

CURVA AMBIENTAL DE KUZNETS: EVIDENCIA EMPÍRICA PARA LA ECONOMÍA PERUANA, PERIODO 1972 - 2010

ENVIRONMENTAL KUZNETS CURVE: EMPIRICAL EVIDENCE FOR THE PERUVIAN ECONOMY. 1972 – 2010

*William Amadeo Huanchi Mamani**

*Giavana Calsin Quispe***

RESUMEN

El objetivo de esta investigación es determinar la existencia de la relación entre el crecimiento económico y el deterioro ambiental para la economía peruana 1970-2010. Para comprobarlo la hipótesis de la Curva Medioambiental (U-invertida) de Kuznets, se utilizó la técnica de cointegración de Johansen y de Pesaran, Shin y Smith. Se comprueba que existe una relación creciente y lineal entre las emisiones de dióxido de carbono (CO₂) y dióxido de azufre (SO₂) como indicadores de degradación ambiental con el Producto Bruto Interno per cápita, junto a las de apertura comercial, porcentaje de la población urbana y el consumo de combustible fósil. Por lo tanto, se concluye que en la economía peruana, en el período de estudio, existe una relación positiva entre el crecimiento económico y la degradación ambiental, es decir, se encuentra en la primera etapa de la Curva Medioambiental de Kuznets.

Palabras claves: *Crecimiento económico, curva ambiental de Kuznets, cointegración.*

* Ingeniero Economista por la Facultad de Ingeniería Económica de la Universidad Nacional del Altiplano, Puno, Perú. whuanchi@unap.edu.pe

** Magister en Economía del Medio Ambiente y Recursos Naturales. Docente de la Facultad de Ingeniería Económica. gcalisin@gmail.com

Este artículo fue recibido 24 de octubre 2015, ajustado el 26 de noviembre de 2015 y su publicación aprobada el 22 de diciembre de 2015.

ABSTRACT

The objective of this research is to determine the existence of the relationship between economic growth and environmental degradation for the Peruvian economy from 1970 to 2010. To test the hypothesis (U-inverted) Environmental Kuznets Curve, the Johansen cointegration technique and Pesaran, Shin and Smith was used. It is found that there is a linear relationship between increasing emissions of carbon dioxide (CO₂) and sulfur dioxide (SO₂) as indicators of environmental degradation with the GDP per capita, together with trade liberalization, percentage of population urban and consumption of fossil fuel. Therefore, it is concluded that the Peruvian economy, in the study period, there is a positive relationship between economic growth and environmental degradation, that is, is in the first stage of the Environmental Kuznets Curve.

Keywords: *Economic growth, environmental Kuznets curve, cointegration.*

1. INTRODUCCIÓN

El Perú en los últimos años ha registrado niveles históricos de crecimiento del PBI alcanzado en promedio, tasas de entre 5 a 7%. Esto se debe principalmente al desarrollo de los sectores de minería, hidrocarburos, manufactura, comercio y construcción. En gran parte se debe a las actividades extractivas, siendo el Perú el primer productor de plata y segundo en cobre a nivel mundial; primer productor de oro, zinc, estaño, plomo, molibdeno en América Latina¹. Lo que resulta atractivo a las inversiones de grandes empresas internacionales; asimismo, se vienen desarrollando grandes proyectos energéticos y de hidrocarburos². Aunque las actividades extractivas sean el principal contribuyente al PBI nacional, históricamente se conoce que también ha generado pasivos ambientales que constituyen riesgos

¹ MINEM (2010). Perú: País Minero. Dirección General de Minería. <http://www.minem.gob.pe>

² PCL (2012). Informe sobre el estado y calidad de las políticas públicas sobre cambio climático y desarrollo en el Perú. Sector agropecuario y forestal

permanentes y potenciales a la salud de la población, al ecosistema circundante y la propiedad.

La hipótesis de la Curva Ambiental de Kuznets (CAK) plantea que el crecimiento económico (medido a través del PBI per cápita) y el deterioro ambiental tienen una relación de “U” invertida, es decir, que la contaminación aumenta con el crecimiento económico, alcanza un máximo, y luego comienza a caer a partir de un nivel crítico de ingreso. Partiendo de la hipótesis anterior se afirma que, en el largo plazo, el crecimiento económico es beneficioso para el medio ambiente: a medida que la gente va acumulando riqueza, se encuentra mejor preparada para afrontar el daño ambiental provocado por el crecimiento económico.

En este sentido, esta investigación busca conocer el impacto que el aumento en el ingreso per cápita genera sobre la calidad ambiental, considerando las variables apertura comercial, población urbana y el consumo de combustibles fósiles³, medida básicamente a través de contaminantes de Dióxido de Carbono (CO₂) y el Dióxido de Azufre (SO₂)⁴. Por lo tanto es necesario observar la dinámica económica ambiental. Asimismo, se pretende demostrar la existencia de la Curva Ambiental de Kuznets para la economía peruana por ser de trascendental importancia, pues de encontrarse el punto de inflexión se procederá a calcular el ingreso per cápita que permitiría cambiar la trayectoria y definir en qué tramo de la misma se encuentra. Finalmente, el análisis permitirá proponer lineamientos de políticas ambientales adecuadas, con un patrón de crecimiento económico sustentable.

³ Bruyn (2000), entre otros; afirman que cuando se relacionan tales variables al ingreso, su inclusión en las regresiones puede capturar parte del efecto sobre la contaminación relacionada con el ingreso y, por tanto, alterar los puntos umbral en comparación con los estimados que se obtienen sin la inclusión de tales variables.

⁴ Para los contaminantes de la degradación ambiental se tendrán las emisiones de CO₂ (Toneladas Métricas) y SO₂ (Giga gramos)

2. MATERIALES Y MÉTODOS

Existen diversos estudios que permiten sustentar el análisis, así Perman y Stern (2003) desarrollan pruebas de raíz unitaria y cointegración para setenta y cuatro países durante el período 1960-1990. Luego de concluir que las series de CO₂ y PBI per cápita. Los resultados indican que en treinta y cinco de los setenta y cuatro países no se encontró evidencia de una relación de cointegración entre las emisiones y las dos primeras potencias del PBI en ninguna de las posibles especificaciones.

La variable apertura comercial, ha sido considerado por Saint (1995) que asevera que las investigaciones que concluyen que existe una relación U-invertida entre el crecimiento y la calidad ambiental no tienen en cuenta esta variable. Asimismo, autores tales como Piaggio (2007) y Dinda (2004), sostienen que un mayor grado de apertura no solo asegura un mayor crecimiento económico, sino que afecta el bienestar medio ambiental. Por otro lado Suri y Chapman (1998), citados por Díaz-Vásquez (2007) encuentran una evidencia muy débil de que las economías más abiertas contaminen menos, más aun, señalan que la apertura comercial sólo es significativa en el caso del dióxido de carbono. Finalmente Grossman y Krueger (1991) mencionan que el incentivo a inversiones extranjeras, traen consigo la implementación de tecnologías más limpias.

En cuanto a la variable de consumo de energía, los principales aportes se mencionan en el estudio de Hooi y Smyth (2010), Wolde (2004), Stern (2000), Morimoto & Hope (2004) y Yuan et al. (2008); citados por Sharma (2010) donde sostienen que la energía, como el petróleo crudo, gas natural y carbón, juega una importante función en las necesidades energéticas de carácter residencial e industrial, transporte y electricidad. Cantos y Balsobre (2011), sostiene que la principal fuente de energía de combustibles fósiles genera medios para la producción nacional junto con incremento en las emisiones de dióxido de carbono. Por último, Gómez (2011) asevera que para lograr el crecimiento económico, se necesitan cada vez mayores cantidades de energéticos fósiles.

Asimismo, la densidad poblacional, tiene una relación positiva con el ingreso (Correa & Vasco, 2005) y que un incremento de la población urbana sería un factor que aumentaría la capacidad para ejercer presión ante las autoridades (Bruyn et al. 1998). Holtz-Eakin y Selden (1992); citado por Diaz-Vasquez (2007) mencionan que la inclusión de esta variable que se considera explicativa junto con el crecimiento económico permite que el modelo CAK capte tanto las consecuencias directas e indirectas del crecimiento sobre el indicador medioambiental. Diaz-Vasquez (2012) afirma que la proporción de la producción manufacturera respecto al PIB estatal y el nivel de urbanización son variables que influyen en la demanda de mejores políticas ambientales. Sharma (2010) sostiene que cuando los países tienen un mayor crecimiento y Población Urbana tienden a ubicarse en la segunda fase de la Curva de Kuznets.

2.1 Metodología

El modelo considerado para la estimación está dado por la siguiente expresión:

$$E_t = \beta_0 + \beta_1 Y_t + \beta_2 Y_t^2 + \beta_3 Y_t^3 + \beta_4 t + \beta_5 Z_t + \varepsilon_t$$

Donde:

E = Indicador de contaminación ambiental.

Y = PBI - per cápita.

Z = Vector que contiene las variables adicionales (Apertura Comercial, % De La Población Urbana y Consumo de Combustible Fósil).

2.2 Datos y fuentes

La delimitación temporal de la investigación, se eligió el periodo 1972 a 2010 por ser el más extenso y confiable. La población y muestra para el presente trabajo comprende a todo el territorio nacional. Respecto a la información estadística de los datos se consultó las estadísticas elaboradas

por el Banco Central de Reserva del Perú – BCRP, Agencia Internacional de Energía (IEA), el Sistema de Información Económica-Energética, Organización Latinoamericana de Energía (SIEE-OLADE), Instituto Nacional de Estadística e Informática (INEI) y el Banco Mundial; bajo la metodología que estas instituciones manejan. Por último mediante la revisión documental, previamente se observó trabajos de investigación relacionado al tema de la degradación ambiental y el crecimiento económico.

2.3 Metodología de cointegración

Metodología Johansen:

Seguendo a Johansen (1990) tenemos el siguiente modelo VAR de orden p en diferencias:

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_p \Delta X_{t-p+1} + \Pi X_{t-p} + \mu + \Phi D_1 + \varepsilon_t \\ \Delta X_t &= \mu + \Phi D_1 + \Pi X_{t-p} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \dots\dots\dots(a) \end{aligned}$$

Metodología Pesaran, Shin y Smith (PSS) :

Modelo a estimar de Pesaran, Shin y Smith(2001)

$$\begin{aligned} \Delta LCO2_t &= c_0 + \sum_{j=1}^{q_1-1} \eta_j \Delta LPBIP_{t-1} + \sum_{j=1}^{q_2-1} \alpha_{1j} \Delta LPBI2_{t-i} + \\ &\sum_{j=1}^{q_3-1} \alpha_{2j} \Delta LAC_{t-i} + \sum_{j=1}^{q_4-1} \alpha_{3j} \Delta LURB_{t-i} + \sum_{j=1}^{q_5-1} \alpha_{4j} \Delta LCF_{t-i} + \\ &\gamma_0 LCO2_{t-1} + \gamma_1 LPBIP_{t-1} + \gamma_2 LPBIP2_{t-1} + \gamma_3 LAC_{t-1} + \\ &\gamma_4 LURB_{t-1} + \gamma_5 LCF_{t-1} + \mu_t \dots\dots\dots (b) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta LSO2_t &= c_0 + \sum_{j=1}^{q_1-1} \eta_j \Delta LPBIP_{t-1} + \sum_{j=1}^{q_2-1} \alpha_{1j} \Delta LPBI2_{t-i} + \\ &\sum_{j=1}^{q_3-1} \alpha_{2j} \Delta LAC_{t-i} + \sum_{j=1}^{q_4-1} \alpha_{3j} \Delta LURB_{t-i} + \sum_{j=1}^{q_5-1} \alpha_{4j} \Delta LCF_{t-i} + \\ &\gamma_0 LSO2_{t-1} + \gamma_1 LPBIP_{t-1} + \gamma_2 LPBIP2_{t-1} + \gamma_3 LAC_{t-1} + \\ &\gamma_4 LURB_{t-1} + \gamma_5 LCF_{t-1} + \mu_t \dots\dots\dots(c) \end{aligned}$$

Donde los γ_i son los parámetros de largo plazo y η_j y los α_{ij} son los parámetros del modelo dinámico a corto plazo, μ_t es el término de error que

se supone no está correlacionada con los regresores. Para efectos del cálculo de los retardos de este modelo ARDL se usará los criterios de Aikaike y Hannan y Quinn.

3. RESULTADOS

3.1 *Análisis gráfico*

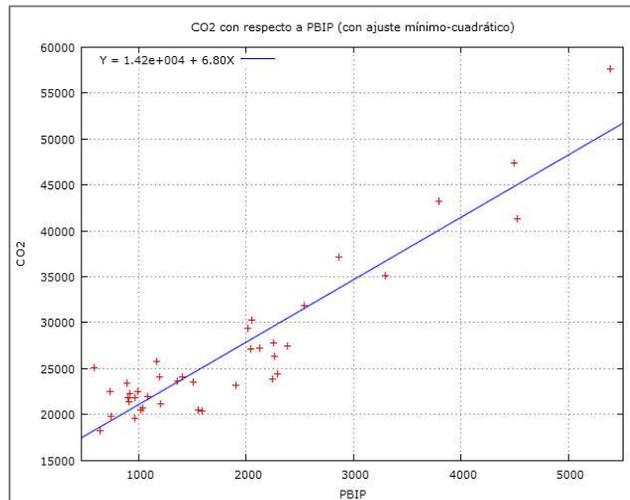
En el Gráfico N° 1 y Gráfico N° 2 presenta en forma conjunta las series de emisiones de CO₂, SO₂ y PBI per cápita (PBIP) consideradas en la estimación de la CAK, muestra una primera inspección gráfica de una estimación mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), indica que en la mayoría de los casos puede observarse un marcado co-movimiento entre ambas series, no pudiéndose distinguir a priori si se encuentran vinculadas o si la relación entre ellas resulta espuria, la estacionariedad se convierte así en una propiedad indispensable para llevar adelante el análisis econométrico de series de tiempo, ya que las estimaciones por MCO que involucren series no estacionarias pueden generar estimadores sesgados, altos t-estadísticos y elevados R-Cuadrados, indicando una relación estadísticamente significativas cuando en realidad ésta no existe. Esta situación es conocida en la literatura como problema de regresión espuria, y no ha sido objeto de estudio en la literatura empírica sobre CAK, sin embargo en los últimos años los trabajos que han cobrado particular relevancia de Perman y Stern (1999)⁵, Piaggio (2007), Zilio (2010) y entre otros, dirigiendo el centro de atención de

⁵ Plantearon por primera vez el problema de estacionariedad en un análisis sobre CKA. Para mayor información véase: Perman y Stern (1999). The Environmental Kuznets Curve: Implications of Nonstationarity. Centre for Resource and Environmental Studies, Working Papers in Ecological Economics No. 9901.

la literatura CAK a las particularidades de los análisis de estacionariedad y cointegración. Gráfico N° 1

Emisiones de CO2 vs PBI – per capita

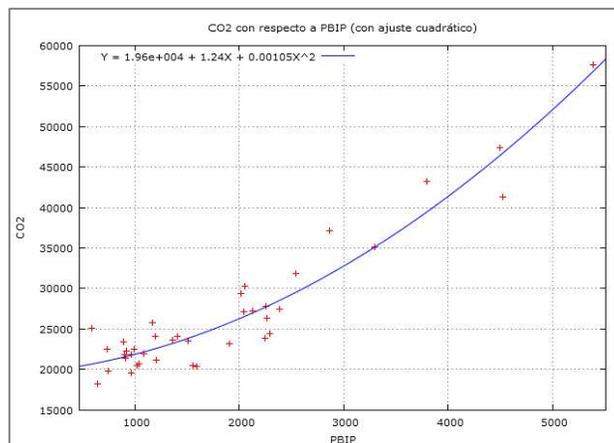
Gráfico N° 1 – A
Forma funcional lineal



Fuente: Banco Mundial - BCRP

Elaboración: propia

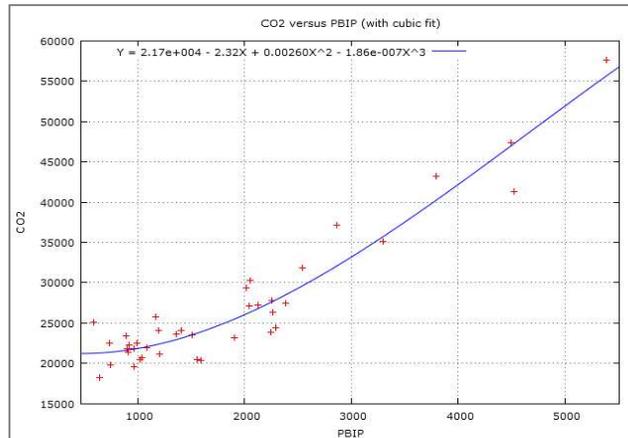
Gráfico N° 1 – B
Forma funcional cuadrática



Fuente: Banco Mundial - BCRP

Elaboración: propia

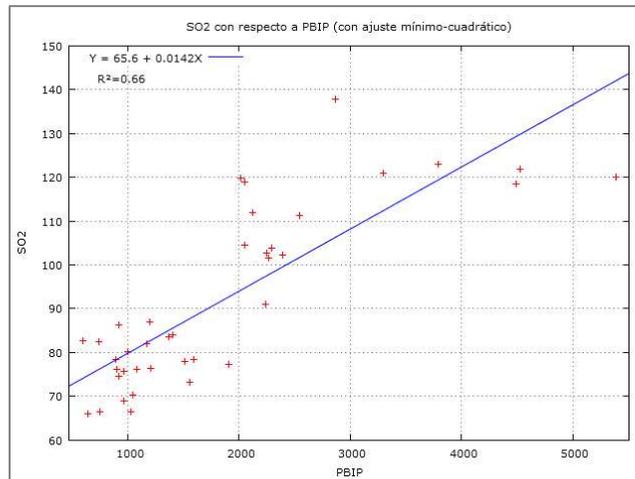
Gráfico N° 1 – C
Forma funcional cubica



Fuente: Banco Mundial - BCRP
Elaboración: propia

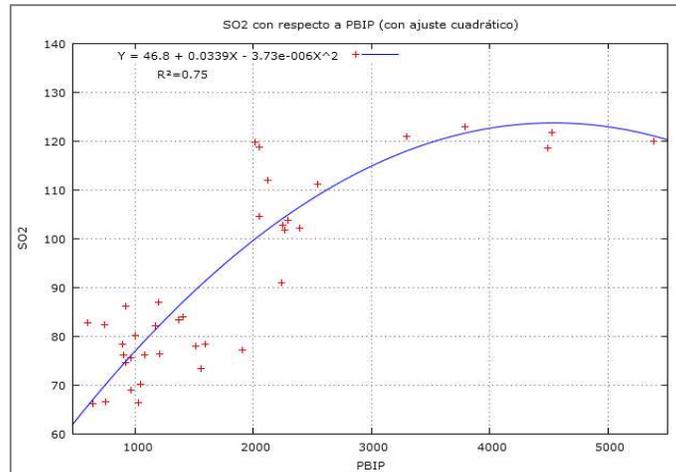
Gráfico N° 2
Emisiones de SO2 vs PBI – per capita

Gráfico N° 2 – A
Forma funcional lineal



Fuente: OLADE - BCRP
Elaboración: propia

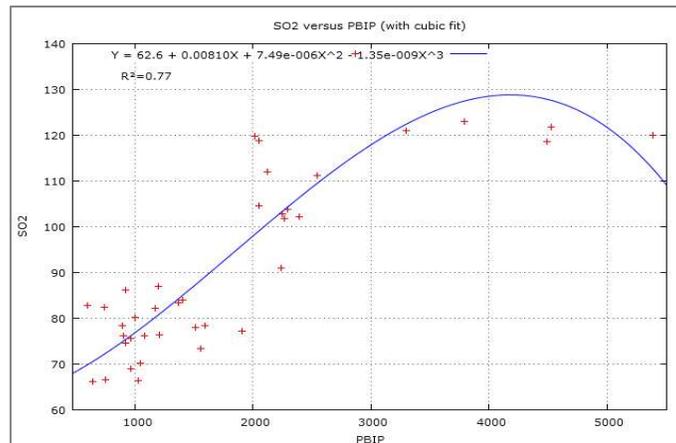
Gráfico N° 2 – B
Forma funcional cuadratica



Fuente: OLADE - BCRP

Elaboración: propia

Gráfico N° 2 – C
Forma funcional cubica



Fuente: OLADE - BCRP

Elaboración: propia

3.2 Estacionariedad de las series

Test de raíz unitaria

Se aplicó el análisis de raíces unitarias con dos contrastes; Dickey Fuller Aumentado (DFA) y Phillips Perron (PP) para estudiar el grado de integración de las series. En la tabla N° 1 se observa los contrastes DFA y PP indicaron en todos los casos la existencia de una raíz unitaria en niveles a excepción de la variable población urbana, y en la tabla N° 2 se tiene en primeras diferencias todas las variables resultaron ser estacionarias.

Tabla N° 1
Test de raíces unitarias en niveles

Variable	DFA	DFA (C)	DFA (C,T)*	PP	PP (C)	PP (C,T)*
LCO2	0.963	-0.359	2.119	1.828	-0.384	2.078
LSO2	-1.301	-2.385	1.070	-1.256	-2.410	1.147
LPBIP	-0.543	-2.395	1.719	-0.266	-2.405	2.583
LPBIP2	-0.227	-2.055	1.856	0.066	-2.063	2.528
LPBIP3	0.118	-1.687	2.044	0.419	-1.694	2.509
LAC	-1.212	-1.31	0.814	-1.389	-1.476	0.812
LURB	-2.102	-1.305	2.203	-6.29	-14.9	8.029
LCF	-1.081	-3.293	1.52	-0.949	-2.781	2.631
V.C 1%	-2.58	-3.48	-4.02	-2.58	-3.47	-4.02
V. C 5%	-1.94	-2.88	-3.44	-1.94	-2.88	-3.44
V. C10%	-1.61	-2.57	-3.14	-1.61	-2.57	-3.14

* C = Constante; T = Tendencia

Tabla N° 2
Test de raíces unitarias en primeras diferencias

Variable	DFA	DFA (C)	DFA (C,T)*	PP	PP (C)	PP (C,T)*
LCO2	-5.405	-5.746	-4.967	-5.424	-5.839	-4.948
LSO2	-6.668	-6.573	-6.509	-6.671	-6.575	-6.511
LPBIP	-6.864	-6.836	-6.417	-7.069	-7.568	-6.414
LPBIP2	-6.627	-6.654	-6.123	-6.709	-6.99	-6.123
LPBIP3	-6.359	-6.459	-5.801	-6.365	-6.632	-5.797
LAC	-5.646	-5.581	-5.612	-5.635	-5.579	-5.601
LURB	-2.47	-4.702	-5.389	-8.402	-5.409	-6.415
LCF	-5.404	-5.332	-5.225	-6.409	-6.624	-5.185
V.C 1%	-2.58	-3.48	-4.02	-2.58	-3.47	-4.02
V. C 5%	-1.94	-2.88	-3.44	-1.94	-2.88	-3.44
V. C10%	-1.61	-2.57	-3.14	-1.61	-2.57	-3.14

* C = Constante; T = Tendencia

Emisiones de CO2

Para este contaminante se encontró una relación de cointegración entre las variables definidas por el vector de variables $Y_t = [LCO_2, LPBIP, LAC]$, habiendo incluido en la especificación para realizar el Test de Johansen un término constante. De acuerdo con la prueba de la traza y la prueba de máximo valor propio; se rechaza la hipótesis nula de no cointegración en favor de una relación de cointegración a un nivel de significancia del 5%.

Tabla N° 3
Evaluación de los estadísticos de la traza serie: LCO2, LPBIP, LAC

Hypothesize d No. Of E(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.510360	31.98104	29.7970	0.0276*
At most 1	0.155525	6.27397	15.4947	0.6631
At most 2	0.005223	0.18852	3.84146	0.6641

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

Tabla N° 4
Evaluación de los estadísticos
test max-eigen serie: LCO2, LPBIP, LAC

Hypothesized No. Of E(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.510360	25.7070	21.1316	0.0106*
At most 1	0.155525	6.08545	14.2646	0.6023
At most 2	0.005223	0.18852	3.84146	0.6641

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

Una vez comprobada la existencia de una relación de cointegración, resultó conveniente construir el vector de corrección de errores (VEC).

Tabla N° 4
Modelo normalizado Johansen emisiones de CO2

LCO2	C	LPBIP	LAC	Res1
	1.357668	0.345956	0.265139	-0.4596
		(-4.3108)	(-3.5970)	(-3.588)

Los números entre paréntesis son los t- estadísticos.

Res1 es el vector de corrección de errores.

El p-value de los parámetros tomados individualmente son significativas a un nivel de significancia del 0.05 %.

Tabla N° 5
Test Johansen – emisiones de CO2

Pruebas	Test	Valor del Estadístico	(p-value)	H ₀
Usuales	R-squared	0.6427		
	Adjusted R-squared	0.4789		
	Schwarz criterion	-2.8140		
	F-statistic	8.9250		
Residual	LM Test (1)	26.9883	0.0816	Aceptar
	LM Test (2)	22.7481	0.1206	Aceptar

Presenta una bondad de ajuste bastante alta, es decir que el PBI- per cápita junto a la apertura comercial explican en un 64.27% a las emisiones de CO2. El parámetro de la variable apertura comercial indica que al incrementar en 1% la cantidad de exportaciones e importaciones, las emisiones de CO2 en toneladas métricas se incrementara(a largo plazo) en 0.27%. Cuando el PBI per cápita se incrementa en 1%, las emisiones de CO2, medido en toneladas métricas, aumenta en 0.35%. El coeficiente correspondiente a Res1 (-0.45) se ha de interpretar como la velocidad de ajuste del nivel de emisiones de CO2 (variable endógena) al equilibrio de largo plazo. Si el nivel de emisiones de CO2 se aparta en el período t de la tendencia de largo plazo, en el período t+1 comienza a retornar a una velocidad de ajuste cercana al 45%.

Para tener una buena especificación de la CAK también se estima mediante la metodología PSS ya que esta metodología es muy robusta para muestras pequeñas.

Tabla N° 6
Evaluación del modelo por diferentes pruebas PSS - emisiones de CO2

Pruebas	Test	Valor del Estadístico	(p-value)	H ₀
Usuales	R-squared	0.67155		
	Adjusted R-squared	0.54206		
	Durbin-Watson Stat	2.14421		
	Schwarz criterion	-1.61725		
	F-statistic	7.53589	0.0000	
Residuales	Corr. Q-statistic	-	p>0.05	
	Corr. Squared Residual	-	p>0.05	
	Jarque - Bera	1.237862	0.1344	Aceptar
	Serial Correlación LM Test (1)	0.859273	0.8847	Aceptar
	Serial Correlación LM Test (2)	1.358832	0.7364	Aceptar
	ARCH (1)	1.298343	0.3841	Aceptar
	White	0.594623	0.9324	Aceptar
Estabilidad	Ramsey RESET Test	0.243681	0.7109	Aceptar
	Cusum			Correcto
	Cusum of Squares			Correcto

Los resultados son casi similares a los de la metodología Johansen. Como lo muestran las tablas N° 7, N° 8 y N° 9

Coefficientes estimados normalizados Ecuación de Largo plazo⁶

⁶ Elasticidades de largo plazo estimadas a partir del modelo de corrección de errores no restringido son los coeficientes de las variables explicativas desfasadas un periodo (multiplicadas por -1) dividida por el coeficiente de la variable dependiente desfasada un periodo. Así: $\hat{\alpha} = -(0.836491/-0.474) = 1.76396372$ y $\hat{\beta}_1 = -(0.172887/-0.474) = 0.364578$ y $\hat{\beta}_2 = -(0.132304/-0.474) = 0.2789981$

Tabla N° 7
Ecuación de cointegración de PSS
emisiones de CO2

LCO2	C	LPBIP	LAC	Res1
	1.7639	0.3645	0.2789	-0.4742
	(3.3741)	(4.3611)	(-3.2079)	(-4.0184)

Los números en paréntesis indican los t- estadísticos
Res1 representa el vector de corrección de errores.

La Tabla N° 7 muestra la evaluación del modelo por las diferentes pruebas donde se observa un R^2 de 0.6715 lo que muestra que el 67.15% del comportamiento de las emisiones de CO2 es explicado por el PBIP y

AC. Así mismo, los valores para los estadísticos AIC y CS son significativos y Concordante con el alto valor del R^2 . La prueba de significancia global (F-Fisher) es también bastante significativa (7.535899), respaldando la importante significancia de las variables consideradas como exógenas. El valor del estadístico Durbin-Watson alrededor de 2 nos indica la ausencia de autocorrelación (Inestabilidad en los residuos de la ecuación), por lo tanto el modelo es consistente. Por otro lado podemos apreciar la normalidad de los residuos como lo indica el estadístico JB, además podemos descartar la presencia de heterocedasticidad como se observa en los Estadísticos de White y ARCH (1). También está demostrada la estabilidad del modelo por las pruebas de Ramsey, CUSUM y CUSUM Cuadrado; esto último se demuestra gráficamente utilizando el test recursivo sobre cada uno, se observa estabilidad del modelo al 5% de significancia Ver Gráficos N° 1 y N° 2.

Gráfico N° 1
Test de Cusum CO2, estimada por de PSS

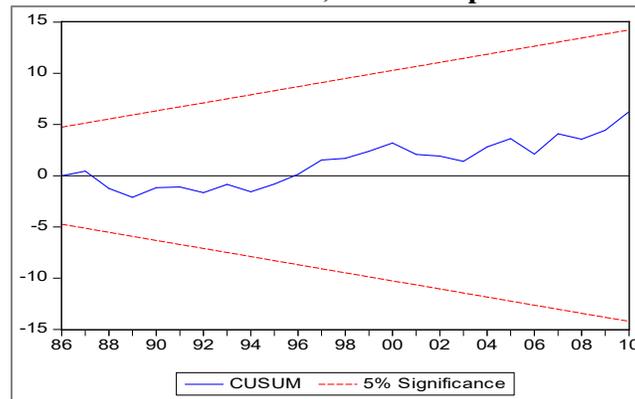
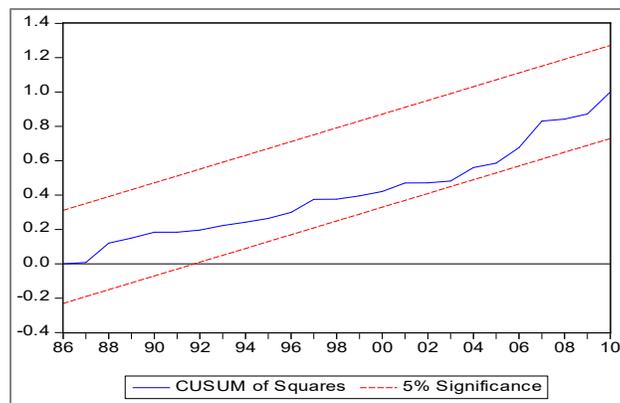


Gráfico N° 2
Test de Cusum cuadrado
CO2, estimada por de PSS



La Tabla N° 9 muestra la existencia de cointegración por el método de PSS. Se especifica La prueba de F estadístico de Pesaran Shin y Smith calculado nos muestra un valor estadístico de 7.2488, comparando este valor con la tabla de la F de Pesaran es decir con 4.85 a un nivel de significancia del 95%, resulta $7.2488 > 4.85$ por lo que se concluye la existencia de cointegración.

Tabla N° 8
Test de Wald
Prueba F-statistic de PSS - LCO2

Test Statistic	Value	Df	Probability
F-statistic	7.248817	(3, 23)	0.0014
Chi-square	21.74645	3	0.0001
Valores criticos de la Banda (F - test)			
Nivel de significancia		Bajo I(0)	Alto I(1)
Al 5%		3.79	4.85
Al 10%		3.17	4.14

Tabla N° 9
Ecuación de cointegración de Johansen
Emisiones de SO2⁷

LCO2	C	LPBIP	Res2
	2.560697	0.263	-0.32
		(-4.8533)	(-3.4519)

Los números en paréntesis indican los t- estadísticos

Res2 representa el vector de corrección de errores.

Emisiones de SO2

Para este contaminante se encontró una relación de cointegración entre las variables definidas por el vector de variables $Y_t = [LSO_2, LPBIP]$. De acuerdo con la prueba de la traza y la prueba de máximo valor propio; se rechaza la hipótesis nula de no cointegración en favor de una relación de cointegración a un nivel de significancia del 5%.

⁷ Elasticidades de largo plazo estimadas a partir del modelo de corrección de errores no restringido son los coeficientes de las variables explicativas desfasadas un periodo (multiplicadas por -1) dividida por el coeficiente de la variable dependiente desfasada un periodo. Así: $\hat{\alpha} = -(0.618059/-0.328) = 1.88139$ y $\hat{\beta} = -(0.084736/-0.328) = 0.25793$ y Res2 significa el vector de corrección de errores.

Tabla N° 10

Evaluación de los estadísticos de la traza serie: ISO2, LPBIP

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.340534	15.6462	15.4947	0.0475
At most 1	0.006525	0.24221	3.84146	0.6226

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Tabla N° 11

Evaluación de los estadísticos de Max-Eigenvalue |serie: LSO2, LPBIP

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.340534	15.4040	14.2646	0.0329
At most 1	0.006525	0.24221	3.84146	0.6226

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Tabla N° 13
Test Johansen – Emisiones de SO2

Pruebas	Test	Valor del Estadístico	(p-value)	H ₀
Usuales	R-squared	0.6525		
	Adjusted R-squared	0.5964		
	Schwarz criterion	-2.5548		
	F-statistic	11.6410		
Residuales	LM Test (1)	1.3596	0.1622	Aceptar
	LM Test (2)	2.9352	0.0665	Aceptar

El t-estadístico de los parámetros tomados individualmente son significativas a un nivel de significancia del 0.05 %. Presenta una bondad de ajuste bastante alta, es decir que el PBI- per cápita explica en un 65.25% a las emisiones de SO2. El parámetro PBI per cápita se incrementa en 1%, las emisiones de SO2, medido en giga gramos, aumenta en 0.26%. El coeficiente correspondiente a Res2 (-0.32) se ha de interpretar como la velocidad de ajuste del nivel de emisiones de dióxido de azufre (variable endógena) al equilibrio de largo plazo. Si el nivel de emisiones del contaminante se aparta en el período t de la tendencia de largo plazo, en el período t+1 comienza a retornar a una velocidad de ajuste cercana al 32%. Los resultados de las tablas N° 14, 15 y 16 son similares con la metodología de PSS.

Tabla N° 14
Ecuación de cointegración de PSS
Emisiones de SO2

LCO2	C	LPBIP	Res2
	1.881	0.2579	-0.328511
	(-2.5691)	(-2.2472)	(-3.4519)

Los números en paréntesis indican los t- estadísticos

Res2 representa el vector de corrección de errores.

Gráfico N° 3

Test de Cusum
Emisiones SO2, estimada por de PSS

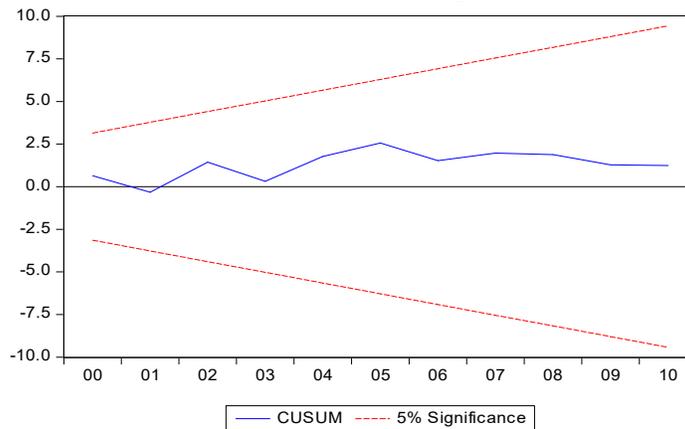
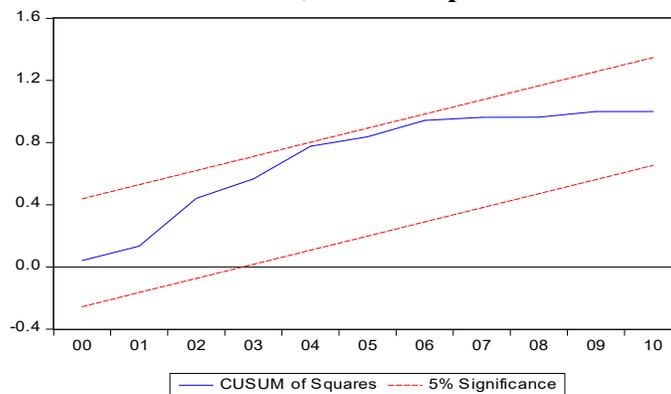


Gráfico N° 4
Test de Cusum
Emisiones SO2, estimada por de PSS



Para verificar la existencia de cointegración por el método de PSS se especifica que $\gamma_0 = \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \gamma_4 = 0$, La prueba de F estadístico de Pesaran, Shin y Smith calculado nos muestra un valor estadístico de 7.006132, comparando este valor con la tabla de la F de Pesaran et al. (2001), es decir con 5.74 a un nivel de significancia del 95%, resulta $7.006132 > 5.73$ por lo que se concluye la existencia de cointegración.

Tabla N° 10
Evaluación del modelo por diferentes prueba
PSS - SO2

Pruebas	Test	Valor del Estadístico	(p-value)	H ₀
Usuales	R-squared	0.654126		
	Adjusted R-squared	0.570639		
	Durbin-Watson Stat	2.062661		
	Schwarz criterion	-2.364376		
	F-statistic	7.835070	0.0000	
Residuales	Corr. Q-statistic	-	p>0.05	
	Corr. Squared Residual	-	p>0.05	
	Jarque - Bera	1.767287	0.4132	Aceptar
	Serial Correlación LM Test (1)	0.128945	0.7222	Aceptar
	Serial Correlación LM Test (2)	0.064326	0.9378	Aceptar
	ARCH (1)	0.835115	0.3672	Aceptar
	White	1.443105	0.2492	Aceptar
Estabilidad	Ramsey RESET Test	1.036963	0.3086	Aceptar
	Cusum			Correcto
	Cusum of Squares			Correcto

Tabla N° 11
Test de Wald prueba F-statistic
PSS - SO2

Prueba F-Statistic de PSS

Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	7.006132	(2, 29)	0.0033
Chi-square	14.01226	2	0.0009
Valores críticos de la Banda (F - test)			
Nivel de significancia		Bajo I(0)	Alto I(1)
Al 5%		4.94	5.74
Al 10%		4.04	4.78

3.2 Discusión

Emisiones de CO₂: Los resultados tanto por la metodología de Johansen y pesaran muestran que existe una relación entre las variables de estudio, sin embargo, no presenta la forma de una u- invertida como dice la literatura, más bien presenta una relación creciente en forma funcional de una recta. El resultado es consistente con los alcanzados por Zilio (2010), Diaz-Vasquez (2010) y Suarez (2011) quienes por métodos de cointegración de Johansen a nivel de regiones no encuentran, una relación consistente de una U invertida como lo menciona la CAK y por el método de data panel (cross-country) a nivel de Latinoamérica nos encuentran en la fase creciente. Por otro lado la investigación a nivel individual de un solo país con la metodología de Johansen desarrollado por Piaggio (2007), para el país latinoamericano de Uruguay, incluyendo la variable de apertura comercial en su estimación, muestra una relación positiva entre las emisiones de CO₂ y el crecimiento económico, no obstante para la variable apertura comercial encuentra una relación inversa . Sin embargo para el caso peruano la significación y el signo de las variables en estudio tanto del PBI- per cápita y la apertura comercial presentaron una relación directa respecto a las emisiones de CO₂, esta relación se refleja al aumento de inversión en actividades extractivas, lo que estaría generando grandes afectaciones al medio ambiente a través de los procesos productivos contaminantes que esta actividad genera y en cuanto apertura comercial se explicaría por la exportación de metales y escaso fortalecimiento de las normas ambientales.

Emisiones de SO₂: El resultado es consistente con los alcanzados por Suarez (2011) y Díaz – Vásquez (2007), donde estos autores no encuentran la forma de U - invertida para este contaminante, es decir una ecuación de cointegración estable de largo plazo para el caso peruano mediante los métodos de data panel (Cross-country).

Por otro lado la existencia de una relación positiva entre las emisiones de SO₂ y el PBI per cápita estaría reflejada en las escasas de las normas regulatorias sobre este contaminante. Frente a esto en los últimos años el gobierno con el interés de preservar el medio ambiente introdujo el Decreto

Supremo N° 003-2008-MINAM⁸ para reducir las emisiones de este contaminante. Sin embargo las empresas (en lo principal mineras) han hecho caso omiso a este decreto argumentando que no existe, tecnología adecuada para la reducción de las emisiones de SO₂. A esto, se suma los problemas relacionados a las políticas fiscales sobre hidrocarburos, la aplicación del índice de nocividad de combustibles, el concepto del impuesto al patrimonio vehicular y el limitado avance en la implementación de los Límites Máximos permisibles (LMP) para las emisiones industriales y mineras, entre otros.

4. CONCLUSIONES

La relación de largo plazo sustentado bajo la Curva Ambiental de Kuznets halladas para el período de 1972 y 2010. Los resultados obtenidos bajo la metodología de cointegración de Johansen y Pesaran Shin y Smith, presentan la existencia de una relación de largo plazo estable y significativo entre el crecimiento económico y la degradación ambiental, es decir que las emisiones de CO₂ y las emisiones de SO₂ crecen conjuntamente con el crecimiento económico.

El comportamiento de la degradación ambiental y del PBI per cápita bajo el modelo de la CAK y contrastando bajo la hipótesis de la existencia de una relación de U – invertida, como lo esboza la teoría, es rechazada, ya que la evidencia empírica para la economía peruana muestra que esta relación es lineal, se encontró una relación creciente de las emisiones de CO₂ y SO₂.

Por último se procedió a estudiar otros determinantes a través de la inclusión de variables adicionales; apertura comercial, población urbana y el consumo de combustible fósil como determinantes de la degradación ambiental medida a través de las emisiones de dióxido de CO₂ y SO₂. El consumo de combustible fósil resulto ser no significativa como determinante de ninguno de los dos contaminantes esto debido a que tiene una alta

⁸ Este decreto, publicado el 21 de agosto del 2008, aprueba los Estándares de Calidad Ambiental de Aire para el Dióxido Azufre (SO₂) a 80 ug/m³, así como benceno, hidrocarburos totales (TPH), material particulado con diámetro menor a 2,5 micras (PM_{2.5}) e hidrógeno sulfurado (H₂S).

correlación entre la variable explicativa PBI- per cápita, esto indicaría la presencia de colinealidad entre ellas. El porcentaje de la población urbana resultó ser significativa para las emisiones de CO₂), pero fue descartado por la magnitud de los coeficientes que no son posibles de ser interpretados económicamente.

La apertura comercial resultó ser significativa con una relación directa, a las emisiones de CO₂, este resultado podría interpretarse a la gran demanda internacional de metales (oro, plata, cobre, plomo, entre otros) debido a que los procesos productivos de estos metales generan emisiones de CO₂ y SO₂ y el escaso fortalecimiento de las normas ambientales, además este resultado no implica que una economía cerrada sea una solución eficiente. Más no resultó ser una variable explicativa para las emisiones de SO₂. Este último contaminante es un indicador de la calidad del aire lo que estaría vinculado a un problema local, mientras que las emisiones de CO₂ es de carácter global.

En general el aporte trascendental de este trabajo es la existencia de una relación de largo plazo entre el crecimiento económico y la degradación ambiental fundamentada bajo la hipótesis de la CAK; pero a la vez se rechaza, una relación de U-invertida como lo plantea la teoría, frente a esto resulta casi inalcanzable que el crecimiento económico por si solo sea una solución adecuadamente rápida o equilibrada para mitigar los impactos negativos derivados de la degradación ambiental en el mediano plazo. Entonces la solución más apropiada puede ser la implementación de políticas conjuntas, esto es, que se regulen las emisiones, pero al mismo tiempo se impulse en crecimiento económico con base a tecnologías limpias. Ya que aún el Perú se encuentra en la fase de crecimiento. Los resultados alcanzados son compatibles con la gran diversidad de estudios realizados a nivel internacional sobre este tema

5. REFERENCIA BIBLIOGRÁFICA

Banco Central de Reserva del Perú. *Principales Estadísticas de Variables Económicas*.

Banco Mundial (2012). *Datos Estadísticos de Indicadores*.

- Bruyn, S.M. De; Bergh, J.C. Y Opschoor, J.B. (1998): “*Economic growth and emissions: reconsidering the empirical basis of Environmental Kuznets Curves*”, *Ecological Economics*, 25, pp. 161-175.
- Cantos, J., & Balsalobre, D. (2011). “*Las energías renovables en la Curva de Kuznets Ambiental: Una aplicación para España*”. *Estudios de Economía Aplicada*, vol 29-2, 1-32.
- Correa, F., & Vasco, A. (2005). “*La curva medioambiental de Kuznets: evidencia empírica para Colombia*”. *Grupo de Economía ambiental*, 13-30.
- Díaz-Vázquez, M., & Cancelo, M. (2007). “*Emisiones de CO2 y azufre y crecimiento económico: ¿Una curva de Kuznets ambiental?*”. *Regional and Sectoral Economic Studies*, vol. 9-2, 98-116.
- Díaz-Vázquez, M. R; Cancelo, M. T. (2012): “*Emisiones de CO2 y Azufre y Crecimiento Económico: ¿Una Curva De Kuznets Ambiental?*”, *Regional and Sectoral Economic Studies*, Euro-American Association of Economic Development, vol. 9(2).
- Dinda, S., 2004. “*Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey. Ecological Economics*” 49, 431-455.
- Enders, W., (2004): “*Applied Econometrics Time Series*”. John Wiley & Sons Inc. 2nd Edition. US A
- Gómez López, L. (2011) “*Crecimiento económico, consumo de energía y emisiones contaminantes en la economía mexicana*”. *Revista Fuente*. PP 67-80.
- Greene, W. (1999) *Análisis Econométrico*, Tercera Edición, Prentice Hall Inc. Grossman, G., & Krueger, A. (1991). “*Environmental Impact of a North American Free Trade Agreement. National Bureau of Economic Research*”, Cambridge, working paper 3914.
- Ministerio de Energía y Minas - MINEM. “*Perú Sector Eléctrico*”. 2009.1-40.
- MINEM (2010). “*Perú: País minero*”. Dirección general de Minería <http://www.minem.gob.pe>
- Organización de las Naciones Unidas (2009). “*La economía del cambio climático en América Latina y el Caribe Síntesis 2009.*”

- Organización de las Naciones Unidas (2011). “*Situación y perspectivas de la economía mundial 2012.*”
- Organización Latinoamericana de Energía – SIEE. “*Sistema de Indicadores Económicos Energéticos. Información proporcionada por los Ministerios de Energía de los Países Miembros.*”
- Perman y Stern (1999). “*The Environmental Kuznets Curve: Implications of Nonstationarity. Centre for Resource and Environmental Studies*”, Working Papers in Ecological Economics No. 9901.
- Pesaran, M. H., Shin, & Smith, R. J. (1999). “*An Econometrics and Economic Theory in the 20 th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*”. Cambridge University Press.
- Pesaran, M., Shin, Y. & Smith, R. (2001). “*Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships*”.
- Piaggio, M. (2007). “*Relación entre la Contaminación Atmosférica y la Calidad del Aire con el Crecimiento Económico y otros Determinantes: Uruguay a lo Largo del Siglo XX*”. Instituto de Economía, 1(8), 1-38.
- Plataforma Climática Latinoamericana (2012). “*Informe sobre el estado y calidad de las políticas públicas sobre cambio climático y desarrollo en el Perú*”. Sector agropecuario y forestal
- Suarez. Gabriel (2011), “*Crecimiento Económico vs Degradación Ambiental*”, tesis para obtener el grado de Maestría en Economía del Desarrollo, Ecuador, abril.
- Sharma S. (2010). “*Determinants of carbon dioxide emissions: Empirical evidence from 69 countries*”. Applied Energy- El Sevier.88, 376-382.
- Zilio, M., 2010. “*Emisiones de dióxido de carbono en américa latina: un aporte al estudio del cambio climático*”. Economía y Sociedad, Vol. XIV, Núm. 22, pp. 133-161.