

Relación entre las emisiones de Co2, comercio y valor agregado bruto para países con diferentes niveles de ingresos

Gabriela Yangari ¹ Priscila Mendez ² Jimmy Rocano ³

Carrera de Economía. Universidad Nacional de Loja. Loja, Ecuador

Fecha de recepción: Febrero 2018. Fecha de aceptación: Junio 2018

Resumen

El objetivo de esta investigación es examinar el efecto del comercio y del valor agregado bruto en las emisiones de Co2, en 97 países utilizamos datos de panel del World Development Indicators del Banco Mundial en el periodo de 1980-2016. Con el fin de capturar la heterogeneidad entre los países por el nivel de ingreso, clasificamos a los países en cinco grupos: ingreso alto, ingreso medio-alto, ingreso medio-bajo, ingreso bajo e ingresos extremadamente bajos. Utilizando técnicas de cointegración y de causalidad para datos de panel, encontramos evidencia empírica robusta que sugiere que el comercio y el valor agregado bruto y las emisiones de Co2 tienen una relación de equilibrio de largo y corto plazo en los diferentes grupos de ingreso.

Palabras clave: Co2; Comercio; Agricultura; Servicios; Industria; Datos de panel

Códigos JEL: C23. O14. Q17.

Relationship between Co2 emissions, trade and gross value added for countries with different income levels

Abstract

The objective of this research is to examine the effect of trade and gross value added on CO2 emissions, in 97 countries we use panel data from the World Development Indicators of the World Bank in the period 1980-2016. In order to capture the heterogeneity between countries by income level, we classify countries into five groups: high income, medium-high income, medium-low income, low income and extremely low income. Using cointegration and causality techniques for panel data, we found robust empirical evidence that suggests that trade and gross value added and CO2 emissions have a long-term and short-term equilibrium relationship in the different income groups.

Keywords: Co2; Trade; Farming; Services; Industry; Panel data

JEL codes: C23. O14. Q17.

¹Autor: Gabriela Yangari. Carrera de Economía de la Universidad Nacional de Loja. La Argelia. Correo Electrónico: gabriela.s.yangari@unl.edu.ec

²Coautor: Priscila Mendez. Universidad Nacional de Loja. La Argelia. Correo electrónico: priscila.mendez@unl.edu.ec

³Coautor: Yimmy Rocano. Universidad Nacional de Loja. La Argelia. Correo electrónico: jimmy.rocano@unl.edu.ec

1. Introducción

La apertura comercial ha ayudado tanto a las economías pobres como a las ricas a crecer más rápido, por lo tanto, a mejorar su volumen comercial y sus ingresos. La gran expansión en el comercio mundial de mercancías da lugar a más producción y más establecimiento de estructuras y unidades industriales. Esta amplia expansión en el producto agregado mundial requiere mayores recursos energéticos, que se considera la fuente potencial de emisiones de dióxido de carbono (CO₂). La cantidad de emisiones per cápita cambia con el nivel de desarrollo de los países. Por ejemplo, los países de altos ingresos emiten 11.0 toneladas métricas de dióxido de carbono (CO₂) per cápita por año. Esto representa aproximadamente el doble de emisiones emitidas en los países de ingresos medios altos (6,6 MT), tres veces las emisiones emitidas por países de ingresos bajos medios (3,5 Mt), y casi 37 veces las emisiones emitidas por países de bajos ingresos, que emiten 0,3 MT per cápita por año (Banco Mundial, 2018). Esta realidad sugiere una fuerte correlación entre la actividad productiva y las emisiones contaminantes. De hecho, China es el mayor contaminador mundial y es responsable del 30% del CO₂ y las emisiones de los Estados Unidos del 15% (Agencia de Protección Ambiental de los Estados Unidos, 2017). Los costos asociados con las emisiones de gases de efecto invernadero son más visibles en la agricultura y en la salud humana.

En este contexto, la investigación examina la existencia de una relación a corto y largo plazo entre el comercio y del valor agregado bruto en las emisiones de CO₂, a nivel mundial y por grupos de países. La investigación abarca los períodos 1980-2016 para 97 países que tienen datos para todas las variables, lo que nos permite formar un panel de datos equilibrado. Para capturar la heterogeneidad entre países, agrupamos los países de acuerdo a su nivel de ingreso: HIC conformado por los países de ingresos altos, MHIC conformado por los países de ingresos medios altos, LIC conformado por los países de ingresos bajos y ELIC compuesto por los países de ingresos extremadamente bajos. La clasificación permite proponer implicaciones de política para cada grupo de países en función de los resultados obtenidos. Primero, estimamos un modelo de GLS de referencia para estimar la dirección y la fuerza de la correlación entre las variables. En segundo lugar, verificamos la existencia de al menos un vector de cointegración a corto y largo plazo entre las variables. Tercero, estimamos la fortaleza del vector de cointegración para grupos de países a través de un modelo de Mínimos Cuadrados Dinámicos Ordinarios (DOLS) y globalmente y para grupos de países a través de un modelo de Panel Dinámico con Mínimos Cuadrados Ordinarios (PDOLS).

Con base en los resultados de las regresiones, proponemos mecanismos de política destinados a reducir los daños irreversibles causados por la emisión de gases contaminantes. Las pruebas de cointegración se estimaron después de verificar que la serie no tenía el problema de raíz unitaria, usando las pruebas Dickey & Fuller (1981), Phillips & Perron (1988), Levine, Lin & Chu (2002), Im, Pesaran & Shin (2003) y Breitung (2000). La existencia de vectores de equilibrio a largo y corto plazo se estimó utilizando las técnicas de cointegración heterogénea de Pedroni (1999) y los modelos de corrección de errores de Westerlund (2007), respectivamente. La fuerza del vector de cointegración obtenido de la estimación de los modelos DOLS y PDOLS de Pedroni (2001) genera los estimadores para cada país o grupo de países individualmente. Este proceso refuerza la información generada por las pruebas de cointegración global para la propuesta de implicancias de política según el nivel de desarrollo de los países. Finalmente, la existencia y dirección de la causalidad de tipo Granger en la serie se estimó a través de la prueba Dumitrescu & Hurlin (2012).

El resto del documento está organizado de la siguiente manera: la Sección 2 presenta la revisión de literatura. La Sección 3 presenta datos y metodología y la Sección 4 proporciona y discute los resultados. La Sección 5 ofrece la conclusión y recomendaciones de política.

2. Revisión y literatura previa

Existe un consenso general de que el comercio y el valor agregado bruto contribuyen positivamente a la reducción de las emisiones de CO₂. En general, la mayoría de los estudios comparados entre países encuentran abrumadoramente una relación positiva y estadísticamente significativa entre las variables anteriormente mencionadas.

Según Hasanov, Liddle & Mikayilov (2018), identifica que las exportaciones e importaciones desempeñan un papel importante en la formación de las emisiones de CO₂ basadas en el consumo tanto a corto como a largo plazo. Sin embargo, no tienen ningún impacto significativo en las emisiones de CO₂ basadas en el territorio. Las magnitudes de los impactos de ambas variables comerciales sobre las emisiones de CO₂ basadas en el consumo son mayores a largo plazo en comparación con el corto plazo. También encontramos que los ingresos tienen un efecto estadísticamente significativo de las emisiones de CO₂ basadas en el consumo a largo y corto plazo y que solo la variable es significativa en la relación a largo plazo para las emisiones de CO₂ basadas en el territorio. Las estimaciones muestran que la velocidad de convergencia del desequilibrio de corto plazo al camino de equilibrio de largo plazo es de alrededor del 30% en un año.

Por otro lado, Bhattachary et.al (2017) mencionan que el consumo de energía, el crecimiento económico y la apertura comercial contribuyen significativamente a las emisiones de CO₂ en la región ASEAN. Se usó el FEVDM para evaluar la causalidad y valida la cointegración y la estimación del panel, sugiriendo un efecto de retroalimentación entre el uso de energía y el crecimiento económico. El consumo de energía causa directamente las emisiones de CO₂ y también hay causalidad unidireccional del crecimiento económico tanto en la apertura comercial como en las emisiones de CO₂. Existe una importante heterogeneidad a largo plazo en estos países. Según Amador Francois & Tomberger (2016), identifican que las emisiones de carbono incorporadas en el comercio internacional aumentaron su contribución al total de emisiones durante el período de análisis, como se volvió cada vez más relevante para la economía global. Hay una red transferencia de emisiones de productores de sustancias intermedias en países en desarrollo economías a los productores finales, y finalmente a los consumidores en los países desarrollados regiones.

InglesiLotz & Dogan (2018), confirman una relación a largo plazo entre las principales variables. Los aumentos en el consumo de energía no renovable intensifican la contaminación, mientras que lo contrario es válido para la energía renovable. Con respecto a la dirección de las relaciones causales, observamos una causalidad unidireccional que va desde emisiones, ingresos, comercio y energías no renovables hacia las energías renovables; de energía no renovable a emisiones; y de las emisiones y las energías no renovables al comercio. Ito (2017), los resultados sugieren que el consumo de energía no renovable tiene un impacto negativo en el crecimiento económico de los países en desarrollo.

Además, encontramos que el consumo de energía renovable contribuye positivamente al crecimiento económico en el largo plazo. Según Kahoulí (2017), los resultados empíricos confirman la existencia de fuertes efectos de retroalimentación entre la electricidad, las emisiones de CO₂, las existencias de I + D y el crecimiento económico (especialmente en el estimador SUR). Sin embargo, los resultados apoyan la ocurrencia de causalidad unidireccional entre la electricidad y las existencias de I + D (en 3SLS), mientras que las otras relaciones existen. Por un lado, aquí está la causalidad unidireccional entre las existencias de I + D y el crecimiento económico, así como la causalidad unidireccional entre las existencias de I + D y las emisiones de CO₂, por otro lado (estimador GMM). Shahbaz, et.al (2016), mencionan que los resultados de la causalidad VECM del panel resaltan un efecto de retroalimentación entre la apertura comercial y las emisiones de carbono a nivel global y los países de medianos ingresos, pero la apertura comercial Granger causa

emisiones de CO2 para los países de altos ingresos y bajos ingresos.

Las implicaciones de política también se proporcionan. Las pruebas de cointegración de Pedroni (1999) y Westerlund (2007) confirman la presencia de relaciones de cointegración de paneles entre apertura comercial, crecimiento económico y emisiones de CO2 en los paneles seleccionados. Las estimaciones específicas del país del procedimiento FMOLS sugieren que la apertura comercial reduce las emisiones de carbono en la mayoría de los países. Se hace una inferencia similar para los paneles de nivel global, alto, medio y bajo. El análisis de causalidad confirma la existencia de un efecto de retroalimentación entre la apertura comercial y las emisiones de CO2 para el panel global y para el panel de países de ingreso mediano a largo plazo. Apertura comercial Granger causa emisiones de CO2 en los países de altos ingresos y bajos ingresos a largo plazo.

3. Datos y metodología

3.1. Datos

En esta investigación, utilizamos datos de *World Development Indicator* del Banco Mundial (2018), el estudio cubre 97 países a nivel mundial para el periodo 1980 – 2016. Los países y el período de tiempo

fueron seleccionados para la disponibilidad de datos de acuerdo a las variables utilizadas, lo que permitió estimaciones usando datos de panel fuertemente balanceados. Realizamos una clasificación mediante el ingreso per cápita nacional a todos los países para que exista una mejor comparación entre países, dándonos así cinco grupos de ingresos HIC conformado por los países de ingresos altos, MHIC conformado por los países de ingresos medios altos, LIC conformado por los países de ingresos bajos y ELIC compuesto por los países de ingresos extremadamente bajos. En las regresiones econométricas, la variable dependiente es el logaritmo de las emisiones de CO2 y las variables independientes son los logaritmos del comercio, valor agregado bruto de la agricultura, valor agregado bruto de la industria y valor agregado bruto de los servicios.

La Figura 1 muestra la evolución de las variables en el periodo 1980 – 2016, siendo el CO2 representado por el color azul, el comercio por el color fucsia, el valor agregado bruto de la agricultura por el color verde, el valor agregado bruto de los servicios por el color naranja y el valor agregado bruto de la industria por el color plomo. El comercio el valor agregado bruto de la agricultura, servicios e industria muestran un comportamiento elevado para los cinco grupos (HIC, MHIC, LIC MLIC, ELIC) mientras que el CO2 mantiene un comportamiento bajo en los cinco grupos de países.

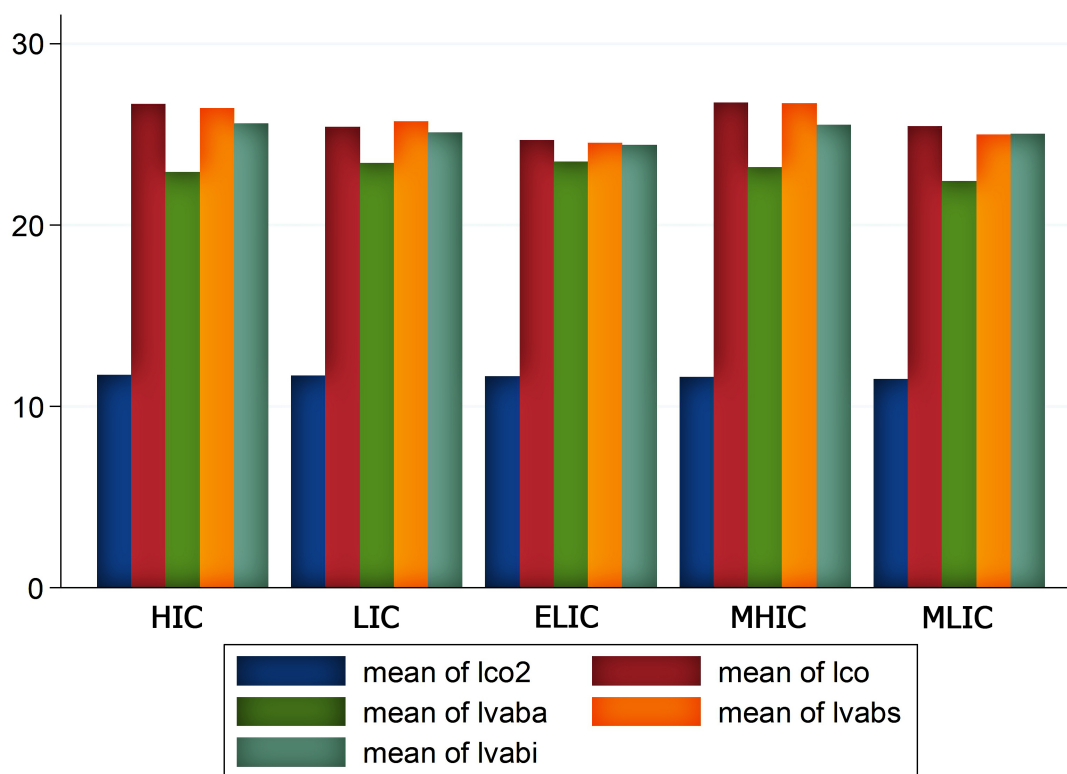


Figura 1. Relación entre el CO2 el comercio el valor agregado bruto de la agricultura, industria y servicios a nivel global en el periodo 1980- 2016

La Tabla 1 muestra los estadísticos descriptivos de las emisiones de dióxido de carbono, del comercio y del valor agregado bruto de la agricultura, servicios e industria a nivel mundial para 97 países agrupados por niveles de ingresos. EL CO2 muestra una desviación estándar entre países de 2,57 y dentro de 0,47, lo mismo sucede con el comercio muestra una desviación estándar entre países de 2,18 y dentro de 0,64, de forma similar, el valor agregado bruto de la agricultura tiene una desviación estándar entre países de 2,17 y dentro de 0,32, de igual

manera el valor agregado bruto de los servicios indica una desviación estándar dentro de los países de 2,36 y dentro de 0,48 por ultimo el valor agregado bruto de la industria que muestra una desviación estándar entre países de 2,64 y dentro de 0,47 lo que indica que la mayor parte de la variación se explica por las variaciones entre países esto sucede para todas las variables. Por lo tanto, tenemos un panel de datos estrictamente equilibrado con 3589 observaciones con un periodo de 37 y 97 el número de países.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de las variables

Variable		Media	Dev. Std	Mínimo	Máximo	Observaciones
log (Co2)	Global	8,993	2,606	2,909	16,147	N = 3589
	Entre		2,574	3,547	15,163	n = 97
	Dentro		0,473	6,683	10,569	T = 37
log (comercio)	Global	2,332	2,270	16,104	28,967	N = 3589
	Entre		2,186	18,841	27,677	n = 97
	Dentro		0,641	15,564	25,582	T = 37
log (agricultura)	Global	2,138	2,183	15,951	27,321	N = 3589
	Entre		2,17	16,201	26,607	n = 97
	Dentro		0,324	19,967	22,462	T = 37
log (servicios)	Global	2,303	2,399	17,427	29,096	N = 3589
	Entre		2,363	18,016	28,021	n = 97
	Dentro		0,482	21,047	24,752	T = 37
log (industria)	Global	2,236	2,673	15,388	29,121	N = 3589
	Entre		2,641	15,997	27,319	n = 97
	Dentro		0,474	20,093	24,374	T = 37

3.2. Metodología

La estrategia econométrica de esta investigación se divide en seis etapas. Cada etapa es aplicada para todos los países y para los grupos de países clasificados según el nivel de ingresos HIC, MHIC, MLIC LIC y ELIC. En la primera etapa estimamos un modelo de regresión básico de datos de panel, para verificar el grado de asociación y la dirección de la relación entre el co2 el comercio y el valor agregado bruto de la agricultura, servicios e industria, planteamos la siguiente ecuación:

$$\log Co_{2it} = (\alpha_0 + \beta_0) + \lambda_1 \log(co_{it}) + \lambda_2 \log(vaba_{it}) + \lambda_3 \log(vabs_{it}) + \lambda_4 \log(vabi_{it}) + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

En la ecuación 1, CO_{2it} son las emisiones de dióxido de carbono del país i ($i = 1, 2, \dots, 97$) en el periodo t ($t = 1980, 1981, \dots, 2016$), Co_{it} es la tasa de crecimiento del comercio, $Vaba_{it}$ es el valor agregado bruto de la agricultura, $Vabs_{it}$ es el valor agregado bruto de los servicios, $Vabi_{it}$ el valor agregado bruto de la industria y ε_{it} el termino de error estocástico. En la segunda etapa aplicamos dos pruebas de raíz unitaria ampliamente utilizadas en la literatura de datos de panel: Dickey & Fuller (1981) y Phillips & Perron (1988) conocidos en la literatura como ADF y PP, respectivamente. Estas pruebas permiten determinar el orden de integración de las variables. Enders (1995) sugiere el modelo más común de raíces unitarias con tendencia e intercepción a partir de la siguiente ecuación:

$$y_{i,t} = \alpha_0 + \lambda Y_{i,t-1} + \alpha_1 t + \sum_{j=2}^p \beta_j y_{i,t-j} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Donde y_t es la variable dependiente, α es el intercepto, t es tendencia, ε es un ruido gaussiano blanco y p representa el nivel de retraso. Para asegurar que los errores son ruido blanco, el número de rezagos de la variable dependiente debe determinarse usando los criterios de Información de Akaike (1974) o algún otro criterio alternativo, PP y las pruebas ADF aplican t-test para λ . Las hipótesis para estas pruebas son:

- H0: todos los paneles contienen raíces unitarias.
- H1: la serie es estacionaria.

En la tercera etapa, verificamos la relación de largo y corto plazo entre las dos variables. Con el fin de examinar la relación de largo plazo entre las variables utilizamos la prueba de cointegración de Pedroni (1999) para datos de panel a partir de la siguiente ecuación:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \delta_{it} t + Y_{1i} X_{1it} + \dots + Y_{ni} X_{nit} + \varepsilon_{1it} \quad (3)$$

Donde $i = 1, \dots, 97$ para cada país del panel y $t = 1980, \dots, 2016$ se refiere al periodo de tiempo. Los parámetros $\alpha_{i,t}$ y $\delta_{i,t}$ permiten la posibilidad de efectos fijos específicos del país y tendencias determinísticas del tiempo, respectivamente. $\varepsilon_{1,i,t}$ denotan los residuos estimados que representan desviaciones de la relación de largo plazo.

Las desviaciones de la relación de equilibrio a largo plazo están representadas por los residuos estimados, $\varepsilon_{i,t}$. Las hipótesis para esta prueba son:

- H0: no cointegración, $\rho_i = 1$ para todas las $i = 1, 2, \dots, N$.
- H1: cointegración, $\rho_i < 1$ para todas las $i = 1, 2, \dots, N$.

Esta hipótesis se evalúa mediante la siguiente prueba de raíz unitaria sobre los residuos:

$$\varepsilon_{i,t} = \rho_i \varepsilon_{i,t-1} + w_{it} \quad (4)$$

$$GDP_{it} = \alpha_{i,t} + \delta_{it} t + Y_{1i} MS_{it} + \varepsilon_{1it} \quad (5)$$

Luego, la confirmación estadística de que las variables incluidas en el modelo se encuentran cointegradas en el largo plazo, realizamos las pruebas de cointegración de corto plazo, a través de los modelos de vectores de corrección del error, VEC, determinado a través de la prueba de corrección de error de Westerlund (2007) de la siguiente manera:

$$y_{i,t} = \delta'_{i,t} d_t + \alpha_i PIB_{i,t-1} - B'_{i,t} x_{i,t-1} \sum_{j=1}^{P_i} \alpha_{ij} PIB_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

$$\sum_{j=-q_i}^{P_i} Y_{ij} x_{i,t-j} + e_{i,t}$$

Donde $t = 1, \dots, T$ periodos de tiempo e $i = 1, \dots, N$ miembros del panel, mientras que d_t contiene los componentes determinísticos, para los cuales hay tres casos, en el primer caso $d_t = 0$, por lo que no tiene componentes determinísticos; en el segundo caso $d_t = 1$, así se genera $y_{i,t}$ una constante, y en el tercer caso $d_t = (1-t)'$ que se genera $y_{i,t}$ con una constante y una tendencia. Para simplificar, ajustamos el vector k -dimensional $x_{i,t}$ que representa el gasto militar en la ecuación 9, este vector es aleatorio independiente de $e_{i,t}$, y asumimos además que estos errores son independientes a través de i y t . Las hipótesis de esta prueba son:

- H0: no cointegración.
- H1: cointegración a corto plazo.

Luego de realizar el análisis de las relaciones a corto y largo plazo, estimamos las relaciones de causalidad de Granger, siguiendo a Dumitrescu & Hurlin (2012), quienes proponen estimaciones de causalidad de Granger para datos de panel tenemos:

4. Discusión de resultados

$$y_{i,t} = \alpha_i + \sum_{k=1}^k Y_i^{(k)} Y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^k \beta_i^{(k)} x_{i,t-k} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

Donde $i = i^{(1)}, \dots, i^{(k)}$. i denota efectos individuales que se supone se deben corregir en la dimensión de tiempo. K representa órdenes de retraso y se supone igual para todas las unidades de sección transversal del panel donde el panel está equilibrado, $\beta_i^{(k)}$ y $\gamma_i^{(k)}$ denotan los parámetros de retraso y pendiente que se diferencian entre grupos. Sin embargo $\beta_i^{(k)}$ y $\gamma_i^{(k)}$ suponen que los parámetros son constantes en el tiempo. El modelo se establece como un modelo de coeficiente fijo con efectos individuales fijos. Las hipótesis de esta prueba son:

H0: variable independiente no causa-Granger variable dependiente

H1: variable independiente causa-Granger a la variable dependiente para al menos un panel (id).

La Tabla 2 muestra el resultado de la primera etapa. La prueba de Hausman (1978) se utilizó para elegir entre los modelos de efectos fijos (FE) y los efectos aleatorios (RE). Luego aplicamos la prueba de Wooldridge (2002) para detectar la autocorrelación y la prueba de Wald para detectar heterocedasticidad. Mediante la inclusión de efectos de tiempo fijo para todos los grupos de países y efectos fijos por grupo de países para Global, logramos corregir los problemas de autocorrelación y heterocedasticidad, respectivamente. La relación entre las cinco variables es positiva y estadísticamente significativa a nivel GLOBAL. Sin embargo, al clasificar a los países de acuerdo a su nivel de ingresos, la relación es positiva y significativa en los ELIC, mientras que, en los HIC, MHIC, MLIC y LIC la relación no es estadísticamente significativa.

Tabla 2. Resultados de las regresiones de línea base mediante GLS.

	GLOBAL	HIC	MHIC	MLIC	LIC	ELIC
log (comercio)	0,030* (2,50)	-0,05 (-0,54)	-0,247 (-1,38)	-0,020 (-0,97)	-0,037 (-1,47)	0,026* (1,98)
Log (agricultura)	0,077*** (5,20)	0,037 (0,62)	0,229* (2,26)	-0,119** (-2,76)	0,032 (0,97)	0,060** (2,67)
log (servicios)	0,549*** (21,08)	1.819*** (12,09)	0,457* (2,20)	0,202*** (3,38)	0,396*** (6,34)	0,181*** (5,85)
log (industria)	0,390*** (19,02)	-0,100 (-1,01)	0,202 (0,90)	0,364*** (9,05)	0,351*** (7,63)	0,325*** (13,07)
Constant	-15,44*** (-59,38)	-32,52*** (-10,78)	-4,410 (-0,71)	-2,120*** (-2,45)	-7,18*** (-5,19)	-4,368*** (-7,01)
Prueba de correlación serial (p value)	0,92	0,52	0,64	0,55	0,77	0,73
Efectos fijos (tiempo)	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Efectos fijos (país)	Si	Si	Si	Si	Si	Si
Observaciones	3589	185	185	333	629	2257

Nota: el estadístico t en paréntesis; * cuando $p < 0.05$, ** cuando $p < 0.01$, *** cuando $p < 0.001$

La Tabla 3 muestra los resultados de la segunda etapa, para verificar que las series sean no estacionarias mediante la prueba de raíz unitaria para datos de panel, Con el fin de asegurar la robustez de los resultados utilizamos tres pruebas diferentes las cuales son paramétricas: Levine et al. (2002), Im et al. (2003) y Breitung (2000), las cuales son conocidas en datos de panel como las pruebas LLC, IPS y UB. Utilizamos una prueba más simple y no paramétrica de raíz unitaria denominada prueba tipo

Fisher basada en la prueba ADF (Dickey & Fuller, 1981) y la prueba tipo Fisher basada en la prueba PP (Phillips & Perron, 1988). Las pruebas fueron aplicadas con efecto del tiempo y en niveles. Los resultados presentados señalan que Las variables son estacionarias en primeras diferencias I (1) dado que todos los estadísticos son significativos a un nivel de significancia del 1% y 5%.

Tabla 3. Pruebas de raíz unitaria

Pruebas	LL	UB	IPS	ADF	PP	LL	UB	IPS	ADF	PAG.	
	Con tendencia Niveles					Con tendencia Primeras diferencias					
GLOBAL	LCO2	-22,70*	-7,58	32,39*	2,02	75,27*	-6,06*	-8,05*	-17,74*	21,25*	82,84*
	LCO	-14,55*	-20,41	43,44	3,18	13,81	-3,55**	-10,33**	-4,41**	33,61**	338,2*
	LVABA	11,70	-7,58	-32,31	11,02	25,27	-1,06**	-8,22**	-49,4**	21,25**	2,54**
	LVABS	10,55	-10,41	-43,01	12,18	13,81	-37,55**	-10,55**	-34,41**	33,61**	33,15**
	LVABI	12,70	-7,58	3,23	14,02*	5,27	6,06*	-8,12**	-9,74**	21,25**	11,64**
HIC	LCO2	12,88	-4,36	6,40	19,67	71,43*	-9,31*	-3,97**	-7,27**	10,01**	4,22*
	LCO	-22,70*	7,58	2,19	2,02	-5,27	6,06*	-8,34*	-9,76**	21,25**	-33,12*
	LVABA	-14,55	-1,41	-4,22	3,18	3,81	7,55*	-13,34**	-4,41**	33,61**	-13,1**
	LVABS	-12,70	7,58	-1,21	2,02	5,27	-1,06**	-8,98**	-89,74*	21,25*	-82,33*
	LVABI	4,55	-1,41	-2,54	3,11	133,81	21,55**	-22,2**	-4,41**	33,61**	13,44**
MHIC	LCO2	13,18	-4,11	-1,24*	1,66	31,43	-1,31**	-3,44**	-7,27**	10,01**	-34,91*
	LCO	-2,70	-7,46	6,67	33,04	25,27	4,06**	-8,55**	-8,74**	21,25	-2,84**
	LVABA	-4,55*	-1,12	44,87	23,13	13,81	-3,55**	-10,66**	-4,11*	33,61**	38,1**
	LVABS	-22,70	-5,17*	21,21*	14,12	5,27	3,06**	9,76*	-11,74**	21,25*	-8,84**
	LVABI	4,55	-9,22	32,34	44,48	13,81	-5,55**	-10,32**	-44,51**	33,61**	-1,13**
MLIC	LCO2	-6,05	-3,02	76,19	55,57*	10,75	-9,31**	-3,33**	-2,27**	10,01**	-3,91**
	LCO	11,88	5,31	66,34	67,37	21,43	-7,06**	8,44**	-33,22**	21,25*	-8,22**
	LVABA	-33,70*	-7,58	87,44*	98,12	35,27	21,55**	-10,43**	-12,11**	33,61*	-18,1*
	LVABS	-4,55*	-11,41	-6,53	81,38	133,81	-6,06*	-6,05**	-29,3**	21,25*	8,22*
	LVABI	-2,70	-5,53	-3,11	23,55	75,27	-3,55**	1,41**	-3,4**	33,61**	38,1**
LIC	LCO2	-3,24	-2,66	-1,47	1,57	80,93*	-91,31**	3,4**	-1,08**	10,01*	4,41*
	LCO	2,88*	1,36*	91,43	12,64	81,43	-11,06**	-8,5**	-24,01**	1,25**	22,51**
	LVABA	-2,70*	2,51	-67,33	11,03	65,27	-12,55**	-10,1**	-43,44**	-33,61*	33,51*
	LVABS	-14,32*	2,42	-12,22	15,18*	13,81	-11,06**	-5,45**	-23,76**	-1,25*	55,33**
	LVABI	-1,71	34,54	12,12	22,02	85,27	-32,55**	-10,51**	-24,41**	43,61*	61,15**
ELIC	LCO2	-13,24*	3,64	32,13	4,59*	10,93	-9,31**	-3,64**	-17,3**	60,01*	-7,91**
	LCO	2,77	3,12*	-75,33	5,67	11,43	-16,06**	98,45**	-29,4**	2,25**	-2,33**
	LVABA	-22,32*	-4,57*	-67,45	55,02	25,27	-37,55**	-10,31*	-44,1*	99,61**	38,43**
	LVABS	-14,90	-56,21*	-4,41	44,18*	13,81	-11,26**	-8,45**	-18,4**	-55,25**	2,84**
	LVABI	12,10*	-76,12	-2,44	13,02	15,27	-27,55**	-10,21**	-21,1**	-23,61**	48,10**

Nota: ** indica significancia estadística al 1%, * indica significancia estadística al 5%

Para el equilibrio de largo plazo, la prueba de cointegración de panel heterogénea desarrollada por Pedroni (1999) permite la interdependencia transversal con diferentes efectos individuales, La Tabla 4 informa las estadísticas de la prueba de cointegración de Pedroni (1999) dentro y entre las dimensiones, En los resultados, con excepción del es-

tadístico v del panel de HIC, las otras seis estadísticas de prueba rechazan la hipótesis nula de no cointegración en los distintos niveles de significancia, por lo tanto, nuestros resultados señalan que el comercio, el valor agregado bruto y las emisiones de co2 tienen un movimiento conjunto y simultáneo durante 1980-2016 a nivel global.

Tabla 4. Pruebas de cointegración de Pedroni (1999)

	GLOBAL	HIC	MHIC	MLIC	LIC	ELIC
Estadísticas dentro de la dimensión						
Panel estadístico-v	3,919**	1,187	4,767**	2,387**	2,23**	3,54**
Panel estadístico-p	-11,23**	-2,628**	-11,01**	-5,614**	-5,12**	-5,614**
Panel estadístico-pp	-19,4**	-4,071**	-12,43**	-5,854**	-5,44**	-5,854**
Panel estadístico-ADF	-10,58**	-5,959**	-6,406**	-9,06**	-6,11**	-6,06**
Estadísticas entre la dimensión						
Panel estadístico-p	-11,45**	-3,274**	-11,12**	-4,801**	-4,801**	-5,16**
Grupo estadístico-pp	-9,62**	-8,086**	-12,42**	-5,398**	-6,398**	-7,22**
Grupo estadístico ADF	-12,36**	-2,946**	-9,299**	-5,711**	-7,111**	-5,12**

Nota: ** indica significancia estadística al 1%, * indica significancia estadística al 5%

Para el equilibrio de corto plazo, utilizamos un modelo de corrección de error (VECM) para datos de panel desarrollado Westerlund (2007). En la Tabla 5 indica la existencia de equilibrio en el corto plazo implica que los cambios tanto en el comercio como en el valor agre-

gado bruto se traducen rápidamente en cambios en las emisiones de CO2. Nuestros resultados señalan la existencia de un equilibrio de corto plazo a nivel global y en todos los grupos de países.

Tabla 5. Resultados de las pruebas de cointegración de Westerlund (2007)

Grupo	Estadístico	DLCO		DLVABA		DLVABS		DLVABI	
		Valor	Valor-P	Valor	Valor-P	Valor	Valor-P	Valor	Valor-P
GLOBAL	Gt	-4,341	0,000	-4,534	0,000	-13,439	0,000	-11,222	0,000
	Ga	-28,042	0,000	-32,135	0,000	-20,055	0,000	-10,055	0,000
	Pt	-18,286	0,000	-18,559	0,000	-11,975	0,000	-14,975	0,000
	Pa	-29,199	0,000	-30,543	0,000	-24,877	0,000	-13,877	0,000
HIC	Gt	-4,153	0,000	-5,517	0,000	-5,924	0,000	-2,333	0,000
	Ga	-29,059	0,000	-39,186	0,000	-8,347	0,000	-5,234	0,000
	Pt	-5,406	0,000	-7,720	0,000	-5,562	0,000	-3,111	0,000
	Pa	-29,229	0,000	-39,793	0,000	-10,922	0,000	-9,321	0,000
MHIC	Gt	-4,618	0,000	-4,749	0,000	-11,520	0,000	-1,213	0,000
	Ga	-30,859	0,000	-35,422	0,000	-18,039	0,000	-16,321	0,000
	Pt	-15,305	0,000	-14,882	0,000	-9,648	0,000	-9,542	0,000
	Pa	-31,197	0,000	-32,103	0,000	-20,948	0,000	-25,321	0,000
MLIC	Gt	-3,750	0,000	-3,624	0,000	-4,604	0,000	-5,432	0,000
	Ga	-20,873	0,000	-21,426	0,000	-5,869	0,000	-6,452	0,000
	Pt	-8,017	0,000	-7,952	0,000	-4,595	0,000	-7,465	0,000
	Pa	-22,104	0,000	-20,891	0,000	-8,058	0,000	-9,546	0,000
LIC	Gt	-3,750	0,000	-3,624	0,000	-4,604	0,000	-8,435	0,000
	Ga	-20,873	0,000	-21,426	0,000	-5,869	0,000	-12,86	0,000
	Pt	-8,017	0,000	-7,952	0,000	-4,595	0,000	-5,587	0,000
	Pa	-22,104	0,000	-20,891	0,000	-8,058	0,000	-1,112	0,000
ELIC	Gt	-3,750	0,000	-3,624	0,000	-4,604	0,000	-3,112	0,000
	Ga	-20,873	0,000	-21,426	0,000	-5,869	0,000	-5,654	0,000
	Pt	-8,017	0,000	-7,952	0,000	-4,595	0,000	-7,689	0,000
	Pa	-22,104	0,000	-20,891	0,000	-8,058	0,000	-5,445	0,000

La Tabla 6 muestra los resultados de las estimaciones de panel PDOLS con y sin variables de tiempo. Los estimadores $\hat{\beta}_i$ de los diferentes niveles de ingreso no se acercan a 1 lo cual rechaza la hipótesis nula y se concluye que la fuerza del vector de cointegración no es contundente. Los resultados de las pruebas individuales y de las pruebas de panel rec-

hazan abrumadoramente la hipótesis nula de una relación fuerte que va desde el comercio a las emisiones de CO2. En este sentido, resulta lógico pensar que si el comercio se localiza en los países con un mayor nivel de desarrollo, se puede generar externalidades positivas hacia el resto de industrias asociadas con el surgimiento de nuevas tecnologías.

Tabla 6. Resultados de pruebas de los modelos de panel PDOLS

	Con dummy del tiempo				Sin dummy del tiempo			
	DLCOM coeficiente	DLVABA coeficiente	DLVABS coeficiente	DLVABI coeficiente	DLCOM coeficiente	DLVAB coeficiente	DLVABS coeficiente	DLVABI coeficiente
GLOBAL	6,373	6,373	,2054	3,797	5,295	,4724	7,52	6,373
HIC	-,3211	-,4254	,6711	4,97	-1,3647	-,7071	4,323	-,3254
MHIC	-4,037	-4,037	,252	3,185	-2,567	-,5315	6,307	-4,037
MLIC	-2,91	2,91	,03073	,4273	-6,113	,2365	2,154	2,91
LIC	3,42	3,42	3,42	3,42	-3,42	3,42	6,307	3,42
ELIC	3,44	3,44	3,44	3,44	3,44	3,44	2,154	3,44

La tabla 7 muestra la existencia de una causalidad bidireccional (DLCO \leftrightarrow DLCO2) en los MLIC, LIC y en los ELIC, Encontramos una causalidad bidireccional (DLVABA \leftrightarrow DLCO2) en PIB y en los ELIC, , Encontramos una causalidad bidireccional (DLVABI \leftrightarrow DLCO2) a nivel global, Encontramos una causalidad bidireccional (DLVABS \leftrightarrow DLCO2) a

nivel global, Encontramos una causalidad bidireccional (DLCO \leftrightarrow DLVABA) a nivel global, Encontramos una causalidad bidireccional (DLCO \leftrightarrow DLVABS) a nivel global. Encontramos una causalidad bidireccional (DLCO \leftrightarrow DLVABI) a nivel global.

Tabla 7. Resultados de pruebas de causalidad

Dirección	Grupo	W-bar	Z-bar	Valor p
DLCO → <i>DLCO2</i>	MLIC	44089	26933	0,023
	LIC	44089	26933	0,023
	ELIC	44089	26933	0,023
DLCO2 → <i>DLCO</i>	GLOBAL	50284	66002	0,000
	HIC	65962	32500	0,001
	MHIC	36607	28765	0,004
	MLIC	76,836	63544	0,000
	LIC	44089	26933	0,023
	ELIC	44089	26933	0,023
DLVABA → <i>DLCO</i>	LIC	44089	26933	0,0225
	ELIC	44089	26933	0,0225
DLCO2 → <i>DLVABA</i>	GLOBAL	36,894	36,819	0,000
	HIC	56,397	25,737	0,010
	MHIC	39,607	33,960	0,001
	LIC	44089	26933	0,023
	ELIC	44089	26933	0,023
DLVABS → <i>DLCO2</i>	GLOBAL	30,495	22,873	0,022
	MLIC	37,634	19,715	0,049
	LIC	44089	26933	0,023
	ELIC	44089	26933	0,023
DLCO2 → <i>DLVABS</i>	MLIC	41,763	24,331	0,015
	MLIC	44089	26933	0,023
	MLIC	44089	26933	0,023
DLVABI → <i>DLCO2</i>	MLIC	41,763	24,331	0,015
	MLIC	44089	26933	0,023
	MLIC	44089	26933	0,023
DLCO2 → <i>DLVABI</i>	MLIC	41,763	24,331	0,015
	MLIC	44089	26933	0,023
	MLIC	44089	26933	0,023
DLCO → <i>DLVABA</i>	MLIC	41,763	24,331	0,015
	MLIC	44089	26933	0,023
	MLIC	44089	26933	0,023
DLVABA → <i>DLCO</i>	MLIC	41,763	24,331	0,015
	MLIC	44089	26933	0,023
	MLIC	44089	26933	0,023
DLCO → <i>DLVABS</i>	MLIC	41,763	24,331	0,015
	MLIC	44089	26933	0,023
	MLIC	44089	26933	0,023
DLVABS → <i>DLCO</i>	MLIC	41,763	24,331	0,015
	MLIC	44089	26933	0,023
	MLIC	44089	26933	0,023
DLCO → <i>DLVABI</i>	MLIC	41,763	24,331	0,015
	MLIC	44089	26933	0,023
	MLIC	44089	26933	0,023
DLVABI → <i>DLCO</i>	MLIC	41,763	24,331	0,015
	MLIC	44089	26933	0,023
	MLIC	44089	26933	0,023

DLVABS → DLVABA	MLIC	41,763	24,331	0,015
	MLIC	44089	26933	0,023
	MLIC	44089	26933	0,023
DLVABA → DLVABS	MLIC	41,763	24,331	0,015
	MLIC	44089	26933	0,023
	MLIC	44089	26933	0,022
DLVABI → DLVABA	MLIC	41,763	24,331	0,015
	MLIC	44089	26933	0,023
	MLIC	44089	26933	0,023
DLVABA → DLVABI	MLIC	41,763	24,331	0,015
	MLIC	44089	26933	0,023
	MLIC	44089	26933	0,023
DLVABS → DLVABI	MLIC	41,763	24,331	0,015
	MLIC	44089	26933	0,023
	MLIC	44089	26933	0,023
DLVAB → DLVAB	MLIC	41,763	24,331	0,015
	MLIC	44089	26933	0,023
	MLIC	44089	26933	0,023

5. Conclusiones e implicaciones de política

El principal objetivo de esta investigación fue examinar la relación entre el comercio el valor agregado bruto y las emisiones de CO₂ para 97 países durante 1980-2016 a través de técnicas de cointegración con datos de panel. Primero, nuestros resultados del modelo GLS muestran una relación positiva y estadísticamente significativa para las cinco variables. A través de la prueba de cointegración de Pedroni (1999) y Westerlund (2007) verificamos la existencia de un equilibrio a largo plazo entre las variables. Para determinar la fuerza del vector de cointegración para cada grupo de países, estimamos un modelo PDOLS con y sin efectos de tiempo, respectivamente. En general, los resultados muestran que en la mayoría de los países la fuerza del vector de cointegración es fuerte, aunque en algunos países la relación es negativa. Finalmente, la prueba de causalidad muestra la existencia de una causalidad bidireccional que va desde el comercio a las emisiones de CO₂, una causalidad bidireccional que va desde el valor agregado bruto (agricultura, servicios e industria) a las emisiones de CO₂ y por último una causalidad bidireccional que va desde el comercio al valor agregado bruto. Las implicaciones de las políticas derivadas de los resultados de esta investigación sugieren que las medidas destinadas a reducir la contaminación ambiental deberían centrarse en los países con un mayor nivel de producción, que son los principales contaminadores.

Referencias bibliográficas

- [1] Acaro, L., & Luna, S. (2017). La deuda externa y las importaciones en Ecuador: una relación positiva con efectos negativos. *Revista Vista Económica*, Vol.3, 87-96.
- [2] Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE transactions on automatic control*, 19(6), 716-723.
- [3] Ahmed, K., Bhattacharya, M., Shaikh, Z., Ramzan, M., & Ozturk, I. (2017). Emission intensive growth and trade in the era of the Association of Southeast Asian Nations (ASEAN) integration: An empirical investigation from ASEAN-8. *Journal of Cleaner Production*, 154, 530-540.
- [4] Alvarado, R., Ponce, P., Alvarado, R., Ponce, K., Huachizaca, V., & Toledo, E. (2019). Sustainable and non-sustainable energy and output in Latin America: A cointegration and causality approach with panel data. *Energy Strategy Reviews*, 26, 100369.
- [5] Armijos, Y., Ludeña, X., & Ramos, A. (2017). El rol de las exportaciones en el crecimiento: una comparación entre países primario-exportador (Ecuador), y manufacturero-exportador (México y Alemania). *Revista Vista Económica*, Vol.2, 66-76.
- [6] Breitung, J. (2002). Nonparametric tests for unit roots and cointegration. *Journal of econometrics*, 108(2), 343-363.
- [7] Chakraborty, D., & Mukherjee, S. (2013). How do trade and investment flows affect environmental sustainability? Evidence from panel data. *Environmental Development*, 6, 34-47.
- [8] Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1057-1072.
- [9] Enders, W. (2008). *Applied econometric time series*. John Wiley Sons.
- [10] Fernández-Amador, O., Francois, J. F., & Tomberger, P. (2016). Carbon dioxide emissions and international trade at the turn of the millennium. *Ecological economics*, 125, 14-26.
- [11] Flores-Chamba, J., López-Sánchez, M., Ponce, P., Guerrero-Riofrío, P., & Álvarez-García, J. (2019). Economic and Spatial Determinants of Energy Consumption in the European Union. *Energies*, 12(21), 4118.
- [12] Gangopadhyay, P., & Elkanj, N. (2009). Politics of defence spending and endogenous inequality. *Peace Economics, Peace Science and Public Policy*, 15(1), 27-49.
- [13] Godoy, V. S. L. (2018). Crecimiento económico y el uso de energía sustentable y no sustentable: un enfoque del caso ecuatoriano usando técnicas de cointegración. *Killkana sociales: Revista de Investigación Científica*, 2(3), 75-86.

- [14] Guarnizo, S., Méndez, P., & Salinas, A. (2017). Dependencia del destino de las exportaciones en países dependientes de los primario-exportadores: una estimación para Canadá, Chile y Ecuador. *Revista Vista Económica*, Vol.2, 48-54.
- [15] Hasanov, F. J., Liddle, B., & Mikayilov, J. I. (2018). The impact of international trade on CO2 emissions in oil exporting countries: Territory vs consumption emissions accounting. *Energy Economics*, 74, 343-350.
- [16] Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1251-1271.
- [17] He, Z., Xu, S., Shen, W., Long, R., & Chen, H. (2017). Impact of urbanization on energy related CO2 emission at different development levels: regional difference in China based on panel estimation. *Journal of cleaner production*, 140, 1719-1730.
- [18] Hossain, M. S. (2011). Panel estimation for CO2 emissions, energy consumption, economic growth, trade openness and urbanization of newly industrialized countries. *Energy Policy*, 39(11), 6991-6999.
- [19] Hu, H., Xie, N., Fang, D., & Zhang, X. (2018). The role of renewable energy consumption and commercial services trade in carbon dioxide reduction: Evidence from 25 developing countries. *Applied energy*, 211, 1229-1244.
- [20] Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics*, 115(1), 53-74.
- [21] Inglesi-Lotz, R., & Dogan, E. (2018). The role of renewable versus non-renewable energy to the level of CO2 emissions a panel analysis of sub-Saharan Africa's ig 10 electricity generators. *Renewable Energy*, 123, 36-43.
- [22] Ito, K. (2017). CO2 emissions, renewable and non-renewable energy consumption, and economic growth: Evidence from panel data for developing countries. *International Economics*, 151, 1-6.
- [23] Jeffrey, C., & Perkins, J. D. (2015). The association between energy taxation, participation in an emissions trading system, and the intensity of carbon dioxide emissions in the European Union. *The International Journal of Accounting*, 50(4), 397-417.
- [24] Kasman, A., & Duman, Y. S. (2015). CO2 emissions, economic growth, energy consumption, trade and urbanization in new EU member and candidate countries: a panel data analysis. *Economic modelling*, 44, 97-103.
- [25] Klomp, J., & Hoogezand, B. (2018). Natural disasters and agricultural protection: A panel data analysis. *World Development*, 104, 404-417.
- [26] Kose, M. A., Prasad, E. S., & Terrones, M. E. (2006). How do trade and financial integration affect the relationship between growth and volatility?. *Journal of international Economics*, 69(1), 176-202.
- [27] Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.
- [28] Lin, B., & Xu, M. (2018). Regional differences on CO2 emission efficiency in metallurgical industry of China. *Energy policy*, 120, 302-311.
- [29] Luo, Y., Long, X., Wu, C., & Zhang, J. (2017). Decoupling CO2 emissions from economic growth in agricultural sector across 30 Chinese provinces from 1997 to 2014. *Journal of Cleaner Production*, 159, 220-228.
- [30] Ozturk, I. (2017). Measuring the impact of alternative and nuclear energy consumption, carbon dioxide emissions and oil rents on specific growth factors in the panel of Latin American countries. *Progress in Nuclear Energy*, 100, 71-81.
- [31] Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 61(S1), 653-670.
- [32] Phillips, P. C., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346.
- [33] Piña, M., Jiménez, N., & Chunchu, P. (2017). Concentración en el destino de las exportaciones: un análisis empírico para los países de la Comunidad Andina de Naciones. *Revista Vista Económica*, Vol.2, 55-65.
- [34] Santos, A. S., Gilio, L., Halmenschlager, V., Diniz, T. B., & Almeida, A. N. (2018). Flexible-fuel automobiles and CO2 emissions in Brazil: Parametric and semiparametric analysis using panel data. *Habitat International*, 71, 147-155.
- [35] Sarango, D. (2018). Análisis de la relación entre el consumo de energía y las emisiones de carbono en Ecuador. *Revista Vista Económica*, Vol.4, 32-45.
- [36] Shahbaz, M., Tiwari, A. K., & Nasir, M. (2013). The effects of financial development, economic growth, coal consumption and trade openness on CO2 emissions in South Africa. *Energy Policy*, 61, 1452-1459.
- [37] Shahbaz, M., Nasreen, S., Ahmed, K., & Hammoudeh, S. (2017). Trade openness-carbon emissions nexus: the importance of turning points of trade openness for country panels. *Energy Economics*, 61, 221-232.
- [38] Shuai, C., Shen, L., Jiao, L., Wu, Y., & Tan, Y. (2017). Identifying key impact factors on carbon emission: Evidences from panel and time-series data of 125 countries from 1990 to 2011. *Applied energy*, 187, 310-325.
- [39] Sinha, A., & Sen, S. (2016). Atmospheric consequences of trade and human development: A case of BRIC countries. *Atmospheric Pollution Research*, 7(6), 980-989.
- [40] Wang, S., Fang, C., Wang, Y., Huang, Y., & Ma, H. (2015). Quantifying the relationship between urban development intensity and carbon dioxide emissions using a panel data analysis. *Ecological Indicators*, 49, 121-131.
- [41] Wang, Q., Su, M., Li, R., & Ponce, P. (2019). The effects of energy prices, urbanization and economic growth on energy consumption per capita in 186 countries. *Journal of cleaner production*, 225, 1017-1032.
- [42] Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 69(6), 709-748.
- [43] Wu, T. T. (2015). Firm heterogeneity, trade, multinationals, and growth: A quantitative evaluation. *Journal of International Economics*, 97(2), 359-375.
- [44] Xu, X., Mu, M., & Wang, Q. (2017). Recalculating CO2 emissions from the perspective of value-added trade: An input-output analysis of China's trade data. *Energy Policy*, 107, 158-166.
- [45] Yanikkaya, H. (2003). Trade openness and economic growth: a cross-country empirical investigation. *Journal of Development economics*, 72(1), 57-89.