

Impacto Económico y Ambiental de las Energías Renovables y No Renovables en México

Economic and Environmental Impact of Renewable and Non-Renewable Energies in Mexico

Josué Atzin Ramos-Aguilar ^a, Zeus Salvador Hernández-Veleros ^b

Abstract:

The objective of this research is to determine the long-term sustainability of renewable energies and non-renewable energies on the economic and environmental indicators of Mexico in the period from 1990 to 2019, through cointegration methods (ARDL and Dynamic Ordinary Least Squares), a based-on data on economic growth of GDP, development measured with the Human Development Index and pollution with greenhouse gas emissions, related to the consumption of the aforementioned energies. A long-term relationship is inferred in the non-stationary series. Based on the results, it is suggested to increase the proportion of renewable energies, due to its effects that mean less pollution in the country, but moderate economic growth.

Keywords:

Sustainability, Energies, Economic Development, Economic Growth, Pollution.

Resumen:

El objetivo de esta investigación es determinar la sostenibilidad a largo plazo de las energías renovables y energías no renovables sobre los indicadores económicos y ambientales de México en el periodo de 1990 a 2019, mediante métodos de cointegración (ARDL y mínimos cuadrados ordinarios dinámicos), a partir de datos de crecimiento económico del PIB, de desarrollo medido con el Índice de Desarrollo Humano y contaminación con emisión de gases de efecto invernadero, relacionados con el consumo de las energías mencionadas. Se infiere una relación a largo plazo en las series no estacionarias. A partir de los resultados se sugiere aumentar considerablemente la proporción de energías renovables, por sus efectos que significan una menor contaminación del país, pero un crecimiento económico moderado.

Palabras Clave:

Sostenibilidad, Energías, Desarrollo Económico, Crecimiento Económico, Contaminación.

Introducción

Las energías fósiles actualmente para el mundo son la base para impulsar el crecimiento y desarrollo económico de un país, pero lleva consigo un efecto secundario, la energía no renovable produce grandes emisiones de efecto invernadero que afecta a la atmósfera produciendo el cambio climático que perturba no solo ambientalmente, también social y económicamente. Sin embargo, las energías renovables se han desarrollado, mejorado y popularizado en el mundo a través de los últimos años

que resultan prometedoras en un futuro no inmediato, debido a que ha disminuido el precio conforme llega a su madurez tecnológica. La transición de energías fósiles a energías limpias comienza a notarse en cuanto beneficios verídicos como el menor costo tanto para el consumidor como para el productor, desarrollo tecnológico, soberanía energética, creación de empleos y las bajas emisiones de gases de efecto invernadero que producen en el planeta, tal como afirma André, de Castro, & Cerda (1), la principal transición de las energías no renovables a energías renovables consiste principalmente en la disminución de

a Autor de Correspondencia. Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo, <https://orcid.org/0000-0002-4323-7716>, Email: ra298668@uaeh.edu.mx

b Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo, <https://orcid.org/0000-0002-3162-9122>, Email: zeus_hernandez@uaeh.edu.mx

Fecha de recepción: 24/04/2023, Fecha de aceptación: 26/04/2023, Fecha de publicación: 05/06/2023

emisiones de gases de efecto invernadero además de otros beneficios convenientes como la soberanía energética junto a creación de empleos y desarrollo tecnológico. 1

Por otro lado, algunos de los problemas de la transformación a energías limpias son las barreras de entrada que coloca el mercado dado la poca confianza que causa sobre los inversores y la rentabilidad, junto, los lugares con mayor potencial que son lugares de reserva natural (pueblos indígenas), pero es benéfico que las tecnologías de energías renovables sean versátiles, es decir, pueden ser colocadas en diversos lugares sin problema alguno. No obstante, los costos de las externalidades de energías no convencionales en algunos casos son menos costosos que las convencionales como expresa García, Corredor, Calderón, & Gómez. 2

En contexto del caso particular de la República Mexicana en cuanto al periodo 1990 y 2019, es decir, desde los últimos 4 años del periodo presidencial de Carlos Salinas de Gortari hasta el primer año del presidente Andrés Manuel López Obrador, se reportó en el país un crecimiento del consumo de energía total porcentual procedente de energías fósiles desde 87.4% hasta el 90.4%, asimismo, en cuestión del consumo de energía total porcentual procedente de energías renovables solo creció del 17.05% al 17.54%, en el mismo lapso de tiempo, según datos del Banco Mundial.

Aunque México ha desarrollado lentamente la transición energética de energías no renovables a energías renovables sigue siendo un país con un gran potencial en recursos naturales en cada uno de los estados que absolutamente pueden resultar provechosos. Teniendo en cuenta a Alemán N. *et al.*, (3) da a conocer sobre el favorecimiento individual que podría causar las energías renovables, tomando a México entre los principales países atractivos en potencial e inversión en energía solar debido a su localización geográfica y adyacente una radiación que supera los 5 KWh por metro cuadrado por día, capacidad de producción anual con módulos fotovoltaicos superior a los 276 MW, potencial de generación de energía eólica de 71.000 MW, la capacidad eléctrica geotérmica instalada de 958 MW pero efectiva en aproximadamente 883 MW, la estimación potencial de producción en energía de biomasa se encuentra entre 2635 y 3771 PJ/año con capacidad instalada de 548 MW y por último la Comisión Nacional para el Uso Eficiente de la Energía (CONAE) agrega una estimación de generación hidroeléctrica potencial de 3570 GWh/año equivalente a una capacidad instalada promedio de 400 MW. 3,4

Por parte de la secretaria de energía (SENER) del gobierno del México, titula "Atlas nacional de Zonas con alto potencial de Energías Limpias" (AZEL) en el cual se han identificado las zonas disponibles con alto potencial y se ha evaluado su potencial de generación de electricidad mediante energía solar, eólica, geotérmica y de biomasa considerando la alta calidad de los recursos renovables mencionados, el rendimiento técnico del sistema y las limitaciones territoriales técnicas, ambientales, sociales y de alto riesgo, de acuerdo a la tecnología de que se trate en los estados de la república. 5

La sustitución de las energías convencionales por las energías no convencionales podría ser certero, destacando el potencial del país de México, pero el desarrollo y crecimiento económico junto la contaminación del país está en cuestión. Por lo tanto, es importante analizar la sostenibilidad de las energías a largo plazo y analizar el efecto sobre los indicadores económicos y ambientales de México, ya mencionados.

La organización del artículo está dividida de la siguiente forma: primeramente, se hace revisión a la literatura, en seguida se definen los datos, se describe la metodología a utilizar junto los resultados obtenidos y al final se proporciona una conclusión.

Antecedentes

El estudio a el caso particular de México con sus respectivas variables y período fue infundido por consideración de la gran variedad en literatura, empezando desde el estudio de Kraft, J. & Kraft, A. (5) hasta el más actual, donde se emplean similares metodologías, variables aplicadas en distintos países y periodos, de manera que resulta conveniente para la comparación tanto para la buena verificación de los resultados obtenidos en el artículo. 7

El estado del arte está conformado en el siguiente orden, desde los estudios hechos sobre países del mundo hasta los países de América Latina y terminar en estudios realizados para el país de estudio.

En cuanto a países de Europa, Caraballo Pou & García Simón (6) revela el estudio a la sostenibilidad del desarrollo económico de España en el periodo 1980 a 2010 con un análisis de cointegración y un análisis de causalidad en las variables del consumo de energías renovables y no renovables, la contaminación, crecimiento y desarrollo económicos para si luego contrastarlo con cuatro grandes economías de Europa: Alemania, Italia, Francia y Reino Unido. Apunta que en la mayoría de los países hay un impacto positivo mayor de las energías no renovables que las renovables hacia el crecimiento y desarrollo económico. Sin embargo, las energías no

renovables reportan mayor contaminación en comparación a las energías renovables, aunque estas últimas proponen un crecimiento y desarrollo económico moderado. 7

Ahdi Noomen Ajmi, Shawkat Hammoudeh, Duc Khuong Nguyen, João Ricardo Sato destacan al país de Turquía relacionando las variables CO₂, PIB y consumo de energía realizando el enfoque de Toda – Yamamoto donde los resultados implican una relación de largo plazo entre la variable CO₂ hacia el PIB, pero no viceversa, es decir, del PIB al CO₂ lo que implica que Turquía puede tener mayor crecimiento económico sin contaminación. 8

Por su parte, Mehmood & Kanwal en 2017 plantean de igual forma la relación las emisiones del CO₂, crecimiento económico y consumo de energía en el largo plazo con técnicas de cointegración para el caso de Pakistán, también realiza la prueba de causalidad donde resultan tener una relación de causalidad bidireccional entre las tres variables involucradas. 9

En vista a América Latina en 2019, Rafael Alvarado, Pablo Ponce, Raquel Alvarado, Katerine Ponce, Viviana Huachizaca y Elisa Toledo manifiestan un estudio de datos panel donde utilizan métodos de técnicas de cointegración y la prueba de causalidad para identificar los efectos de la transición energética usando las variables producto real per cápita y el consumo de energías renovables y no renovables con una cobertura del año 1972 al 2014. En los vectores de cointegración la producción y las energías renovables tienen mayor significancia en países de renta media alta y renta media baja. Sin embargo, en los vectores de cointegración la producción y las energías no renovables tienen mayor significancia en países de renta alta. Concluyen en la existencia de una relación de corto y largo plazo entre las variables, la energía renovable y el producto real per cápita tienen una relación bidireccional en los países de ingresos medios bajos. Asimismo, existe una causalidad unidireccional desde el producto real per cápita hacia las energías no renovables. 10

Para el año 2015, Daniel A. Sánchez-Loor da a conocer un análisis de causalidad para Colombia, Ecuador y México para relacionar el consumo de electricidad, el producto interno bruto, índice de desarrollo humano, remesas e inversión extranjera directa con datos anuales de 1980 a 2012. Con respecto las variables de interés, los autores encuentran una causalidad unidireccional desde el índice de desarrollo humano al consumo eléctrico en el país de Colombia y una causalidad unidireccional del consumo eléctrico hacia el PIB de Ecuador. 11

En los estudios sobre México en 2018, Gómez, Ciarreta, y Zarraga verifican las variables crecimiento económico y consumo de energía en el periodo 1965 y 2014 para concluir una relación de largo plazo entre las variables y también apoya la hipótesis sobre las energías como sostén de la actividad económica. Los siguientes estudios colocan como variable dependiente la contaminación medida en los gases de efecto invernadero. 12

Catalán Alonso relaciona el PIB, energías no renovables y energías renovables como variables independientes en el periodo 1990 al 2015. Las variables muestran una relación de equilibrio en el largo plazo a través de un estudio de cointegración donde los vectores demuestran una elasticidad positiva en el PIB junto las energías no renovables y en cuanto las energías no renovables demuestran una elasticidad negativa. 13

Por último, Hernández en el 2021 deduce el efecto de las energías renovables y crecimiento económico hacia los gases de efecto invernadero en el periodo 1990 al 2012 con una regresión de mínimos cuadrados ordinarios para dos grupos de países (ingreso per cápita bajo y otro con ingreso per cápita alto). Determina que, para los países en análisis, un aumento del consumo de energías renovables disminuye los gases de efecto invernadero y un aumento en el crecimiento económico aumenta los gases de efecto invernadero. 28

Datos

La base de datos para el estudio econométrico de las series temporales está conformada por las siguientes cinco variables en un periodo anual de 1990 al 2019, abarcando 30 años; crecimiento, desarrollo, contaminación, energías renovables y las energías no renovables, siendo las primeras tres las variables dependientes, de manera que, cada una será relacionada con las variables independientes, es decir, las energías renovables y las energías no renovables.

Variables Dependientes

En primer lugar, el crecimiento es representado por el Producto Interno Bruto (PIB) en valores constantes del 2013 (en millones de pesos tomando como base los precios del 2013) extraído del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) para el periodo 1980 al 2021. En el periodo de 1990 a 2019 del PIB, alcanzó una tasa de crecimiento del 101.81% junto una pendiente positiva determinista. Cabe destacar que en 1995 cayó el producto interno bruto en 6.29% para después reflejar en los siguientes tres años consecutivos los mejores crecimientos de la tasa de crecimiento del 6.77%, 6.85% y 5.16% en 1996, 1997 y 1998, respectivamente. Y para

el 2009 nuevamente cayó en 5.29% siendo la segunda caída las fuerte después de 1995.

El crecimiento por sí mismo no es suficiente para medir la calidad de vida de las personas de un país, sin embargo, el Índice de Desarrollo Humano (IDH) dimensiona la vida larga y saludable, conocimiento y un nivel de vida digno a través de los indicadores de la esperanza de vida, promedio adyacente a la esperanza de años de escolaridad y el ingreso nacional per cápita, que es medido del 0 a 1, siendo 0 el mínimo y 1 el máximo desarrollo humano de un país, según el Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo (PNUD). El periodo extraído del año 1990 al 2021 para México es anual, que registra en 2019 un IDH de 0.779 posicionándolo en el lugar 74 de 189 países y territorios según el PNUD. El comportamiento del índice en tres décadas fue creciente conforme pasaba el tiempo, iniciando de 0.662 en 1990 de tal forma que ascendió 18%.

En tema de la contaminación en México es representado en gases de efecto invernadero (GEI) medido en kilotoneladas (kt) equivalentes de CO₂, cabe señalar que, la información rastreada es del Banco Mundial en un periodo de 1990 al 2019. En el tiempo indicado los GEI crecieron de 401,705 kt a 653,870.00 kt, es decir, aumento un 63%. Los datos observados obtuvieron un máximo de 674,000kt en 2016 pero se logró reducir en los últimos años. La pendiente siempre fue positiva, en 1994 tuvo un crecimiento importante del 6%. pero en 1995 tuvo un decrecimiento importante del 4.38%.

VARIABLES INDEPENDIENTES

Finalmente, las variables independientes están disponibles en la misma base de datos llamada World Energy Balances hecha por la Internacional Energy Agency (IEA) medidas en petajoules (PJ) cada una, que es la unidad de medida para cuantificar la energía. Se tomó para el caso de las dos el consumo total (únicamente uso final, no incluye energía en transformación). Las series temporales registran datos del 1971 al 2021 donde se extrajo el periodo de 1990 al 2019 para la base de datos del trabajo.

Acerca de los datos que detallan las energías renovables (ER) del país, se dirige únicamente a la energía para generar electricidad y calor a partir de la energía hidroeléctrica, geotérmica, solar, eólica y de mareas/olas/oceánicas, así como también biocombustibles sólidos, biocombustibles líquidos, biogases, desechos industriales y desechos municipales especificado de manera explícita por la Internacional Energy Agency. En análisis al periodo 1990 al 2019 en el consumo total, las energías renovables comenzaron en

358.35 PJ (año con el máximo consumo total) para terminar en 321.67 PJ decreciendo 10%, resultado por dos caídas importantes durante el periodo disminuyendo 8% en cada una en los años 2001 y 2014. Además, tanto 2014 como 2015 fueron los años de consumo total mínimo manteniéndose en 299 PJ, más aún agregar la tasa de crecimiento que se mantuvo en cero en los siguientes años 2004, 2012, 2015 y 2016. Sin embargo, en 2017 creció el 12% pero no suficiente para la superar el consumo total del inicio.

Con respecto las energías no renovables (ENR) son representados por productos del petróleo, es decir, productos tales como el gas de refinería, el etano, la gasolina para motores, diésel y otros que describe la IEA en la base de datos. En el periodo analizado existe una tasa de crecimiento del 38% de 2,141,08 PJ a 2,896.84 PJ en consumo total. Cabe resaltar que en 1995 las energías no renovables redujeron su consumo total en 7%, asimismo ocurrió tanto para los GEI como para el PIB que se redujeron en el mismo año mencionado. En 2016, las energías no renovables alcanzo su máximo pico con 3,150.24 PJ teniendo altas tasas de crecimiento durante 1994 y también una década después en 2004, ambas con el 6% de consumo total.

Por lo tanto, hay tres ecuaciones que están conformadas por la variable explicada Y, ya sea el crecimiento económico (PIB), el desarrollo económico (IDH) o la contaminación (GEI) y sus respectivas variables explicativas que son las energías renovables (ER) adyacente a las energías no renovables (ENR) que es simbolizado de la siguiente forma:

$$\ln Y_t = \beta_0 + \beta_1 \ln ER_t + \beta_2 \ln ENR_t + u_t \quad (\text{Ecuación 1})$$

Tabla 1. Descripción Estadística

Descripción Estadística	PIB	IDH	GEI	ER	ENR
Media	13,775,428	0.724	567,408.30	324.74	2,729.72
Mediana	13,730,444	0.732	585,865.00	321.46	2,778.73
Máximo	18,520,044	0.779	674,000.00	358.86	3,150.24
Mínimo	9,158,810	0.662	401,750.00	299.08	2,141.08
Desviación Est.	2,845,203	0.039	91,084.02	17.41	331.63
Observaciones	30	30	30	30	30

Elaboración propia con el programa Eviews 9.

METODOLOGÍA Y RESULTADOS

El análisis de las series temporales se llevará acabo de la siguiente manera; después de convertir cada una de las variables a logaritmos naturales, se aplica el análisis de cointegración con el modelo autorregresivo y de rezagos distribuidos (ARDL) con la prueba de límites para

examinar una relación de largo plazo entre las variables ya asignadas como dependientes e independientes, secuencialmente habrá de contrastar los resultados con el método de cointegración de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS).

El primero de los métodos, el enfoque ARDL de cointegración, introducido por Pesaran, M.H., Y. Shin, R. J. Smith (2001), hace uso de este tipo de modelo. Una de las ventajas de este modelo, a comparación de los métodos de Engle y Granger (1987) y el de Johansen (1995), es que puede ser aplicado invariablemente de si las variables son puramente I (1) o I (0), o si están mutuamente cointegradas. Dicho con palabras de (Giles, 2013), para que las pruebas de cointegración estándar (como las de Engle y Granger, o Johansen) tengan algún sentido, debemos estar realmente seguros de que todas las series están integradas en el mismo orden, si no es el caso, la metodología ARDL/Prueba de límites puede ayudarnos. 14,15,16,17

Además, como afirma Giles (2013) se trata de una configuración de una sola ecuación, por lo que es fácil de implementar e interpretar y las diferentes variables se les pueden asignar diferentes longitudes de retraso a medida que ingresan al modelo. 17

Finalmente, Pesaran, M.H., Y. Shin, R. J. Smith (2001) plantea que el modelo ARDL es más robusto y se desempeña mejor con tamaños de muestras pequeñas que otras técnicas de cointegración. 15

En cuanto al segundo método de mínimos cuadrados ordinarios dinámicos (DOLS), pretende eliminar el problema de retroalimentación en el sistema de cointegración entre la ecuación cointegradora y las innovaciones de los regresores estocásticos; método desarrollado por Saikkonen (1992) y por Stock, J. y M. Watson (1993) en el cual se regresa la variable dependiente contra la variable independiente, así como contra adelantos y rezagos de la diferencia de la variable independiente; esta aproximación emplea los errores estándar definidos por Newey y West (1987), los cuales son útiles bajo situaciones de autocorrelación y heteroscedasticidad. 18,19,20

Montalvo en 1995, realizó un ejercicio de Monte Carlo para comparar los estimadores obtenidos mediante DOLS contra los obtenidos por la regresión de correlación canónica (CCR) y por mínimos cuadrados ordinarios (OLS), siendo los mejores estimadores los obtenidos mediante el primer método. 21

De acuerdo con Maddala en 1996, los estimadores de DOLS corrigen a los de OLS por el sesgo inducido debido

a la endogeneidad y correlación serial; es decir, corrigen el que los estimadores sean inconsistentes. 22

Harris y Sollis (2003) afirman que los resultados de DOLS son más robustos. 23

Hayakawa y Kurozumi en 2006, establecen que los adelantos están relacionados con el concepto de causalidad de Granger y afirman que los adelantos son innecesarios en algunos casos de la estimación de modelos de cointegración mediante DOLS, lo cual prueban con experimentos Monte Carlo. 24

Modelo ARDL

Realizar la metodología ARDL consiste primeramente en verificar el orden de integración de las variables, elegir uno de los criterios de información, calcular el número máximo de retardos, encontrar la especificación determinística adecuada, verificar problemas en los errores, hacer la prueba de límites y por último estimar los coeficientes de largo plazo y la velocidad de ajuste.

Con respecto al orden de integración, se realiza test de raíz unitaria Dickey-Fuller Aumentada (DFA) (David A. Dickey & Wayne A. Fuller, 1981), la prueba Phillips Perron (PP) (Peter CB Phillips, Pierre Perron, 1988) y Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) (Denis Kwiatkowski, Peter C.B. Phillips, Peter Schmidt, Yongcheol Shin, 1992) para todas las variables. En cada test se debe comprobar que las variables sean integradas de orden I (0) o I (1) y que ninguna de las variables sea I (2), en al menos dos de las tres pruebas de raíz unitaria aplicadas, además atender un Durbin Watson cercano a 2. Las pruebas de raíz unitarias se aplican en niveles (véase tabla 2), para después someter en primera diferencia (tabla 3) incluyendo una especificación determinística (ED): ninguna, intercepto o intercepto y tendencia (la ED ninguna, no aplica para la prueba KPSS). 25,26,27

Tabla 2. Pruebas de Raíz Unitaria (DFA, PP y KPSS) en niveles

Prueba de Raíz Unitaria	Niveles					
	ED	PIB	IDH	GEI	ER	ENR
DFA		-1.195	-1.426	-2.459	-2.64*	-2.023
PP	Intercepto	-2.856*	-1.369	-3.222**	-2.63*	-2.031
KPSS		0.707**	0.696**	0.676**	0.534**	0.641**
DFA		-2.856	-0.452	-0.705	-2.91	-0.781
PP	Intercepto y tendencia	-2.633	-0.577	-0.048	-2.889	-0.767
KPSS		0.156**	0.163**	0.185**	0.097	0.136*
DFA		4.435	-8.803***	3.287	-0.533	1.731
PP	Ninguna	9.087	-8.336***	3.287	-1.034	1.729

Fuente: Elaboración propia con el programa Eviews 9. Valores estadísticos t. Hipótesis nula: tiene raíz unitaria (no estacionaria) para DFA y PP. Hipótesis nula: es estacionaria (no tiene raíz unitaria) para KPSS. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

La prueba DFA junto a la prueba PP confirman un orden de integración I(1) para todas las variables con todas las especificaciones determinísticas a 1% de significancia, salvo algunas excepciones donde son I(0). La prueba PP en intercepto establece a la Contaminación (GEI) como I(0) siendo estacionaria a 5% de significancia, igualmente se puede observar que en el caso del Desarrollo (IDH) es I(0) al 1% de significancia en la prueba DFA y PP pero con la especificación determinística en ninguna.

Por otro lado, la prueba KPSS confirmo un orden de integración I(0) para las Energías Renovables (ER) para la especificación determinística intercepto y tendencia. En cuanto las Energías Renovables y el Desarrollo (IDH) en intercepto y para las Energías No Renovables (ENR) en intercepto y tendencia son I(1). Así que, se puede señalar que las cinco variables confirmaron ser de orden de integración I(0) o I(1) para al menos dos pruebas de raíz unitaria (DFA y PP) y solo la variable ER resultado ser I(0) o (1) para todas las pruebas de raíz unitaria.

Tabla 3. Pruebas de Raíz Unitaria (DFA, PP y KPSS) en primera diferencia.

Prueba de Raíz Unitaria	1ra Diferencia					
	ED	PIB	IDH	GEI	ER	ENR
DFA		-5.756***	-4.263***	-5.630***	-6.064***	-5.173***
PP	Intercepto	-8.349***	-4.263***	-5.630***	-9.32***	-5.173***
KPSS		0.468**	0.271	0.509**	0.339	0.365*
DFA	Intercepto	-5.750***	-4.597***	-6.632***	-6.001***	-5.522***
PP	y	-12.131***	-4.578***	-11.814***	-11.101***	-5.520***
KPSS	tendencia	0.5***	0.134*	0.5***	0.425***	0.098
DFA	Ninguna	-3.756***	-1.106	-4.384***	-6.158***	-4.911***
PP		-3.740***	-1.631*	-4.418***	-7.703***	-4.909***

Fuente: Elaboración propia con el programa Eviews 9. Valores estadísticos t. Hipótesis nula: tiene raíz unitaria (no estacionaria) para DFA y PP. Hipótesis nula: es estacionaria (no tiene raíz unitaria) para KPSS. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

Siendo un hecho la orden de integración I(0) o I(1), se opta por el criterio de información Schwarz (SC) que va seleccionar la estructura de retardo en el modelo ARDL. Se definen un máximo de cuatro en la longitud de los rezagos debido a que los datos son anuales en todas las series temporales. Ya seleccionado el criterio de información y los retardos máximos óptimos, igualmente habrá elegir una especificación determinística (ED) probándolas en orden de la más restrictiva a la menos restrictiva, y así elegir el modelo autorregresivo y de rezagos distribuidos (ARDL) más optimo.

Tabla 4. Pruebas de Raíz Unitaria (DFA, PP y KPSS) en primera diferencia

Modelo ARDL seleccionado según el criterio de Schwarz	
PIB	ARDL (1, 0, 4)
IDH	ARDL (1, 0, 1)
GEI	ARDL (4, 0, 1)

Fuente: Elaboración propia con el programa Eviews 9.

Se consideraron 100 especificaciones del modelo ARDL con el criterio de información de Schwarz, se recopilaban los veinte mejores modelos ARDL de cada una de las ecuaciones donde podemos observar cómo se desempeñaron otras especificaciones en términos de minimizar Schwarz (véase apéndice A1, A2 y A3), asimismo se muestran los resultados de los modelos ARDL seleccionados de la Tabla 4. (Apéndice A4, A5 y A6)

A continuación, con ayuda de la prueba LM de Breusch-Godfrey, la prueba Jarque Bera y Breusch-Pagan-Godfrey se verifica la correlación serial, normalidad y heterocedasticidad de los errores. 15

Tabla 5. Prueba de correlación, normalidad y heterocedasticidad de los residuales

Y	LM	valor p	Jarque Bera	valor p	Breusch-Pagan-Godfrey	valor p
PIB	1.121	0.418	0.265	-0.875	1.138	0.383
IDH	2.810	0.057*	1.423	0.49	0.462	0.762
GEI	0.607	0.754	1.824	0.401	1.888	0.131

Fuente: Elaboración propia con el programa Eviews 9. Hipótesis nula: No hay correlación en los residuales, Hipótesis nula: Normalidad en los residuales, Hipótesis nula: Homocedasticidad en los residuales. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

Los resultados de la prueba LM demuestran que en los modelos del PIB y GEI no se rechaza la hipótesis nula de no hay correlación serial en los errores, sin embargo, en el modelo del IDH tiene problemas de correlación serial al 10% de significancia. Los errores de los modelos demuestran normalidad con la prueba Jarque Bera y asimismo hay homocedasticidad en los errores comprobada con la prueba de heterocedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey.

La prueba de límites por Pesaran, M.H., Y. Shin, R. J. Smith (2001) verifica la relación de largo plazo en los modelos. Si el estadístico F supera los valores críticos significa que hay una relación de largo plazo en el modelo.

Tabla 6. Prueba de límites de relación de largo plazo.

Prueba de límites	Estadístico F
PIB	10.668***
IDH	19.566***
GEI	4.136**

Fuente: Elaboración propia con el programa Eviews 9. Hipótesis Nula: No existe relación de largo plazo. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

Atendiendo los resultados de la Tabla 6, los modelos del PIB y IDH reportan una relación de largo plazo al 1% de significancia y para el modelo GEI hay una relación de largo plazo al 5% de significancia. En el apéndice se muestra la prueba de límites más especificada junto el modelo ARDL que define la relación de la prueba de límites expresada en diferencias.

Dado que existe una relación de largo plazo, se plantea el modelo ARDL de cointegración donde se encuentra el coeficiente de error de cointegración (apéndice A7, A8 y A9), que, si el coeficiente correspondiente es negativo y significativo, las variables convergen hacia su equilibrio de largo plazo y por lo tanto están cointegradas. Además, se estima el ARDL de la ecuación cointegradora de largo plazo donde se muestran los coeficientes y su significancia. (Véase Tabla 7)

Se espera una elasticidad positiva en los coeficientes β_1 y β_2 para las variables dependientes crecimiento económico (PIB) y desarrollo económico (IDH). En cuanto a la variable dependiente de la contaminación (GEI) se espera una elasticidad negativa en el coeficiente β_1 y una elasticidad positiva en β_2 . (Véase ecuación 1)

Tabla 7. ARDL de cointegración y coeficientes de largo plazo

Y	Especificación Determinística	ARDL		Coeficiente de Error de Cointegración
		ER	ENR	
PIB	Ninguna	0.89	1.458	-0.118
		(2.94) ***	(6.814) ***	(-2.128) **
IDH	Ninguna	-0.996	0.631	0.012
		(-0.675)	(0.662)	(0.674)
GEI	Ninguna	0.878	1.050	-0.208
		(3.616) ***	(6.139) ***	(-2.348) **

Fuente: Elaboración propia con el programa Eviews 9. Valores estadísticos t entre paréntesis. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01.

Los modelos tanto del PIB como de GEI obtuvieron significancia en los coeficientes β_1 , β_2 y en el coeficiente de error de cointegración son negativos y significativos, al contrario, el modelo del IDH obtuvo resultados no

significativos, por lo tanto, no son válidos y no se toman en cuenta.

En todo lo que refiere al modelo del crecimiento económico (PIB) los resultados proyectan las elasticidades de largo plazo esperadas. El coeficiente β_1 indica que una variación del 10% en el consumo de energías renovables provocará una variación a largo plazo del 8.78% en el crecimiento económico y el coeficiente β_2 indica que una variación del 10% en el consumo de energías no renovables provocará una variación a largo plazo del 10.50% en el crecimiento económico. Además, el error de cointegración es -0.118 que indica un ajuste del 11.8% en el modelo.

En cuanto al modelo de la contaminación (GEI) los resultados proyectan las elasticidades de largo plazo diferentes a las esperadas. El coeficiente β_1 indica que una variación del 10% en el consumo de energías renovables provocará una variación a largo plazo del 8.9% en la contaminación y el coeficiente β_2 indica que una variación del 10% en el consumo de energías no renovables provocará una variación a largo plazo del 14.58% en la contaminación. Además, el error de cointegración es -0.208 que indica un ajuste del 20.8% en el modelo.

Método DOLS

En la aplicación del método DOLS se ocuparon los mismos 4 (máximo) rezagos junto el criterio de información Schwarz que en el modelo ARDL. Igualmente, en la especificación determinística se fueron probando en orden de la más restrictiva a la menos restrictiva.

Tabla 8. Estimación DOLS de la ecuación cointegradora

Y	Especificación Determinística	DOLS	
		ER	ENR
PIB	Ninguna	0.281	1.874
		(98.955) ***	(898.692) ***
IDH	Ninguna	-0.458	0.294
		(-248.517) ***	(218.063) ***
GEI	Ninguna	0.430	1.362
		(7.510) ***	(32.727) ***

Fuente: Elaboración propia con el programa Eviews 9. Valores estadísticos t entre paréntesis. * p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01. En el método DOLS, indica que los tres modelos superaron todos los niveles de significancia en los coeficientes β_1 y β_2 .

El crecimiento económico hay una elasticidad positiva en el uso de ambas energías, pero tiene mayor impacto las energías no renovables, es decir, en ceteris paribus, un aumento de un porcentaje del consumo de energías no

renovables, el crecimiento económico de México aumenta en 1.87% que es mayor a 0.28%.

Para el desarrollo económico, el coeficiente del consumo de energías renovables es negativo y el coeficiente de energías no renovables es positivo. Esto significa que un aumento de un porcentaje del consumo de energías no renovables, el desarrollo económico de México aumenta en 0.29% que es mayor a -0.45% (ceteris paribus) y en revisión a la contaminación, las energías no renovables tienen un mayor impacto a comparación de las energías renovables. En ceteris paribus, un aumento de un porcentaje del consumo de energías no renovables, la contaminación en México aumenta en 1.36% mayor a 0.43%.

Por último, se comparan los coeficientes obtenidos por los métodos de cointegración aplicados, tomando en cuenta que el modelo de desarrollo económico (IDH) no fue significativo en el método ARDL. En ambos métodos coinciden que las elasticidades de las energías no renovables tienen mayor impacto en el modelo del crecimiento económico y de la contaminación.

Tabla 9. Comparación de cointegración mediante ARDL y DOLS.

Y	ARDL		DOLS	
	ER	ENR	ER	ENR
PIB	0.89	1.458	0.281	1.874
IDH	-0.996	0.631	-0.458	0.294
GEI	0.878	1.050	0.430	1.362

Conclusiones

El artículo parte de un México con excelente potencial en el uso de energías renovables para después analizar la relación que tienen junto a las energías no renovables en la contaminación, crecimiento y desarrollo económico del país a través de pruebas de cointegración (ARDL y DOLS). Se realizó un estado del arte donde se encontró evidencia empírica donde hay relación entre las variables elegidas. El análisis se hace con datos del 1990 al 2019 anuales que logran simular los indicadores ambientales y económicos. Las pruebas de cointegración prueban que hay una relación de equilibrio en largo plazo entre el crecimiento económico, desarrollo económico y la contaminación con las energías renovables y energías no renovables. En los dos métodos utilizados, los coeficientes de las energías no renovables en la relación de largo plazo tuvieron una elasticidad positiva (mayor a

la elasticidad de las energías renovables) hacia el crecimiento económico y la contaminación, por otro lado, solo el modelo del desarrollo económico no fue significativo en los coeficientes de largo plazo.

En conclusión, las energías no renovables degradan el ambiente por un mejor crecimiento económico, sin embargo, las energías renovables proponen un crecimiento económico moderado, pero siendo amigable con el ambiente. En el periodo 1990 a 2019 a pesar de la lenta transición de energías no renovables hacia energías renovables, un país potencial y con grandes reservas naturales como es México, requiere aumentar considerablemente la proporción de energía renovable y así lograr disminuir la contaminación, de tal forma que mientras se avanza en la transición pueda igualar el nivel de crecimiento que producen las energías no renovables.

Referencias

- [1] André, F. J., de Castro, L. M., & Cerda, E. (2009). Universidad Complutense de Madrid. Obtenido de Las energías renovables en el ámbito: https://www.researchgate.net/profile/Francisco-Andre/publication/277269010_Las_energias_renovables_en_elambito_internacional/links/5582861308ae12bde6e4c5bf/Las-energias-renovables-en-el-ambito-internacional.pdf
- [2] García, H., Corredor, A., Calderón, L., & Gómez, M. (2013). Fedesarrollo. Obtenido de Análisis costo beneficio de energías renovables no convencionales en Colombia: https://repository.fedesarrollo.org.co/bitstream/handle/11445/331/Repor_0ctubre_2013_Garcia_et_al.pdf?sequence=3&isAllowed=y
- [3] Alemán-Nava, Gibrán S. & Casiano-Flores, Víctor H. & Cárdenas-Chávez, Diana L. & Díaz-Chavez, Rocío & Scarlat, Nicolae & Mahlknecht, Jürgen & Dallemand, Jean-Francois & Parra, Roberto (2014). Renewable energy research progress in Mexico: A review. Renewable and Sustainable Energy Reviews, 32, 140-153. doi:<https://doi.org/10.1016/j.rser.2014.01.004>.
- [4] CONAE. (2011). Obtenido de Comisión Nacional para el Uso Eficiente de Energía: <https://www.conae.com.mx/>
- [5] SENER. (24 de Diciembre de 2015). Gobierno de Mexico. Obtenido de Atlas nacional de Zonas con alto potencial de Energías Limpias: <https://dgel.energia.gob.mx/azel/>
- [6] Kraft, J. & Kraft, A. (1978). On the Relationship between Energy and GNP. Journal of Energy and Development, 401-203.
- [7] Caraballo Pou, M. Á., & García Simón, J. M. (2017). Energías renovables y desarrollo económico. Un análisis para España y las grandes economías europeas. EL TRIMESTRE ECONÓMICO, 571-609. Obtenido de <http://www.scielo.org.mx/pdf/ete/v84n335/2448-718X-ete-84-335-00571.pdf>
- [8] Ahdi Noomen Ajmi, Shawkat Hammoudeh, Duc Khuong Nguyen, João Ricardo Sato,. (2015). On the relationships between CO2 emissions, energy consumption and income: The importance of time variation. Energy Economics, 49, 629-638. doi:<https://doi.org/10.1016/j.eneco.2015.02.007>.
- [9] Mehmood Mirza, F. & Kanwal, A. (2017). Energy consumption, carbon emissions and economic growth in Pakistan: Dynamic causality analysis.

Renewable and Sustainable Energy Reviews, 1233-1240. doi:https://doi.org/10.1016/j.rser.2016.10.081.

[10] 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. doi:https://doi.org/10.1016/j.esr.2019.100369.

[11] Sanchez-Loor, D. A., & Zambrano-Monserrate, M. A. (2015). Causality Analysis between Electricity Consumption, Real GDP, Foreign Direct Investment, Human Development and Remittances in Colombia, Ecuador and Mexico. International Journal of Energy Economics and Policy, 5(3), 746–753. Retrieved from https://www.econjournals.com/index.php/ijee/article/view/1271

[12] Gómez, Mario, Ciarreta, Aitor, & Zarraga, Ainhoa. (2018). Consumo de energía, crecimiento económico y comercio: Un análisis de causalidad para México. EconoQuantum, 53-72. doi:https://doi.org/10.18381/eq.v15i1.7112

[13] Catalán Alonso, H. (2021). Impacto de las energías renovables en las emisiones de gases efecto invernadero en México. Problemas del Desarrollo, 59-83. doi:https://doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2021.204.69611

[14] Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. Journal of Economic Dynamics and Control, 12, 231-254.

[15] Pesaran, M.H., Y. Shin, R. J. Smith. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. Journal of Applied Econometrics, 16, 289-326.

[16] Robert F. Engle, C. W. J. Granger. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. Econometrica, 55, 251-276. Obtenido de http://www.jstor.org/stable/1913236

[17] Giles, D. (2013). Modelos ARDL - Parte II - Pruebas de límites. Obtenido de https://davegiles.blogspot.com/2013/06/ardl-models-part-ii-bounds-tests.html

[18] Saikkonen, P. (1992). Estimación y prueba de sistemas cointegrados mediante una aproximación autorregresiva. Teoría econométrica, 1-27.

[19] Stock, J. & M. Watson. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. Econometrica, 783-820.

[20] Newey, W. K., & West, K. D. (1987). A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. Econometrica, 55, 703–708. doi:https://doi.org/10.2307/1913610

[21] Montalvo, J. G. (1995). Comparing cointegrating regression estimators: Some additional Monte Carlo results. Economics Letters, 48, 229-234. doi:https://doi.org/10.1016/0165-1765(94)00632-C

[22] Maddala, G. S. (1996). Introducción a la Econometría. España: Prentice Hal.

[23] Harris, R., & Sollis, R. (2003). Applied Time Series Modelling and Forecasting. Hoboken: John Wiley and Sons.

[24] Hayakawa, K., & Kurozumi, E. (2006). The Role of "Leads" in the Dynamic OLS Estimation of Cointegrating Regression Models. Instituto de Investigación Económica, Universidad de Hitotsubashi. Obtenido de https://EconPapers.repec.org/RePEc:hst:hstps:d06-194.

[25] David A. Dickey & Wayne A. Fuller. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Econometrica, 49, 1057-1072. Obtenido de http://www.jstor.org/stable/1912517

[26] Peter CB Phillips, Pierre Perron. (1988). Testing for a unit root in time series regression. Biometrika, 75, 335–346. doi:https://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335

[27] Denis Kwiatkowski, Peter C.B. Phillips, Peter Schmidt, Yongcheol Shin. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? Journal of Econometrics, 54, 159-178. doi:https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y

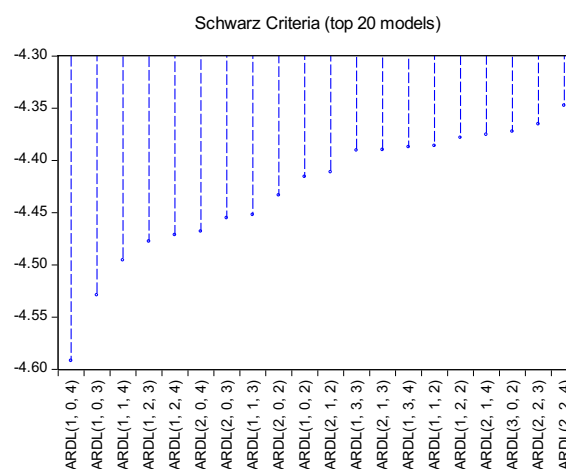
[28] Hernández, J. (2021). Efecto del consumo de energía renovable en las emisiones de gases de efecto invernadero en países con ingresos bajos y altos. Acta Universitaria, 31. doi:https://doi.org/10.15174/au.2021.3030

Bases de Datos

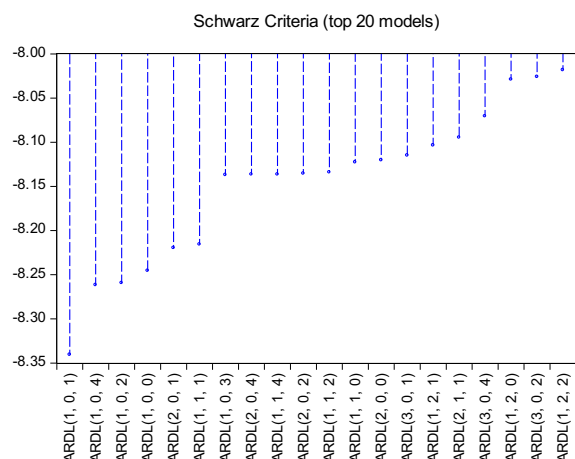
- Crecimiento Económico (PIB). Fuente: INEGI (2023) database. Serie trimestral desde 1990. Disponible en: https://www.inegi.org.mx/temas/pib/
- Desarrollo Económico (IDH). Serie anual desde 1990. Fuente: UNDP (2021) database. Disponible en: https://hdr.undp.org/data-center/
- Gases de Efecto Invernadero (GEI). Serie anual desde 1990. Fuente: BANCOMUNDIAL (2023) database. Disponible en: https://datos.bancomundial.org/indicador/EN.AT.M.GHGT.KT.CE?locations=MX&view=chart
- Energías Renovables (ER) y Energías No Renovables (ENR). Serie anual desde 1980. Fuente: IEA (2021), World Energy Balances (database). Disponible en: https://www.iea.org/countries/mexico

Anexo

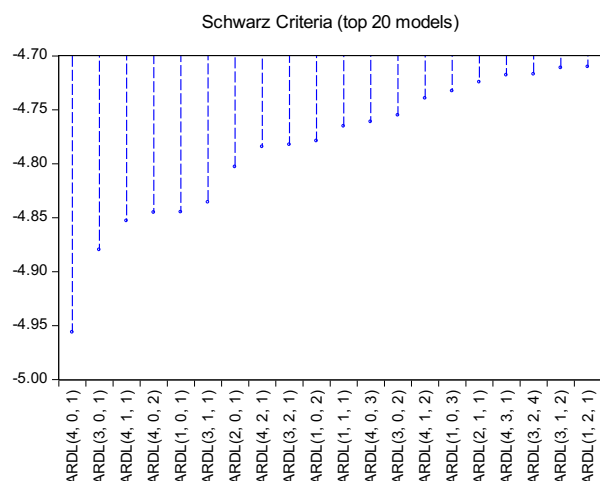
Cuadro A1: Top 20 de modelos ARDL por el criterio de información Schwarz.



Cuadro A2: Top 20 de modelos ARDL por el criterio de información Schwarz.



Cuadro A3: Top 20 de modelos ARDL por el criterio de información Schwarz.



Cuadro A4: Resultado del modelo ARDL (1, 0, 4).

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LPIB(-1)	0.881043	0.055891	15.76369	0.0000
LER01	0.105945	0.044713	2.369429	0.0286
LENR01	0.651621	0.117274	5.556418	0.0000
LENR01(-1)	-0.885294	0.166069	-5.330880	0.0000
LENR01(-2)	0.034763	0.162523	0.213896	0.8329
LENR01(-3)	0.116671	0.158941	0.734057	0.4719
LENR01(-4)	0.255707	0.128942	1.983110	0.0620
R-squared	0.991828	Mean dependent var	16.46825	
Adjusted R-squared	0.989247	S.D. dependent var	0.177225	
S.E. of regression	0.018377	Akaike info criterion	-4.930580	
Sum squared resid	0.006417	Schwarz criterion	-4.591862	
Log likelihood	71.09755	Hannan-Quinn criter.	-4.833042	
Durbin-Watson stat	2.122752			

Cuadro A5: Resultado del modelo ARDL (1, 0, 1).

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LIDH(-1)	1.012008	0.028268	35.80036	0.0000
LER01	0.011969	0.012365	0.968028	0.3423
LENR01	0.032486	0.021505	1.510634	0.1434
LENR01(-1)	-0.040075	0.022227	-1.803002	0.0835
R-squared	0.996071	Mean dependent var	-0.320744	
Adjusted R-squared	0.995600	S.D. dependent var	0.052018	
S.E. of regression	0.003451	Akaike info criterion	-8.373081	
Sum squared resid	0.000298	Schwarz criterion	-8.184488	
Log likelihood	125.4097	Hannan-Quinn criter.	-8.314016	
Durbin-Watson stat	1.678121			

Cuadro A6: Resultado del modelo ARDL (4, 0, 1).

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LGEI(-1)	0.481152	0.164167	2.930876	0.0086
LGEI(-2)	-0.074923	0.151389	-0.494905	0.6263
LGEI(-3)	0.115115	0.149545	0.769766	0.4509
LGEI(-4)	0.269978	0.131010	2.060735	0.0533
LER01	0.183323	0.048522	3.778155	0.0013
LENR01	0.693214	0.105195	6.589797	0.0000
LENR01(-1)	-0.474063	0.127341	-3.722794	0.0014
R-squared	0.989959	Mean dependent var	13.27931	
Adjusted R-squared	0.986789	S.D. dependent var	0.133259	
S.E. of regression	0.015317	Akaike info criterion	-5.294225	
Sum squared resid	0.004458	Schwarz criterion	-4.956207	
Log likelihood	75.83403	Hannan-Quinn criter.	-5.197386	
Durbin-Watson stat	2.065685			

Cuadro A7: Prueba de límites y modelo ARDL de la relación a largo plazo en diferencias (variable dependiente PIB).

Test Statistic	Value	k
F-statistic	10.66891	2
Critical Value Bounds		
Significance	I0 Bound	I1 Bound
10%	2.17	3.19
5%	2.72	3.83
2.5%	3.22	4.5
1%	3.88	5.3

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LENR01)	0.641838	0.126460	5.075412	0.0001
D(LENR01(-1))	-0.379741	0.131596	-2.885645	0.0095
D(LENR01(-2))	-0.375857	0.141903	-2.648690	0.0158
D(LENR01(-3))	-0.245555	0.139146	-1.764728	0.0937
LER01(-1)	0.081100	0.049750	1.630138	0.1195
LENR01(-1)	0.149574	0.104636	1.429468	0.1691
LPIB(-1)	-0.098748	0.061811	-1.597570	0.1266
R-squared	0.689691	Mean dependent var	0.022994	
Adjusted R-squared	0.591699	S.D. dependent var	0.030661	
S.E. of regression	0.019592	Akaike info criterion	-4.802602	
Sum squared resid	0.007293	Schwarz criterion	-4.463884	
Log likelihood	69.43383	Hannan-Quinn criter.	-4.705063	
Durbin-Watson stat	2.102726			

Cuadro A8: Prueba de límites y modelo ARDL de la relación a largo plazo en diferencias (variable dependiente IDH).

Test Statistic	Value	k		
F-statistic	19.56600	2		
Critical Value Bounds				
Significance	I0 Bound	I1 Bound		
10%	2.17	3.19		
5%	2.72	3.83		
2.5%	3.22	4.5		
1%	3.88	5.3		
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LENR01)	0.031625	0.022294	1.418525	0.1684
LER01(-1)	0.006333	0.012600	0.502617	0.6196
LENR01(-1)	-0.003941	0.008122	-0.485179	0.6318
LIDH(-1)	0.000592	0.029302	0.020191	0.9841
R-squared	0.161607	Mean dependent var	0.005612	
Adjusted R-squared	0.061000	S.D. dependent var	0.003609	
S.E. of regression	0.003497	Akaike info criterion	-8.346338	
Sum squared resid	0.000306	Schwarz criterion	-8.157745	
Log likelihood	125.0219	Hannan-Quinn criter.	-8.287273	
Durbin-Watson stat	1.563001			

Cuadro A9: Prueba de límites y modelo ARDL de la relación a largo plazo en diferencias (variable dependiente GEI).

Test Statistic	Value	k		
F-statistic	4.136923	2		
Critical Value Bounds				
Significance	I0 Bound	I1 Bound		
10%	2.17	3.19		
5%	2.72	3.83		
2.5%	3.22	4.5		
1%	3.88	5.3		
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LGEI(-1))	-0.256713	0.142781	-1.797942	0.0881
D(LGEI(-2))	-0.301120	0.153562	-1.960895	0.0647
D(LGEI(-3))	-0.263343	0.164465	-1.601206	0.1258
D(LER01)	0.648191	0.121867	5.318845	0.0000
LER01(-1)	0.133439	0.058474	2.282007	0.0342
LENR01(-1)	0.133566	0.145619	0.917228	0.3705
LGEI(-1)	-0.136013	0.105345	-1.291117	0.2122
R-squared	0.680143	Mean dependent var	0.015170	
Adjusted R-squared	0.579135	S.D. dependent var	0.027681	
S.E. of regression	0.017958	Akaike info criterion	-4.976800	
Sum squared resid	0.006127	Schwarz criterion	-4.638082	
Log likelihood	71.69840	Hannan-Quinn criter.	-4.879261	
Durbin-Watson stat	2.447730			

Cuadro A10: Cointegración y coeficientes de la relación a largo plazo (variable dependiente PIB).

Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LER01)	0.105945	0.044713	2.369429	0.0286
D(LENR01)	0.651621	0.117274	5.556418	0.0000
D(LENR01(-1))	-0.034763	0.162523	-0.213896	0.8329
D(LENR01(-2))	-0.116671	0.158941	-0.734057	0.4719
D(LENR01(-3))	-0.255707	0.128942	-1.983110	0.0620
CointEq(-1)	-0.118957	0.055891	-2.128387	0.0466
Cointeq = LPIB - (0.8906*LER01 + 1.4582*LENR01)				
Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LER01	0.890614	0.302880	2.940488	0.0084
LENR01	1.458248	0.213997	6.814337	0.0000

Cuadro A11: Cointegración y coeficientes de la relación a largo plazo (variable dependiente IDH).

Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LER01)	0.011969	0.012365	0.968028	0.3423
D(LENR01)	0.032486	0.021505	1.510634	0.1434
CointEq(-1)	0.012008	0.028268	0.424782	0.6746
Cointeq = LIDH - (-0.9968*LER01 + 0.6320*LENR01)				
Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LER01	-0.996808	1.475486	-0.675579	0.5055
LENR01	0.631997	0.954144	0.662371	0.5138

Cuadro A12: Cointegración y coeficientes de la relación a largo plazo (variable dependiente GEI).

Cointegrating Form				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LGEI(-1))	-0.310170	0.122141	-2.539444	0.0200
D(LGEI(-2))	-0.385093	0.133961	-2.874659	0.0097
D(LGEI(-3))	-0.269978	0.131010	-2.060735	0.0533
D(LER01)	0.183323	0.048522	3.778155	0.0013
D(LER01)	0.693214	0.105195	6.589797	0.0000
CointEq(-1)	-0.208679	0.088869	-2.348170	0.0298
Cointeq = LGEI - (0.8785*LER01 + 1.0502*LENR01)				
Long Run Coefficients				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LER01	0.878496	0.242930	3.616248	0.0018
LENR01	1.050185	0.171059	6.139316	0.0000