por sobre el discurso político de protección al medioambiente se encuentra la necesidad imperiosa de generar fuentes de crecimiento económico para la región, de ahí que, corrientes como el neoextractivismo aparecen a inicios del siglo XXI en América Latina, como alternativas al modelo de desarrollo económico, orientadas hacia actividades de explotación de la naturaleza, donde el Estado ejerce un papel activo.

Este dilema no resuelto constituye un riesgo permanente para el medioambiente, ya que, como lo indican Deacon y Mueller (2004), existe un vínculo estrecho entre el sistema político de cada país y la utilización de sus recursos naturales. En este sentido, cuando las instituciones gubernamentales y el imperio de la ley están débilmente constituidas, se propicia un escenario de escaso y poco efectivo cuidado, monitoreo, control y penalización de afectaciones ambientales.

Otra arista que empeora el problema institucional en América Latina es la corrupción, lamentablemente muy presente en regiones extractivistas. En muchas ocasiones se han generado efectos ambientales negativos debido a que, como lo indica Gudynas (2016), esta transgresión social permite ocultar impactos y consecuencias sobre el medioambiente. Sobre este mismo tema, la Convención de las Naciones Unidas contra la Corrupción enfatizó el impacto de ésta sobre el medioambiente, señalando problemas que van desde la malversación de fondos destinados a la protección ambiental, hasta la expedición ilegal de licencias y permisos de explotación de recursos (United Nations Information Service (UNIS) Vienna, 2013).

Para Payne (2005) y Villanueva (2012), cuando una nación mantiene un sistema de gobierno democrático dentro de un marco institucional sólido, los ciudadanos se encuentran mejor informados acerca de problemas medioambientales, de manera que pueden expresar su preocupación a entidades

públicas y hacedores de política, generando presión que permita adquirir un mayor compromiso y la promulgación de medidas de protección ambiental.

En definitiva, resulta pertinente considerar que las instituciones del país, especialmente las gubernamentales, pueden constituirse en causantes adicionales del deterioro medioambiental. Por ello, este trabajo busca aportar al debate sobre el papel que juegan las instituciones en los procesos de degradación ambiental, considerando como marco teórico de referencia la hipótesis de la curva Ambiental de Kuznets (EKC, por sus siglas en inglés).

1.1. Medidas de degradación medioambiental

La degradación ambiental puede medirse a través de diferentes variables *proxi*. Así, por ejemplo, Pontarollo y Mendieta (2020) recurren al cambio de uso de suelo y sus efectos ambientales secundarios, concluyendo que no hay evidencia para sostener la EKC. Por otro lado, Culas (2007) mide la degradación mediante la deforestación sosteniendo la hipótesis EKC.

También puede medirse la degradación ambiental utilizando las emisiones de gases de efecto invernadero (GEI) y el Índice de Huella Ecológica (HE). Estos indicadores, aplicables a diferentes escalas geográficas, son los que utilizaremos en nuestro estudio.

Dado que el dióxido de carbono (CO₂) es el responsable de más del 60% de los GEI (Ozturk y Acaravci, 2010), muchas investigaciones académicas han utilizado al CO₂ como *proxi* para representar la degradación medioambiental (Villanueva, 2012; Ahmad, Du *et al.*, 2017; Zoundi, 2017; Zambrano *et al.*, 2017; Masron y Subramaniam, 2018). Sin embargo, en años más recientes, la HE también ha sido considerada como indicador de degradación medioambiental.

La HE mide el impacto ambiental producido por una población, que se traduce en la superficie ecológica necesaria para conseguir los recursos utilizados y para la asimilación de los residuos producidos por una determinada comunidad. Este indicador puede revelar el efecto de la actividad productiva de un país sobre el medioambiente, en términos de aire, suelo y agua (Al-Mulali *et al.*, 2015). Dada su relevancia, en esta investigación proponemos utilizar estas dos variables como medidas de la degradación ambiental.

El presente documento está estructurado de la siguiente manera: en primer lugar, realizamos una revisión de la literatura, prestando particular atención al problema ambiental de América Latina en la actualidad; seguidamente, revisamos algunos estudios relevantes que relacionan la calidad de las instituciones con el medioambiente; a continuación, describimos la metodología aplicada, iniciando con una descripción de los datos utilizados; luego presentamos los resultados alcanzados y, finalmente, discutimos los principales hallazgos de la investigación.

2. Revisión de la Literatura

Aunque la teoría de la EKC (Kuznets, 1955) inicialmente relacionó la desigualdad en la distribución del ingreso con el crecimiento económico, en la actualidad también constituye una herramienta para relacionar la calidad medioambiental con el crecimiento económico. Para este autor, la relación entre crecimiento económico y distribución del ingreso en Estados Unidos tiene la forma de “U” invertida, de manera que, en una primera etapa, a medida que se incrementa el producto interno bruto (PIB) per cápita (tomado como variable del crecimiento económico), se genera un incremento en la desigualdad en el ingreso. Posteriormente se alcanza un punto máximo a partir del cual la tendencia se revierte, esto es, ante aumentos del PIB per cápita, la desigualdad en el ingreso disminuye.

Con base en la hipótesis EKC, Grossman y Krueger (1991) estudian la relación entre el crecimiento económico y la calidad del aire, medida a través del dióxido de azufre y el esmog. Sus resultados evidencian la relación de “U” invertida planteada por Kuznets. Posteriormente, los mismos autores Grossman y Krueger (1995) plantean un estudio relacionando cuatro indicadores de impacto ambiental con el crecimiento económico, y encuentran nuevamente el cumplimiento de la hipótesis EKC. Cabe

indicar que, a pesar de su extendido uso en la literatura, esta hipótesis EKC es muy cuestionada debido a los resultados no consistentes en diferentes estudios (Wawrzyniak & Doryn, 2020).

Utilizando una estimación conocida como Método Generalizado de Momentos (GMM, por sus siglas en inglés) y contrastes de cointegración para datos de panel, Zoundi (2017) evalúa el impacto de corto y largo plazo de la energía renovable en las emisiones de CO₂, en 25 países africanos, durante el período 1980–2012. Los resultados no validan totalmente la hipótesis EKC, sin embargo, encuentran que dichas emisiones se incrementan a medida que aumenta el ingreso per cápita. En contraste, Hanif (2017) realiza un análisis para América Latina y el Caribe durante el período 1990–2015, con el mismo estimador y prestando particular atención al uso de energías renovables; concluye con una validación significativa de la EKC cuando la degradación ambiental es medida a través de las emisiones de CO₂.

Al-Mulali *et al.* (2015) investigaron la hipótesis EKC usando la HE como una medida de degradación ambiental en 93 países categorizados por sus ingresos. Se corroboró la relación de forma de “U” invertida entre la HE y el crecimiento del PIB, bajo las metodologías de efectos fijos y el GMM sólo para las economías con ingresos medio–altos y altos; es decir, la hipótesis se cumpliría únicamente durante una etapa del desarrollo económico que dispone de tecnologías con eficiencia energética, ahorro de energía y uso de energías renovables, condiciones costosas que no están al alcance de países con bajos ingresos.

Esta *relación* sólo ocurre en una etapa de desarrollo económico en que hay tecnologías disponibles que mejoran la eficiencia energética, el ahorro de energía y las energías renovables, que no son accesibles para países con bajos ingresos, debido a su alto costo.

2.1.1. *Las variables institucionales y el problema ambiental*

Una extensión a la *propuesta* original es la inclusión de variables institucionales como determinantes de la degradación ambiental, tomadas en cuenta en varios trabajos empíricos, como el de Fredriksson y Millimet (2001), quienes evaluaron la relación entre corrupción y medioambiente, con un panel de datos a nivel estatal en los Estados Unidos, desde 1977 a 1987, evidenciando una relación en forma de “U” invertida entre la política ambiental y la corrupción.

Culas (2007) realiza un estudio considerando las variables institucionales en una muestra de 14 países en desarrollo, 5 de América Latina, 4 de África y 4 de Asia para el período 1972–1994 aunque enfocando particularmente el problema de la EKC en la deforestación. Indica que hay escasez de información y concluye que la hipótesis EKC se confirma en América Latina.

En el trabajo realizado por Cole (2007) se estimó el impacto directo e indirecto de la corrupción en las emisiones de contaminación del aire, medido a través del CO₂ y el dióxido de azufre para 94 países durante el periodo 1987 al 2000. Los resultados indican que el efecto total de la corrupción en las emisiones es negativo para todos los países con ingresos más altos.

Villanueva (2012) introdujo variables de calidad institucional sobre la hipótesis de la EKC basado en un estudio de datos de panel para 18 economías Latinoamericanas en el período 1998–2005, utilizando tres modelos diferentes (modelo básico de la EKC, un modelo extendido con variables económicas adicionales y otro, introduciendo variables institucionales al segundo modelo), con los que se verificó la hipótesis EKC.

Masron y Subramaniam (2018) evaluaron el impacto directo e indirecto de la corrupción en el deterioro medioambiental, usando un panel de datos de 64 países en desarrollo, bajo el enfoque GMM. Encontraron que los niveles de corrupción están relacionados directamente con los de contaminación, aunque la EKC no se verificó.

Wawrzyniak y Doryn (2020) estudiaron el efecto de la calidad institucional sobre el deterioro ambiental, utilizando la efectividad del gobierno y el control de los indicadores de corrupción en 93 países emergentes y en desarrollo durante el período 1995–2014, llegando a confirmar la hipótesis EKC.

2.1.2. *La problemática ambiental en América Latina*

La emisión de GEI es considerada uno de los problemas ambientales más apremiantes que debe enfrentar la humanidad. Actualmente, el mundo genera 40 veces más emisiones de GEI a la atmósfera que en 1850 (Friedrich, Ge, y Lebling, 2018); según el boletín del PNUMA (2016), en los próximos años las emisiones de GEI se incrementarán exponencialmente a causa del crecimiento demográfico y el aumento de la demanda de transporte y energía.

América Latina vivió durante la década pasada una bonanza económica vinculada al auge de las *commodities*; la dependencia de sus economías respecto a la extracción de recursos naturales ha repercutido significativamente en la degradación medioambiental. En 2010, las emisiones de CO₂ ascendieron a 1,562 millones de kilotoneladas (kt), 4,7% de las emisiones mundiales; en el 2014 a 1,891 de kt, 5,2% de las emisiones mundiales. En 2016, un ligero descenso a 1,837 millones de kt coincidió con la desaceleración de la economía (BM, 2020).

Gudynas (2016) ilustra cómo algunos casos de corrupción en la región generan un impacto ambiental, fundamentalmente en el caso de las petroleras estatales sudamericanas. Así, por ejemplo, el caso de los sobornos para la concesión de contratos en Ecopetrol de Colombia, los contratos de explotación en Petroecuador, la negociación a través de sobornos de una empresa noruega a un directivo estatal petrolero en Perú, entre otros.

En el contexto latinoamericano, en el 2010, la HE fue de 1.610 millones de hectáreas globales, representando casi una décima de biocapacidad de la requerida por Asia. Para 2014 la HE había alcanzado 1.706 millones, aunque se ha observado un ligero descenso desde ese año, al registrar en 2016 registrar 1.579 millones de hectáreas globales (Global Footprint Network, 2018a).

En este contexto, el presente estudio se propone determinar el impacto de variables institucionales (indicadores de gobernabilidad) y económicas, sobre la degradación ambiental, medida mediante emisiones de CO₂ y la HE, durante el período 2002–2014, en dieciséis países de América Latina, bajo el enfoque EKC, buscando verificar si se cumple esta hipótesis y, de ser así, determinar la fase en que se encontraría América Latina.

3. Metodología

3.1 Datos

Los dieciséis países de América Latina, que, por disponer de información, se incluyeron en la estimación del modelo, son: Argentina, Bolivia, Brasil, Chile, Colombia, Costa Rica, El Salvador, Ecuador, Guatemala, México, Panamá, Paraguay, Perú, República Dominicana, Uruguay y Venezuela, obteniéndose 208 observaciones.

Para medir la degradación ambiental consideramos las emisiones de CO₂ *per cápita* en toneladas métricas y la HE en millones de hectáreas globales (gha) *per cápita*. Las respectivas fuentes de información fueron el Banco Mundial y la Global Footprint Network (2018b).

Dentro de las variables explicativas se incluye el PIB real per cápita (*PIBR*) en dólares a precios constantes del 2010, con datos obtenidos de los Indicadores de Desarrollo Mundial del Banco Mundial (2018a).

Como medida de la calidad institucional consideramos seis indicadores disponibles en el repositorio del BM:

CC (Control de la corrupción): refleja el grado en que el poder político se ejerce para el beneficio privado en diferentes niveles.

VR (Voz y rendición de cuentas): refleja el grado en que los ciudadanos pueden participar en “la elección de su gobierno, en la libertad de expresión, en la libertad de asociación y los medios de comunicación libres”.

EP (Estabilidad política y ausencia de violencia): refleja “la probabilidad de inestabilidad política y/o violencia por motivos políticos, incluido el terrorismo.”

EG (Efectividad del gobierno): refleja “la calidad de los servicios públicos, del servicio civil y el grado de su independencia de las presiones políticas, la calidad de la formulación e implementación de políticas y la credibilidad del compromiso del gobierno con tales políticas”.

CR (Calidad regulatoria): refleja “la capacidad del gobierno para formular e implementar políticas y regulaciones sólidas que permitan y promuevan el desarrollo del sector privado”.

IL (Estado de derecho o imperio de la Ley): refleja el “nivel de confianza en las reglas de la sociedad, y en particular, la calidad del cumplimiento de los contratos, los derechos de propiedad, la policía y los tribunales, así como la probabilidad de que se cometan delitos y violencia”.

Estos indicadores institucionales capturan las percepciones de su población en unidades de una distribución normal estándar, con valores entre -2,5 a 2,5. Fueron obtenidas de la base de Indicadores de Gobernabilidad Mundial del BM (2018b).

Los datos de la población rural como porcentaje de la población total (POBRT) fueron obtenidos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO) (2017). Esta variable puede reflejar indirectamente los diferentes tipos de producción y consumo que presenta el sector rural frente al urbano.

La descripción de las variables utilizadas se encuentra en la Tabla 1 y sus correlaciones en la **Tabla 2**.

Tabla 1. Estadísticas descriptivas

Variable	Observaciones	Media	Desviación Estándar	Mínimo	Máximo
<i>lco2</i>	208	0,7072	0,5895	-0,4137	2,0292
<i>lhe</i>	208	0,9381	0,2762	0,3295	1,4685
<i>lpibr</i>	208	8,6977	0,5800	7,3924	9,5957
<i>cc</i>	208	-0,2333	0,7245	-1,3996	1,5923
<i>pobrt</i>	208	0,2674	0,1284	0,0485	0,5210
<i>ep</i>	208	-0,3360	0,7036	-2,3745	1,0917
<i>vr</i>	208	0,2008	0,5206	-1,0838	1,2925
<i>eg</i>	208	-0,1912	0,5760	-1,2268	1,2755
<i>cr</i>	208	-0,0550	0,6905	-1,8151	1,5385
<i>il</i>	208	-0,4149	0,7127	-1,9163	1,4331
<i>fac1</i>	208	0.4626	0.2230	-0.0000	1.0000

Fuente: Banco Mundial (2018a, 2018b), FAO (2017) y Global Footprint Network (2018b). Elaboración propia

Tabla 2. Correlaciones

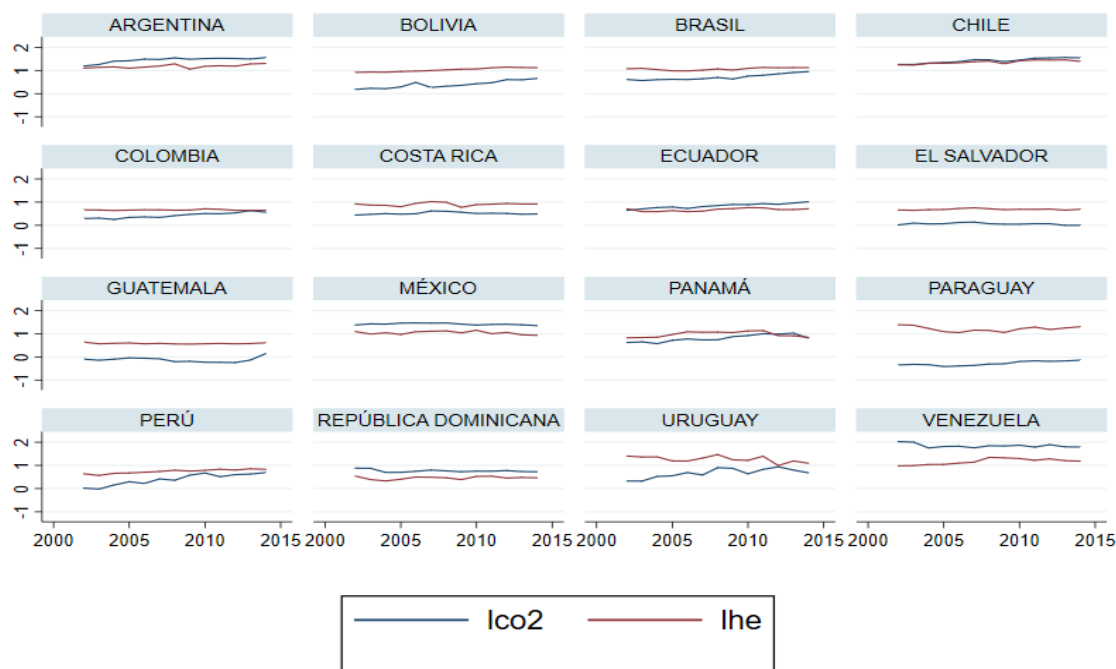
	<i>lco2</i>	<i>lhe</i>	<i>lpibr</i>	<i>pobrt</i>	<i>cc</i>	<i>ep</i>	<i>vr</i>	<i>eg</i>	<i>cr</i>	<i>il</i>
<i>lco2</i>	1									
<i>lhe</i>	0.427*	1								
<i>lpibr</i>	0.774*	0.504*	1							
<i>pobrt</i>	-0.720*	-.563*	-.814*	1						
<i>cc</i>	0.155*	0.380*	0.477*	-0.473*	1					
<i>ep</i>	0.107	0.328*	0.326*	-0.259*	0.673*	1				
<i>vr</i>	0.123	0.368*	0.432*	-0.387*	0.886*	0.830*	1			
<i>eg</i>	0.257*	0.385*	0.508*	-0.447*	0.897*	0.637*	0.868*	1		
<i>cr</i>	-0.057	0.112	0.271*	-0.159*	0.775*	0.489*	0.747*	0.857*	1	
<i>il</i>	0.121	0.361*	0.447*	-0.377*	0.934*	0.714*	0.928*	0.915*	0.855*	1
<i>fac1</i>	0.131	0.355*	0.452*	-0.388*	0.946*	0.784*	0.959*	0.947*	0.864*	0.977*

El asterisco (*) indica correlaciones significativas al 5%. Elaboración propia

La Gráfica 1 muestra la evolución del logaritmo de las emisiones de CO₂ y la HE, expresadas en términos *per cápita*. Como puede observarse, en la mayoría de los países la HE muestra un crecimiento moderado e incluso se mantiene constante durante el período de análisis, con la clara excepción de

Uruguay, donde decrece fuertemente a partir de 2011. Por otro lado, cuando consideramos las emisiones de CO₂, podemos observar una tendencia creciente en al menos 10 de los 16 países estudiados.

Gráfica 1. Indicadores de Degradación Ambiental en América Latina: logaritmo de emisiones de CO₂ y HE per cápita 2002-2014.



Fuente: Banco Mundial (2018a) y Global Footprint Network (2018b). Elaboración propia

El análisis se realizó en las siguientes etapas: especificación de los modelos, pruebas de raíces unitarias, pruebas de cointegración, pruebas de causalidad, estimación de los modelos tanto en el corto como en el largo plazo, determinación de la hipótesis EKC, justificación y especificación de un indicador sintético de calidad institucional, análisis de los modelos mediante este indicador sintético.

Algunas especificaciones metodológicas de las etapas mencionadas son las siguientes:

Especificación del modelo: se consideran dos modelos, diferenciados únicamente por la variable dependiente utilizada como medida de la degradación ambiental, de acuerdo con la siguiente especificación, basada en los trabajos de Villanueva (2012) y Masron y Subramaniam (2018):

$$LCO2_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 LPIBR_{i,t} + \beta_2 LPIBR_{i,t}^2 + \beta_3 CC_{i,t} + \beta_4 EP_{i,t} + \beta_5 VR_{i,t} + \beta_6 EG_{i,t} + \beta_7 CR_{i,t} + \beta_8 IL_{i,t} + \beta_9 POBRT_{i,t} + e_{1i,t} \quad (1)$$

$$LHE_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 LPIBR_{i,t} + \beta_2 LPIBR_{i,t}^2 + \beta_3 CC_{i,t} + \beta_4 EP_{i,t} + \beta_5 VR_{i,t} + \beta_6 EG_{i,t} + \beta_7 CR_{i,t} + \beta_8 IL_{i,t} + \beta_9 POBRT_{i,t} + e_{2i,t} \quad (2)$$

Donde:

$LCO2$ es el logaritmo natural de las emisiones de CO₂ per cápita; LHE es el logaritmo natural de la HE per cápita; $LPIBR$ es el logaritmo natural del PIB real per cápita; $LPIBR^2$ es el cuadrado del logaritmo natural del PIB real per cápita.

Los subíndices " $t = 1, 2, 3 \dots T$ " e " $i = 1, 2, 3 \dots N$ " indican el año y país, respectivamente. $\alpha_0, \beta_1, \dots, \beta_9$ son los coeficientes por estimarse, y $e_{1,2}$ representan los términos de error.

Se espera obtener coeficientes negativos de los 6 índices institucionales descritos anteriormente, lo que implicaría que un mejor desempeño institucional conduce a una disminución en el deterioro ambiental. De la misma manera, una relación negativa entre la *ratio* de población rural/población total indicaría que, dada una mayor proporción de habitantes en zonas rurales, el país se enfoca en sus

actividades productivas en el sector rural; consecuentemente habría un menor uso del factor trabajo en el sector industrial, lo que generará menor contaminación (Villanueva, 2012).

Pruebas de Raíz Unitaria. Realizamos diferentes pruebas de raíces unitarias, debido a su complementariedad. La prueba de Levin, Lin y Chu (LLC) sugiere una prueba de raíz unitaria para paneles más potente que las pruebas individuales. De manera general, las pruebas de Fisher e IPS asumen que ρ puede ser heterogéneo, mientras que, las pruebas LLC, Breitung y Hadri lo consideran homogéneo (Zoundi, 2017). Cada una de las pruebas revisadas previamente contrastan una hipótesis nula H_0 distinta: en LLC y Breitung, los paneles tienen raíz unitaria; en IPS y Fisher, todos los paneles tienen raíz unitaria; en Hadri, todos los paneles son estacionarios.

Pruebas de Cointegración. se determina la presencia de un equilibrio a largo plazo entre las variables en los modelos (1) y (2), para lo cual se utilizan tres pruebas de cointegración:

El test de cointegración de Kao, en el que, dado un conjunto de variables $I(1)$, se aplica las pruebas DF y ADF al conjunto agrupado de los residuos, correspondientes a cada sección cruzada en el panel; esta prueba asume homogeneidad en los paneles (Baltagi, 2005).

El test de cointegración de Pedroni, en el que se propone dos pruebas estadísticas, considerando modelos con vectores heterogéneos de cointegración; el primer conjunto de estadísticos, denominado “Estadísticos de Panel”, es equivalente a los estadísticos de raíz unitaria en el que se considera a los coeficientes autorregresivos como homogéneos; mientras que el segundo conjunto se denomina “Estadísticos de Grupo”, análogos a las pruebas de raíz unitaria de panel, donde se asume que los coeficientes autorregresivos son específicos para cada panel (Pesaran, 2015).

Finalmente, el test de cointegración de Westerlund, prueba de cointegración de panel basada en los residuos. Su estadístico de prueba es la *ratio* de la varianza. No requiere correcciones para la correlación serial de los residuos (Pesaran, 2015).

Todas estas pruebas testean la hipótesis nula de no cointegración frente a la alternativa de cointegración, considerando que todas las series deberán ser integradas de orden 1, $I(1)$.

Estimación del modelo: Luego de verificar la existencia de cointegración entre las variables de los modelos (1) y (2), se procede a la estimación de sus coeficientes de corto y largo plazo. En los modelos para datos de panel existen dos efectos a considerar: uno específico de cada país, y un segundo, recogido a través del efecto dinámico de la variable dependiente rezagada, que generan potencial endogeneidad en el modelo; por esto no es posible la estimación de los modelos mediante las metodologías de regresión MCO Pooled, Efectos Fijos y Efectos Aleatorios (Ibrahim y Law, 2014).

Para corregir estos problemas, optamos por la metodología GMM de Arellano y Bond, aplicable en modelos de datos de panel dinámicos. Mediante esta metodología tomamos las primeras diferencias de las variables para eliminar el efecto específico de cada país, o cualquier variable específica de cada uno de ellos, invariante en el tiempo. Este enfoque, conocido como GMM de primera diferencia, utiliza como instrumentos de las variables dependientes diferenciadas rezagadas y de otras variables endógenas, a sus propios rezagos en niveles; mientras que, las variables exógenas podrían servir como sus propios instrumentos (Ibrahim y Law, 2014).

Sin embargo, si la serie es altamente persistente, es decir si el coeficiente de la variable dependiente rezagada es cercano a 1, los resultados del método de GMM en primeras diferencias serían sesgados (Martín Mayoral, 2010). Arellano y Bover, sugieren una ampliación de la metodología de GMM de primera diferencia para abordar estos problemas, mediante la estimación de las regresiones en niveles y en primeras diferencias como un sistema, que se conoce como la metodología de GMM en sistema (Ibrahim y Law, 2014).

Para validar estas estimaciones, se aplica las pruebas de correlación serial en los errores y de sobre identificación, de Sargan. En el primer caso, lo importante es no rechazar la hipótesis nula de que los residuos diferenciados siguen un proceso AR(2); de no ser así, la prueba estaría indicando autocorrelación de los residuos en niveles. Por otro lado, es posible que el test AR(1) aplicado a los

residuos en primera diferencia rechace la hipótesis nula, debido a que $\Delta e_{i,t} = e_{i,t} - e_{i,t-1}$ y $\Delta e_{i,t-1} = e_{i,t-1} - e_{i,t-2}$ contienen ambas el término $e_{i,t-1}$.

Por su parte, el test de Sargan prueba la validez de los instrumentos; el no rechazo de la hipótesis nula implica que los instrumentos en grupo se pueden considerar exógenos (Ibrahim y Law, 2014). En el caso de rechazar la hipótesis nula se sugiere reconsiderar los instrumentos del modelo. Sin embargo, este error también podría atribuirse a un problema de heterocedasticidad en el modelo, puesto que, para llevar a cabo esta prueba, se requiere que la regresión estimada no incluya errores estándar robustos (StataCorp, 2017).

Dada la estimación de los coeficientes de corto plazo, es posible estimar los coeficientes de largo plazo, utilizando la siguiente expresión $\delta/(1 - \gamma)$, donde δ es el coeficiente de corto plazo asociado a la variable de interés y γ es el coeficiente de la variable dependiente rezagada (Zoundi, 2017).

Una metodología alternativa para estimar la relación de corto y largo plazo es la denominada Promedio de Grupos Agrupado (PMG, por sus siglas en inglés). Esta metodología fue desarrollada por Pesaran, Shin y Smith (1999) para paneles que presentan un N y T con un similar orden magnitud, en la cual se propone una estimación de efectos fijos convencional, donde los coeficientes y las variaciones del error sean los mismos en el largo plazo; mientras que, los coeficientes y las variaciones del error de corto plazo puedan diferir entre grupos mediante la estimación de regresiones por separado. Para probar la validez de esta metodología, se aplica una prueba de raíz unitaria para paneles, con el fin de verificar que los errores sean $I(0)$, lo que indicaría una relación de largo plazo entre las variables.

Prueba de la hipótesis EKC: La hipótesis EKC, es decir la relación de “U” invertida entre degradación ambiental y crecimiento económico, se verifica si los coeficientes cumplen con $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$, y son significativos. En este caso, el punto de inflexión (turning point) de las ecuaciones (1) y (2) está dado por la siguiente expresión:

$$-\frac{\beta_1}{2\beta_2} \quad (3)$$

En este punto, la degradación ambiental se detiene y, ante un mayor crecimiento económico, empieza a disminuir. Es importante determinar si existe este punto de inflexión, caso contrario no se espera que la degradación ambiental disminuya. También es importante su determinación para estimar qué tan distante está desde la situación actual.

Indicador sintético de calidad institucional: Finalmente, construimos un índice sintético que lo denominamos Indicador de Calidad Institucional (ICI), mediante la agregación de los seis indicadores institucionales mencionados (*CC, VR, EP, EG, CR, IL*) lo que nos permite controlar los efectos de una posible correlación entre ellos. El ICI se calcula aplicando un promedio simple a las series normalizadas, mediante el uso del método de normalización *min-max*. Evidentemente, este método de agregación presupone una misma ponderación para cada uno de los indicadores parciales incluidos bajo el supuesto de que ninguno de estos puede considerarse más importante que los otros. Tanto la normalización como la ponderación igual de los indicadores parciales son recursos justificados en indicadores sintéticos como el IDH. Por otra parte, este indicador sintético permite tener una perspectiva integral de la calidad institucional de los países estudiados, al mismo tiempo que realizar un análisis comparativo entre estos y una proyección de su tendencia.

4. Resultados

4.1 Prueba de raíces unitarias

Para realizar las pruebas de raíz unitaria, se incluyeron un intercepto y una tendencia, considerando el análisis exploratorio previo realizado a las variables, y se seleccionó un rezago como óptimo, debido a la periodicidad de los datos, que es anual y de solo trece años.

A partir de los resultados de las pruebas de raíz unitaria para datos de panel (véase Tabla 3), se puede concluir que todas las variables son integradas de orden 1, es decir $I(1)$, a excepción de la *ratio* población_rural/población_total, para la cual se rechaza la hipótesis nula de estacionariedad en todos los paneles, según el test de Hadri. Al excluir esta variable, es posible cumplir con el supuesto de que las variables *LCO2*, *LHE*, *LPIB*, *LPIB2*, *CC*, *VR*, *EP*, *EG*, *CR* sean integradas del mismo orden, por lo que se puede testear la cointegración en los modelos.

Tabla 3. Resultados de Pruebas de Raíz Unitaria

	LLC	Breitung	IPS	Fisher		Hadri
	t* Ajustado	Lambda	W-t bar	adf-chi2 (p)	pp-chi2	z-stat
Nivel						
<i>LCO2_{i,t}</i>	-10,15***	-0,05	-3,25***	133,87***	48,52**	6,31***
<i>LHE_{i,t}</i>	-8,57***	-1,24	-3,30***	109,73***	51,31**	8,51***
<i>LPIB_{i,t}</i>	-4,50***	0,74	0,39	35,58	20,97	11,96***
<i>LPIB2_{i,t}</i>	-4,60***	0,76	0,33	37,04	22,03	12,26***
<i>CC_{i,t}</i>	-6,97***	-0,82	-1,73**	32,83	75,49***	5,40***
<i>EP_{i,t}</i>	-6,70***	-1,92**	-3,51***	57,88***	81,09***	3,53***
<i>VR_{i,t}</i>	-8,49***	-0,37	-3,67***	130,56**	61,64***	5,66***
<i>EG_{i,t}</i>	-8,61***	-1,05	-3,53***	50,56**	67,50***	6,42***
<i>CR_{i,t}</i>	-6,83***	-2,18**	-1,78**	27,55	53,23**	9,57***
<i>IL_{i,t}</i>	-4,35***	0,22	-0,39	45,27*	26,37	9,31***
<i>POBRT_{i,t}</i>	-2,38***	7,14	3,23	101,68***	63,09***	17,72***
Primera Diferencia						
<i>D(LCO2_{i,t})</i>	-10,17***	-4,14***	-5,81***	101,66***	168,25***	-1,21
<i>D(LHE_{i,t})</i>	-13,49***	-5,88***	-7,34***	117,50***	229,64***	-2,56
<i>D(LPIB_{i,t})</i>	-10,23***	-3,54***	-6,14***	107,85***	181,78***	-0,68
<i>D(LPIB2_{i,t})</i>	-10,14***	-3,50***	-5,94***	98,79***	181,73***	-0,61
<i>D(CC_{i,t})</i>	-11,10***	-3,73***	-6,09***	59,77***	187,98***	-0,46
<i>D(EP_{i,t})</i>	-11,91***	-2,23**	-6,58***	78,44***	173,19***	0,77
<i>D(VR_{i,t})</i>	-13,77***	-4,64***	-7,93***	134,90**	215,49***	-0,44
<i>D(EG_{i,t})</i>	-11,38***	-3,80***	-5,47***	68,26***	145,43***	0,21
<i>D(CR_{i,t})</i>	-14,16***	-5,20***	-7,66***	59,94***	210,18***	-0,52
<i>D(IL_{i,t})</i>	-9,26***	-2,44***	-4,26***	70,92***	88,86***	1,39*
<i>D(POBRT_{i,t})</i>	-12,20***	-3,70	2,11**	87,55***	105,12***	11,75***

Nivel de Significancia: 1% (***), 5% (**) y 10% (*). Elaboración propia.

4.2 Prueba de cointegración

La Tabla 4 muestra los resultados de las pruebas de cointegración de Kao, de Pedroni y de Westerlund. De la misma manera que en las pruebas de raíz unitaria, para la determinación del rezago óptimo y la estimación espectral se optó por la selección automática del programa STATA. Las pruebas de Pedroni y Westerlund incluyen tendencia e intercepto individual. En los dos modelos, *LCO2* y *LHE*, se rechaza la hipótesis nula de no cointegración, lo que evidenció una relación de largo plazo entre las variables en cada modelo.

Tabla 4. Resultados de las Pruebas de Cointegración

Prueba	Estadístico	MODELO 1	MODELO 2
		<i>LCO2</i>	<i>LHE</i>
Kao	t-Dickey-Fuller Modificado	-3,4704***	-3,0488***
Pedroni	Estadísticos de Grupo		
	t-Phillips-Perron Modificado	4,9230***	6,4015***
	t-Phillips-Perron	-1,9151**	-3,5552***
	t-Dickey-Fuller Aumentado	-2,7492***	-3,3422***
	Estadísticos de Panel		
	Ratio de la Varianza Modificado	-3,7317***	-4,6195***
	t-Phillips-Perron Modificado	3,4173***	4,5740***
	t-Dickey-Fuller Aumentado	-2,3974***	-3,1259***
Westerlund	Ratio de la Varianza	1,4880***	0,7730

Nota: Nivel de Significancia: 1% (***), 5% (**) y 10% (*).
 Modelo 1: $LCO2 = f(CC, EP, LPIBR, LPIBR2)$.
 Modelo 2: $LHE = f(EP, EG, CR, LPIBR, LPIBR2)$.

Elaboración propia.

4.3 Estimación de los modelos

El estimador de GMM en sistema tiene algunas ventajas sobre el estimador GMM en diferencias, pero no siempre (Ke, Lin, Fu, & Wang, 2020). En nuestro estudio, encontramos que el segundo estimador es más eficiente estadísticamente, basados principalmente en los resultados de la prueba de Sargan para la validez de subconjuntos de instrumentos (Roodman, 2009), y la prueba de Arellano-Bond.

Cabe indicar, además, que los indicadores institucionales mostraron alta correlación entre ellos. Se probó diversos modelos, incrementando una de estas variables a la vez (Tabla 5). Los resultados mostraron coeficientes con muy poca variación, con signos esperados. Las variables *vr*, *rg*, *cr* e *il* resultaron no significativas. Las variables institucionales *cc* y *ep*, las únicas significativas se incluyeron conjuntamente en el modelo 1 de la Tabla 6 que mantuvieron su significancia.

Con base en lo dicho, incluimos en la Tabla 6 el modelo 1, correspondiente al corto plazo y analizamos su comportamiento en el largo plazo. En esta tabla se incluyen únicamente los modelos que salieron estadísticamente significativos. La Tabla 6 muestra los resultados finales de las estimaciones.

Basado en GMM en diferencias, los resultados del modelo *LCO2* indicaron que una mejora de un punto en los índices de Control de Corrupción y Estabilidad Política -equivalente a un aumento del 20% considerando la escala antes indicada- generaría una disminución del 13,7% y 11,7% en el corto plazo y de 17,2% y 14,7% en el largo plazo, sobre las emisiones de CO₂ *per cápita*, respectivamente. Para calcular el efecto de un aumento en el PIB *per cápita* sobre las emisiones de CO₂ se consideró el PIB *per cápita* promedio del 2014, que es cercano a los \$8.200 anuales. Considerando este valor, un incremento de 1% en el PIB *per cápita* aumentaría las emisiones per cápita de CO₂ en 0,39% en el corto plazo y 0,49% en el largo plazo.

De acuerdo con el test de Sargan, no se rechaza la hipótesis nula de que las restricciones de sobreidentificación son válidas, al 5% de significancia, lo cual sugiere que se han utilizados instrumentos adecuados; aunque este resultado no se sostiene al utilizar un nivel de significancia del 10%. Para que la hipótesis nula no fuera rechazada, se limitó el número de instrumentos a nueve rezagos de la variable dependiente.

Los errores estándar de la Tabla 6 son robustos. La prueba de correlación serial rechaza la hipótesis nula de no autocorrelación de primer orden, mientras que no rechaza la hipótesis no autocorrelación

de segundo orden. Por lo tanto, los residuos de la ecuación en niveles, antes de diferenciarla, no tienen problemas de autocorrelación.

Existe evidencia que confirma la hipótesis EKC en el modelo *LCO2*, puesto que los coeficientes del PIB y PIB cuadrado *per cápita* son positivo y negativo, respectivamente. De esta manera, el punto de inflexión de la curva medioambiental de Kuznets en el largo plazo es \$20.998, valor que se encuentra muy por encima del PIB *per cápita* de los países analizados durante el periodo de estudio, incluso hasta el año 2019, año en que el PIB *per cápita* promedio (precios del 2010) fue de \$8.338,6 (sin contar con Venezuela, que no presenta información para este año). Esto indicaría que Latinoamérica, en general, se encuentra en la fase creciente de la curva medioambiental de Kuznets, aún distante del punto de inflexión¹.

Tabla 5. Regresiones de corto plazo. Incluyen una variable institucional a la vez.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>lco2</i>	<i>lco2</i>	<i>lco2</i>	<i>lco2</i>	<i>lco2</i>	<i>lco2</i>
<i>L.lco2</i>	0.2024* (0.1052)	0.2090* (0.1198)	0.2224** (0.1089)	0.2182** (0.1052)	0.2144** (0.1073)	0.2149* (0.11)
<i>lpibr</i>	2.8293 (1.9346)	4.2237** (1.8424)	3.1132* (1.8728)	3.0476* (1.8422)	3.0824* (1.8484)	2.9798 (1.882)
<i>lpibr2</i>	-0.138 (0.1111)	-0.2115** (0.1037)	-0.153 (0.106)	-0.149 (0.104)	-0.1511 (0.1049)	-0.1454 (0.107)
<i>Cc</i>	-0.1126* (0.0575)					
<i>Ep</i>		-0.1033*** (0.0365)				
<i>Vr</i>			-0.0187 (0.083)			
<i>Eg</i>				-0.0102 (0.0745)		
<i>Cr</i>					-0.0234 (0.0563)	
<i>Il</i>						-0.0104 (0.0572)
<i>_cons</i>	-13.5812 (8.3839)	-20.1359** (8.1393)	-14.8962* (8.2169)	-14.6299* (8.1062)	-14.7702* (8.0855)	-14.3142* (8.2152)

Nivel de Significancia: 1% (***), 5% (**) y 10% (*). Entre paréntesis, los errores estándar. Elaboración propia.

Según el método PMG que estimó el modelo de la HE *per cápita*, hay fuerte evidencia de que las variables de calidad institucional *EP*, *EG* y *CR* contribuyen significativamente a la degradación ambiental en el largo plazo, de manera que el incremento de una unidad en cada índice generaría una disminución de 16%, 11% y 21% en la HE *per cápita*, respectivamente. Por el lado del PIB *per cápita*, considerando el mismo valor del 2014 utilizado previamente, encontramos que un incremento del 1% en esta variable aumentaría la HE *per cápita* en un 0,05%. Sin embargo, ahora la evidencia indica que la curva crece, aunque lentamente, a tasa creciente². Podemos concluir que, a pesar de encontrar para todo el período de análisis una relación directa entre PIB *per cápita* y HE, en este caso no se

¹ Quizá con la excepción de Uruguay y Chile, que para el año 2019 alcanzaron un PIB *per cápita* (a precios del 2010) de \$ 14.597,3 y \$15.091,4, respectivamente.

² Es interesante notar que el punto mínimo de la parábola convexa $\ln HE - \ln PIBpc$ se alcanza en el punto $\ln PIBpc = 8,33$. Este rubro corresponde a un PIB *per cápita* de \$4.156, valor aproximado al observado en 1970.

confirma la existencia de la hipótesis EKC, ya que no se observa en el largo plazo ninguna ralentización de la curva.

Tabla 6. Resultados de la Estimación de Corto y Largo Plazo de GMM y PMG

Variable Dependiente	MODELO 1: $LCO2_{i,t}$		MODELO 2: $LHE_{i,t}$	
	DIFERENCIA GMM		PMG	
	Corto Plazo	Largo Plazo ¹	Corto Plazo	Largo Plazo
	$LCO2_{i,t}$	$LCO2_{i,t}$	$D(LHE_{i,t})$	$LHE_{i,t}$
$LCO2(-1)_{i,t}$	0,2032* (0,1144)			
$LPIBR_{i,t}$	4,1473** (1,8250)	5,2050** (2,3384)		-0,6470** (0,2934)
$LPIBR2_{i,t}$	-0,2084** (0,1045)	-0,2615* (0,1351)		0,0388** (0,0184)
$CC_{i,t}$	-0,1372** (0,0656)	-0,1722** (0,0836)		
$EP_{i,t}$	-0,1177*** (0,0395)	-0,1477*** (0,0487)		-0,1597*** (0,0058)
$EG_{i,t}$				-0,1115*** (0,0047)
$CR_{i,t}$				-0,2086*** (0,0053)
$D(LPIBR)_{i,t}$			-24,0278 (38,6830)	
$D(LPIBR2)_{i,t}$			1,5547 (2,1873)	
$D(EP)_{i,t}$			0,0453 (0,0417)	
$D(EG)_{i,t}$			0,1030 (0,0648)	
$D(CR)_{i,t}$			0,0930 (0,0978)	
$ECT_{i,t}$			-0,4390*** (0,0866)	
Constante	-19,744*** (7,9494)		1,5764*** (0,3664)	
Pruebas Post-estimación				
Test de Arellano Bond	AR(1) -2,299**	AR(2) -0,4469		
Test de Sargan	77,1 (<i>p-value</i> = 0,093)			
Nivel de Significancia: 1% (***), 5% (**) y 10% (*). Entre paréntesis los errores estándar. En la prueba de Arellano-Bond se muestra el estadístico z; en la prueba de Sargan se indica el Chi-cuadrado y el valor p. Se estimó un modelo robusto de un paso. ¹ Errores estándar calculados mediante el método delta				

Elaboración propia.

Los coeficientes de corto plazo resultaron no significativos, a excepción del término de corrección del error que es negativo, cumpliéndose con el supuesto de equilibrio en el largo plazo y mostrando

una velocidad de convergencia hacia éste, de 43,9%. Las pruebas de raíz unitaria señalaron que los residuos del modelo PMG son $I(0)$ para los resultados de las pruebas de raíz unitaria de los errores del Modelo PMG).

4.4 Indicador sintético de calidad institucional (ICI)

Tabla 7. Resultados de las Regresiones Utilizando el ICI

Variable Dependiente	MODELO 1: $LCO2_{i,t}$		MODELO 2: $LHE_{i,t}$	
	DIFERENCIA GMM		PMG	
	Corto Plazo	Largo Plazo	Corto Plazo	Largo Plazo
	$LCO2_{i,t}$	$LCO2_{i,t}$	$D(LHE_{i,t})$	$LHE_{i,t}$
$LCO2(-1)_{i,t}$	0,2265** (0,1032)			
$LPIBR_{i,t}$	3,4674* (1,8662)	4,4829*** (1,5603)		2,5490*** (0,7664)
$LPIBR2_{i,t}$	-0,1727 (0,1063)	-0,2233*** (0,0871)		-0,1189*** (0,0437)
$ICI_{i,t}$	-0,4148* (0,3221)	-0,5364 (0,3312)		-0,7638*** (0,2001)
$D(LPIBR)_{i,t}$			46,5472 (41,6958)	
$D(LPIBR2)_{i,t}$			-2,6039 (2,2895)	
$D(ICI)_{i,t}$			0,4655* (0,2588)	
$ECT_{i,t}$			-0,6134*** (0,0905)	
Constante	-16,2490*** (5,3080)		-7,3023*** (1,0754)	
Pruebas Post-estimación				
Test de Arellano Bond	AR(1) -2,426**	AR(2) -0,6163		
Test de Sargan	82,097**			
Notas: Nivel de Significancia: 1% (***) , 5% (**) y 10% (*), Entre paréntesis los errores estándar En la prueba de Arellano-Bond se muestra el estadístico z, en la prueba de Sargan se indica el Chi-cuadrado. Se estimó un modelo robusto de un paso.				

Elaboración propia.

Con el fin de evaluar la robustez de los modelos propuestos, y para minimizar los problemas de colinealidad ya mencionados, se corrió dos modelos adicionales, utilizando una medida compuesta, a través de un índice sintético de calidad institucional (ICI). Este índice fue obtenido mediante componentes principales, el mismo que explica el 84% de la varianza, con una medida de adecuación KMO, de 0.864.

Para el modelo $LCO2$, con el uso del método GMM en diferencias, los resultados no difieren mucho del modelo que contiene los indicadores institucionales por separado (Ver Tabla 7), aunque el coeficiente estimado de la variable ICI pierde significatividad en la ecuación de largo plazo. Igual que antes, se verifica la hipótesis EKC, además de encontrar que el ICI muestra una relación negativa y estadísticamente significativa, indicando que una mejora en la calidad institucional de los países de América Latina generará una disminución en las emisiones de CO_2 , tanto en el corto plazo como en el largo plazo. El punto de inflexión del modelo de largo plazo es de \$22.912, valor muy similar al del modelo original.

Por su parte, cuando utilizamos el *ICI* en el modelo de la *HE*, utilizando el método PMG, se obtiene coeficientes estadísticamente significativos y con el signo esperado; es decir que, aplicando el ICE en este modelo, se acepta el cumplimiento de la hipótesis EKC, con un punto de inflexión de \$45.244, valor que se alcanzaría en el muy largo plazo. Comparando este resultado con el del modelo original, vemos que, si bien en ambos casos se verifica que el crecimiento económico genera un deterioro ambiental, medido por la *HE*, el primer modelo no prevé un aplanamiento de la curva y posterior reversión de la tendencia, mientras que el segundo modelo sí lo hace, pero en un punto muy alejado en el tiempo.

5. Conclusiones

En esta investigación estudiamos el deterioro ambiental como consecuencia de las condiciones institucionales gubernamentales, medidas a través de los seis indicadores de gobernabilidad. Factores institucionales que actúan en combinación con el PIB *per cápita* sobre el deterioro ambiental, medido mediante las emisiones de CO₂ y la Huella Ecológica *per cápita*, bajo el enfoque de la Curva Medioambiental de Kuznets. Los datos corresponden al periodo 2002-2014 en dieciséis países de América Latina.

El modelo permitió verificar la existencia de la hipótesis EKC sobre las emisiones de CO₂; en el caso de esta hipótesis, desde la perspectiva de la *HE* como variable dependiente, la verificación de la hipótesis es menos robusta. Según estos resultados, las economías latinoamericanas estudiadas se encuentran en la primera fase de la curva de Kuznets, esto implica que, a medida que los países van creciendo económicamente, el factor medioambiental empeorará hasta que los ingresos lleguen a un punto de inflexión a partir del cual, por la propia dinámica de la teoría de la EKC, la calidad ambiental mejorará.

Nuestros resultados son consistentes con los hallazgos de Villanueva para América Latina (2012) aunque las características presentan diferencias. EL autor citado introduce en el estudio la calidad institucional, considerando un período de estudio previo al nuestro en su mayor parte (1998-2005), sin diferenciar corto y largo plazo, y no recurre a GMM ni analiza esta opción³. Aunque ambos estudios estiman estar en el lado izquierdo de la curva, Villanueva estima, según su modelo extendido, que el punto de inflexión es de 10.109 USD, menos de la mitad del obtenido en nuestro estudio (\$22.912). Este autor considera como variable dependiente únicamente las emisiones de CO₂, y no propone un indicador sintético de calidad institucional, por lo que no podemos aplicar comparación en estos resultados.

También coincidimos en los resultados con Culas (2007). En ambos casos consideramos variables institucionales, sostenemos que hay presencia de la EKC y que estamos en su lado izquierdo, aunque, en este caso, diferimos aún más en el período de estudio (1972-1994). Este autor tampoco recurre al estimador GMM, ni estima el punto de inflexión.

En contraste, Masron y Subramaniam (2018) estudian el período 2005-2013 altamente coincidente con el de nuestro estudio. Utilizan el estimador GMM, encontrando un comportamiento monótono de empeoramiento ambiental, aunque su estudio no se limita únicamente a los países en desarrollo de América Latina, e institucionalmente incluyen sólo el problema de la corrupción.

Cualquiera de estos casos antes citados, así como nuestros resultados, advierten consistentemente que América Latina enfrenta un proceso de empeoramiento ambiental. Los países de esta región basan sus economías en la extracción de recursos naturales, principalmente con gestión estatal. La calidad de esta gestión la medimos a través de índices institucionales, principalmente los índices de control de la corrupción, estabilidad política y efectividad del gobierno. Mejorar la transparencia en la gestión gubernamental, así como la imagen de un estado democrático, contribuirá a una disminución en el deterioro del medioambiente. Por otra parte, se esperaba que el índice de calidad regulatoria resultara individualmente relevante para explicar el deterioro ambiental, sin embargo, su coeficiente resultó no

³ Refiere como metodología a White cross-section standard errors.

significativo. Debemos anotar que la inclusión de un mayor número de observaciones permitiría, en futuras investigaciones, dar nuevas luces sobre este aspecto.

Por otra parte, se encontró una relación de largo plazo entre las variables de estabilidad política, estabilidad gubernamental y calidad regulatoria con la HE *per cápita*, de manera que un correcto manejo institucional permitiría la reducción del área productiva necesaria para el consumo de la población latinoamericana.

Para robustecer el modelo, se han realizado la construcción de un índice sintético *ICI* recurriendo al análisis de componentes principales, técnica que permite manejar los errores de correlación entre las variables institucionales, así como la asignación subjetiva de ponderaciones, obteniendo un resultado similar al modelo *LCO2* inicial. Sin embargo, el uso de *ICI* en el modelo *LHE* difiere del resultado inicial, verificándose la existencia de la hipótesis EKC, aunque en este caso, su punto de inflexión es aún muy distante de la realidad latinoamericana. En síntesis, la HE y las emisiones de CO₂ como indicadores de degradación ambiental, no presentan el mismo comportamiento para la verificación de la hipótesis EKC.

Asimismo, se probó la inclusión de la densidad poblacional, dado que ésta podría generar un impacto sobre la calidad ambiental. Sin embargo, esta variable fue excluida, ya que no resultó estadísticamente no significativa en todos los modelos.

Lo puntos de inflexión, 22.912 y 45.244, distan significativamente del actual PIB *per cápita* de Latino América que alcanzó 8.847 en 2019 (BM). Inclusive para Chile, con un PIB *per cápita* 14.896 deberá crecer en más de un 50% para alcanzar al menor de dichos puntos, lo que representa un tiempo muy prolongado e incierto. Además, cabe indicar que los puntos de inflexión no representan un cese de la contaminación. Estos resultados advierten a los gobiernos de la región que no se puede esperar que los problemas ambientales se corrijan inercialmente, como sugiere la hipótesis EKC, y que convendría intensificar y acelerar los esfuerzos para mitigar este problema.

Referencias

1. Ahmad, N., Du, L., Lu, J., Wang, J., Li, H.-Z., & Hashmi, M. Z. (2017). "Modelling the CO2 emissions and economic growth in Croatia: Is there any environmental Kuznets curve?". *Energy*, Vol. 123, pp. 164-172.
2. Al-Mulali, U., Weng-Wai, C., Sheau-Ting, L., & Mohammed, A. H. (2015). "Investigating the environmental Kuznets curve (EKC) hypothesis by utilizing the ecological footprint as an indicator of environmental degradation". *Ecological Indicators*, Vol. 48, pp. 315-323.
3. Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (3ra ed.). Chichester: John Wiley & Sons.
4. Banco Mundial. (2018a). *Indicadores de Desarrollo Mundial*. Recuperado el Abril de 2018, de Banco de Datos del Banco Mundial:
<http://databank.bancomundial.org/data/reports.aspx?source=2&series=NY.GDP.PCAP.CD&country=#>
5. Banco Mundial. (2018b). *Indicadores Mundiales de Gobernabilidad*. Recuperado el Abril de 2018, de Banco de Datos del Banco Mundial: [https://databank.worldbank.org/source/environment-social-and-governance-\(esg\)-data](https://databank.worldbank.org/source/environment-social-and-governance-(esg)-data)
6. BM. (20 de julio de 2020). *Emisiones de CO2 (kt) - Latin America & Caribbean (excluding high income)*. Obtenido de BM:
<https://datos.bancomundial.org/indicador/EN.ATM.CO2E.KT?locations=XJ>
7. CEPAL. (4 de Marzo de 2018). *América Latina y el Caribe adopta su primer acuerdo regional vinculante para la protección de los derechos de acceso en asuntos ambientales*. Recuperado el 25 de Abril de 2018, de Comunicado de Prensa del la CEPAL:
<https://www.cepal.org/es/comunicados/america-latina-caribe-adopta-su-primer-acuerdo-regional-vinculante-la-proteccion>
8. Cole, M. A. (2007). "Corruption, income and the environment: an empirical analysis". *Ecological Economics*, Vol. 62(3-4), pp. 637-647.

9. Culas, R. J. (2007). "Deforestation and the environmental Kuznets curve: An institutional perspective". *Ecological Economics*, pp. 429–437.
10. Deacon, R., & Mueller, B. (2004). *Political Economy and Natural Resource Use*. University of California Santa Barbara: Department of Economics Working Paper. pp. 1-51.
11. Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing". *Econometrica*, Vol. 55(2), pp. 251-276.
12. Fredriksson, P. G., & Millimet, D. L. (2001). *Bureaucratic corruption and environmental policy: theory and evidence from the United States*. Unpublished manuscript. pp. 1-38
13. Friedrich, J., Ge, M., & Lebling, K. (02 de Abril de 2018). *5 Charts Show How Global Emissions Have Changed Since 1850*. Recuperado el 27 de Abril de 2018, de World Resources Institute: <http://www.wri.org/blog/2018/04/5-charts-show-how-global-emissions-have-changed-1850>
14. Global Footprint Network. (11 de Abril de 2018a). *Three Visualizations of Footprint Trends, 1961-2014*. Recuperado el 27 de Abril de 2018, de Global Footprint Network: <https://www.footprintnetwork.org/2018/04/11/three-visualizations-of-footprint-trends-1961-2014/>
15. Global Footprint Network. (2018b). *Global Footprint Network*. Recuperado el 14 de Abril de 2018, de <http://data.footprintnetwork.org/#/compareCountries?type=EFcpc&cn=9,21,19,236,40,44,48,58,60,89,138,157,56,234,166,169,170&yr=2005>
16. Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1991). "Environmental impacts of a North American free trade agreement". *National Bureau of Economic Research*.
17. Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (Mayo de 1995). "Economic Growth and the Environment". *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110(2), pp. 353-377.
18. Gudynas, E. (2009). "Diez tesis urgentes sobre el nuevo extractivismo. Contextos y demandas bajo el progresismo sudamericano actual". En J. Schuldt, A. Acosta, A. Barandiarán, A. Bebbington, M. Folchi, CEDLA – Bolivia , . . . E. Gudynas, *Extractivismo, política y sociedad* (págs. 187-225). Quito: Centro Andino de Acción Popular (CAAP) y Centro Latinoamericano de Ecología Social (CLAES).
19. Gudynas, E. (14 de Abril de 2016). *Corrupción, extractivismos y daño ambiental: una íntima asociación*. Recuperado el 27 de Abril de 2018, de América Latina en Movimiento: <https://www.alainet.org/es/articulo/176732>
20. Hanif, I. (2017). "Economics-Energy-Environment Nexus in Latin America and the Caribbean". *Energy*, Vol. 141, pp. 170–178.
21. Ibrahim, M. H., & Law, S. H. (2014). "Social capital and CO2 emission—output relations: A panel analysis". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, Vol. 29, pp. 528-534.
22. Ke, X., Lin, J. Y., Fu, C., & Wang, Y. (2020). *Transport Infrastructure Development and Economic Growth* en China: Recent Evidence from Dynamic Panel System-GMM Analysis. *Sustainability*, 12(14), 1-22. <https://doi.org/10.3390/su12145618>
23. Kuznets, S. (1955). "Economic growth and income inequality". *The American economic review*, Vol. 45(1), pp. 1-28.
24. Martín Mayoral, F. (2010). *Convergencia en América Latina. Un análisis dinámico*. Instituto de Iberoamérica. Universidad de Salamanca
25. Martín Palmero, F., González Laxe, F., Miguélez Pose, F., Menéndez Pérez, E., & Dopico Castro, J. (2004). *Desarrollo sostenible y huella ecológica. Una aplicación a la economía gallega*. Netbiblo.
26. Masron, T. A., & Subramaniam, Y. (2018). "The environmental Kuznets curve in the presence of corruption in developing countries". *Environmental Science and Pollution Research*, pp. 1-16.
27. New York Times Es. (13 de Abril de 2016). *Tras el auge de la última década, ¿aprenderá América Latina a no depender de las materias primas?* Recuperado el 11 de Abril de 2018, de New York Times ES: <https://www.nytimes.com/es/2016/04/13/tras-el-auge-de-la-ultima-decada-aprendera-america-latina-a-no-depender-de-las-materias-primas/>
28. Organización De Las Naciones Unidas Para La Alimentación Y La Agricultura (FAO). (08 de Septiembre de 2017). *Annual population*. Recuperado el Abril de 2018, de FAOSTAT: <http://www.fao.org/faostat/en/#data/OA>

29. Ozturk, I., & Acaravci, A. (2010). "CO2 emissions, energy consumption and economic growth in Turkey". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, Vol. 14(9), pp. 3220-3225.
30. Pesaran, M. H. (2015). *Time series and panel data*. Oxford University Press.
31. Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels". *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94(446), pp. 621-634.
32. Pontarollo, N., & Mendieta Muñoz, R. (2020). "Land consumption and income in Ecuador: A case of an inverted environmental Kuznets curve. *Ecological Indicators*", Vol. 108, pp. 1-13.
33. Roodman, D. (2009). "How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata". *The Stata Journal*, Vol. 9(1), pp. 86-136. <https://doi.org/10.1177/1536867X0900900106>
34. Statacorp. (2017). *Stata 15 Base Reference Manual*. College Station, Texas: Stata Press.
35. United Nations Information Service (UNIS) Vienna. (27 de Noviembre de 2013). *Corrupción y medioambiente*. Obtenido de United Nations Information Service (UNIS) Vienna: <http://www.unis.unvienna.org/unis/es/pressrels/2013/uniscp731.html>
36. Villanueva, I. A. (2012). "Introducing Institutional Variables In the Environmental Kuznets Curve (EKC): A Latin American Study". *Annals-Economy Series*, Vol. 1, pp. 71-81.
37. Wawrzyniak, D., & Doryn, W. (2020). "Does the quality of institutions modify the economic growth-carbon dioxide emissions nexus? Evidence from a group of emerging and developing countries". *Ekonomiska Istrazivanja*, Vol. 33(1), pp. 124-144.
38. World Resources Institute. (18 de Agosto de 2016). *Country Greenhouse Gas Emissions Data*. Recuperado el 27 de Abril de 2018, de World Resources Institute: <http://datasets.wri.org/dataset/cait-country>
39. Zambrano-Monserrate, M. A., Silva-Zambrano, C. A., Davalos-Penafiel, J. L., Zambrano-Monserrate, A., & Ruano, M. A. (2017). "Testing environmental Kuznets curve hypothesis in Peru: The role of renewable electricity, petroleum and dry natural gas". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, Vol. 82(3), pp. 4170-4178.
40. Zoundi, Z. (2017). "CO2 emissions, renewable energy and the Environmental Kuznets Curve, a panel cointegration approach". *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, Vol. 72, pp. 1067-1075.