

IMPACTO DE LAS ENERGÍAS RENOVABLES EN LAS EMISIONES DE GASES EFECTO INVERNADERO EN MÉXICO

Horacio Catalán Alonso^a

Fecha de recepción: 30 de marzo de 2020. Fecha de aceptación: 16 de septiembre de 2020.

<http://doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2021.204.69611>

Resumen. El presente artículo tiene por objetivo analizar la relación entre las emisiones de gases efecto invernadero (GEI), el nivel ingreso (PIB), el consumo de energía renovable y no renovable para México en el periodo 1990-2015. El procedimiento Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL), muestra que el ingreso y las energías no renovables son las principales variables que explican la trayectoria de las emisiones de los GEI. El consumo de energías renovables tiene un impacto marginal a largo plazo con una elasticidad -0.021. Esta situación, representa una restricción importante para el objetivo de generar un cambio en la matriz energética de México hacia una senda de desarrollo sustentable que incluya una menor intensidad de carbono.

Palabras clave: emisión de gases efecto invernadero; impacto ambiental; PIB; energías renovables; consumo; modelo ARDL; ecuación de cointegración.

Clasificación JEL: C52; P18; P28; O44; Q43.

IMPACT OF RENEWABLE ENERGIES ON GREENHOUSE GAS EMISSIONS IN MEXICO

Abstract. This article seeks to analyze the relationship between greenhouse gas (GHG) emissions, income level (GDP), and consumption of renewable and non-renewable energy in Mexico for the period 1990-2015. The Autoregressive Distributed Lags (ARDL) approach demonstrates that income and non-renewable energies are the main variables that explain the trajectory of GHG emissions. The consumption of renewable energies has a marginal long-term impact, with an elasticity of -0.021. This situation is a significant obstacle to the objective of effecting change in Mexico's energy matrix towards a sustainable development path that includes a lower carbon intensity.

Key Words: greenhouse gas emissions; environmental impact; GDP; renewable energies; consumption; ARDL model; cointegration equation.

^a Universidad Nacional Autónoma de México (UNAM), Facultad de Economía, México. Correo electrónico: catalanh@economia.unam.mx

1. INTRODUCCIÓN

El uso intensivo de la energía basada en la quema de combustibles de origen fósil –como el petróleo, carbón y gas– ha sido uno de los principales insumos del crecimiento económico durante varias décadas, tanto en países desarrollados como en desarrollo. Sin embargo, la externalidad negativa asociada al consumo de este tipo de combustibles son las emisiones de gases efecto invernadero (GEI, por sus siglas en inglés) (International Energy Agency [IEA], 2018). La evidencia científica muestra una asociación positiva entre las crecientes emisiones de los distintos GEI con un aumento de la temperatura media del planeta. Se estima que el promedio global de la temperatura combinada de la superficie y el océano muestra un aumento, en un rango de 0.8 a 1.2°C, durante el periodo 1880-2012 respecto a la era preindustrial (Intergovernmental Panel on Climate Change [IPCC], 2018). El aumento de la temperatura genera cambios importantes en el clima global como son: modificaciones en los patrones de precipitación, cambios en la intensidad o en la frecuencia de eventos climáticos extremos, reducción de la criósfera y alza del nivel de mar (IPCC, 2018).

Estabilizar la temperatura media del planeta implica reducir los niveles de emisiones globales de dióxido de carbono equivalentes (CO₂e). En materia de políticas de mitigación del cambio climático se han planteado, entre otras alternativas, mejorar la eficiencia energética y racionalizar el uso de la energía; implementar procesos de captura de CO₂; y una de las principales recomendaciones, es la sustitución de fuentes de energía de origen fósil por energías renovables sin afectar el crecimiento económico (Cai *et al.*, 2018; Amri, 2017). En efecto, el problema del cambio climático representa un reto global, ya que se requiere de un acuerdo general sobre las trayectorias futuras de las emisiones de los GEI. No obstante, también implica una externalidad para la economía global, toda vez que la principal fuente de emisiones de los GEI está asociada al consumo de combustibles de origen fósil, que representan el principal insumo en la producción de bienes y servicios a través del consumo de energía.

Si bien se reconoce que la trayectoria de las emisiones de los GEI en el tiempo es una función de una compleja relación con diversos factores, se identifica que existe una relación entre dichas emisiones con distintas variables como la evolución del producto y su composición (Stern *et al.*, 1996; Dinda, 2004), el grado de desarrollo financiero y la apertura comercial (Dogan y Turkekul, 2016), la inversión extranjera directa (Pao y Tsai, 2011) y el grado de urbanización (Raggad, 2018). Sin embargo, una variable relevante en el análisis

es, sin duda, el consumo de energía (Muhammad, 2019; Cai *et al.*, 2018), en particular con el consumo de energías limpias bajo la hipótesis de que este tipo de energías deberían reducir los niveles de emisiones en el largo plazo.

En el caso de la relación de largo plazo entre emisiones y energías renovables, las investigaciones empíricas muestran resultados mixtos, por ejemplo, Appiah *et al.* (2019), Bekhet y Othman (2018), Cherni y Essaber Jouini (2017) y Dogan y Ozturk (2017) reportan elasticidad negativa de las energías renovables respecto a emisiones de CO₂, en contraste, en las investigaciones de Amri (2017), Ben Jebli y Ben Youssef (2017) y Bulut (2017) la elasticidad estimada es positiva, indicando que el consumo de energías limpias no contribuye en la reducción de emisiones de CO₂ a largo plazo.

En este contexto, para el caso de México, resulta relevante estimar la relación de largo plazo entre las emisiones de los GEI y el consumo de energías limpias o renovables, y su potencial impacto en la reducción de emisiones. Si bien diferentes investigaciones se centran en la construcción de escenarios prospectivos de una potencial reducción de emisiones de CO₂ y de otros GEI, utilizando distintos tipos de energías renovables (Alemán-Nava *et al.*, 2014); así como modelos que consideran las políticas en el sector energético y la restricción financiera del gobierno (Bauer y Quintanilla, 2000); modelos de optimización de costos que evalúan alternativas entre fijación de precios del carbono y la aplicación de un impuesto al carbono con un esquema de comercio de emisiones (Barragán-Beaud *et al.*, 2018). Son modelos de equilibrio parcial que consideran distintos sectores con un enfoque *bottom-up* que requieren la calibración de ciertos parámetros.

El objetivo del presente artículo es el de estimar una relación de cointegración entre las emisiones de los GEI, el nivel de Producto Interno Bruto (PIB) y el consumo de energías renovables y de origen fósil, a fin de cuantificar el impacto a largo plazo y comprobar si éstas pueden contribuir a la disminución de las emisiones de los GEI. Esto indicaría la posibilidad de lograr cobeneficios ambientales, económicos y de competitividad, mediante el desarrollo de energías limpias para el caso de la economía mexicana. Las elasticidades de largo plazo estimadas por la ecuación de cointegración se pueden utilizar como un instrumento de política más sencillo para establecer metas a corto y largo plazo.

La estimación de la relación a largo plazo se realiza con base en el método denominado Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL, por sus siglas en inglés), desarrollado por Pesaran *et al.* (2001), y que tiene ventajas respecto a otros, ya que se puede aplicar en pequeñas muestras y además permite utilizar tanto variables de orden de integración I(0) como I(1). El artículo se divide

en cinco apartados, incluyendo la presente introducción. En el segundo apartado se realiza un análisis de la trayectoria de emisiones de los GEI para el caso de México; en el tercero se especifica la ecuación a estimar y la metodología; en el cuarto apartado se reporta la evidencia empírica y, finalmente se presentan las conclusiones.

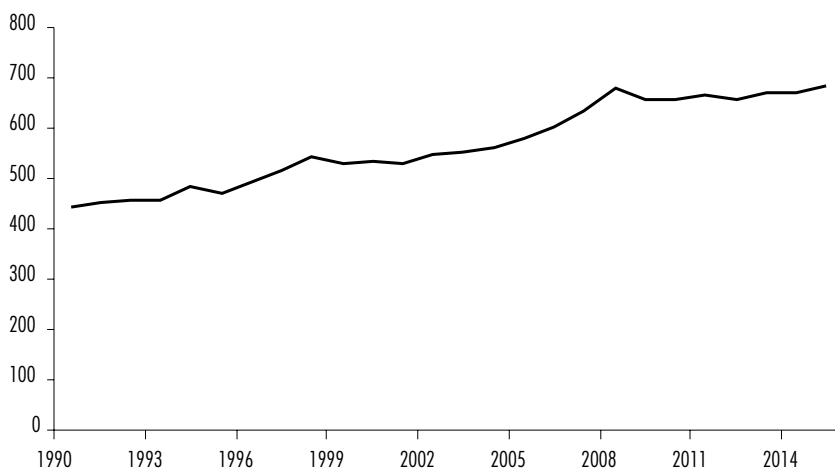
2. EMISIONES DE DIÓXIDO DE CARBONO EQUIVALENTES, PIB Y CONSUMO DE ENERGÍA EN MÉXICO

En 1992 México firmó la Convención Marco de las Naciones Unidas sobre el Cambio Climático (CMNUCC), con lo que se comprometió a cumplir con los lineamientos establecidos en ese instrumento, entre los que se encuentra el desarrollar y actualizar un inventario nacional de GEI, con base en la metodología del Panel Intergubernamental sobre Cambio Climático (Instituto Nacional de Ecología y Cambio Climático [INECC], 2018). En este sentido, se cuenta con información histórica para el periodo 1990-2015 sobre la evolución de las emisiones antropogénicas de los GEI por sus distintas fuentes, que son expresadas en toneladas métricas de CO₂e.¹ La figura 1 muestra la trayectoria de las emisiones totales (sin considerar absorciones), medidas en toneladas de CO₂e, y que se han mantenido con una tendencia ascendente durante el periodo 1990-2015, al pasar de un nivel de 444.7 millones de toneladas de CO₂e en 1990 a 683 millones en 2015, es decir, un aumento de 53.6% con una tasa de crecimiento promedio anual de 1.7%.

Se puede apreciar que a partir de 2008 se registra un cambio en la tendencia de la serie y los niveles de emisiones se estabilizan, reportando un crecimiento anual de 0.6%, indicando una posible fase de descarbonización de la economía mexicana. Por otra parte, la quema de combustibles de origen fósil tiene un peso importante en la evolución de los GEI, toda vez que en 2015 contribuyeron con 64% de las emisiones totales. De hecho, un indicador ampliamente utilizado para realizar comparaciones internacionales es considerar

¹ La energía del sol penetra en la atmósfera, esta energía se debe liberar de nuevo al espacio, ya que si se almacenase el planeta se recalentaría. La radiación recibida es devuelta como radiación terrestre produciendo el llamado balance térmico. Los GEI se mezclan con la atmósfera y calientan la superficie al retener energía y reducir la velocidad a la que la energía escapa al espacio. Las mediciones de estos gases se realizan por medio de una conversión de la emisión de cada GEI a unidades de CO₂e usando para ello el potencial de calentamiento global de cada gas. Este potencial se define como el factor que describe el impacto de la fuerza de radiación (la capacidad de retener energía) de una unidad de un determinado gas en relación con una unidad de dióxido de carbono.

Figura 1. Evolución de las emisiones totales de CO₂e en México



Fuente: elaboración con base en el Inventario Nacional de Emisiones de Gases y Compuestos de Efecto Invernadero (INECC, 2018).

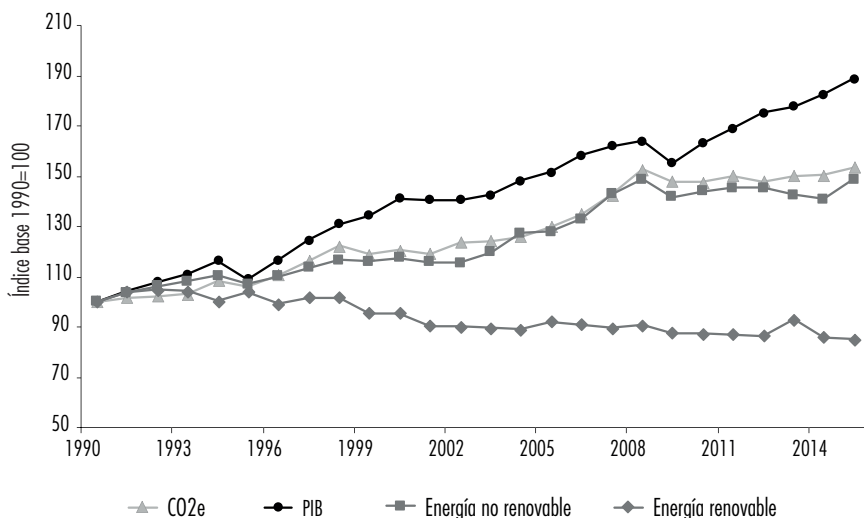
las emisiones per cápita derivadas del consumo de combustibles, las cuales se ubicaron en 2015 en 3.7 toneladas de CO₂ por habitante.

En principio, la trayectoria de las emisiones de CO₂e está asociada a la evolución del nivel de producto de la economía, así como el consumo de energía (Dogan y Seker, 2016, Tol *et al.*, 2009). La figura 2 presenta la trayectoria de las variables emisiones totales de CO₂e, el PIB,² el consumo de energías renovables y no renovables,³ los valores están expresados en índice base 1990=100 a fin de observar en una escala común debido a las diferentes unidades de medida de cada variable.

² PIB medido en millones de pesos a precios de 2013.

³ La energía está medida en petajoules y considera el consumo final total de energía. Las energías no renovables consideran: Gas Licuado de Petróleo (GLP), gasolinas y naftas, querosenos, diésel y combustóleo. Las energías renovables: hidroeléctrica, eólica, geotermia, fotovoltaica, bagazo de caña, leña y biogás.

Figura 2. Tendencia de las emisiones de CO2, PIB, energía renovable y no renovable



Fuente: elaboración con base en el Inventario Nacional de Emisiones de Gases y Compuestos de Efecto Invernadero, INECC, SENER e INEGI.

Se aprecia que entre 1990 y 2008, las emisiones totales de CO2e tenían una tendencia ascendente muy similar al PIB y al consumo de energía no renovable, confirmando la fuerte asociación entre la actividad económica, el consumo de combustibles de origen fósil y las emisiones. Así, entre 1990 y 2008, el CO2e creció a un ritmo de 2.4% anual, similar al crecimiento de la economía, la cual reportó una tasa de 2.8%, mientras el consumo de energía no renovable aumentó en 2.2% anual. En este periodo, la evolución del consumo de energía de fuentes de origen fósil sigue una trayectoria ascendente con un cierto rezago respecto a los cambios en la trayectoria del producto. En contraste, el consumo de energías renovables muestra una ligera tendencia descendente, con una tasa de crecimiento promedio anual de -0.6%, para todo el periodo de análisis, es decir, el uso de ese tipo de energías ha disminuido.

En efecto, la participación de energías renovables en el consumo final de energía descendió de niveles de 11% en 1990 a 6% en 2015. No obstante que durante la década de los noventa del siglo xx se realizaron reformas en el sector energético, con el objetivo de impulsar inversiones privadas en el desarrollo de energías renovables, principalmente en la generación de energía eléctrica (Lokey, 2009). Sin embargo, la empresa estatal Comisión Federal de Electricidad (CFE) se ha mantenido como el principal productor y distribuidor

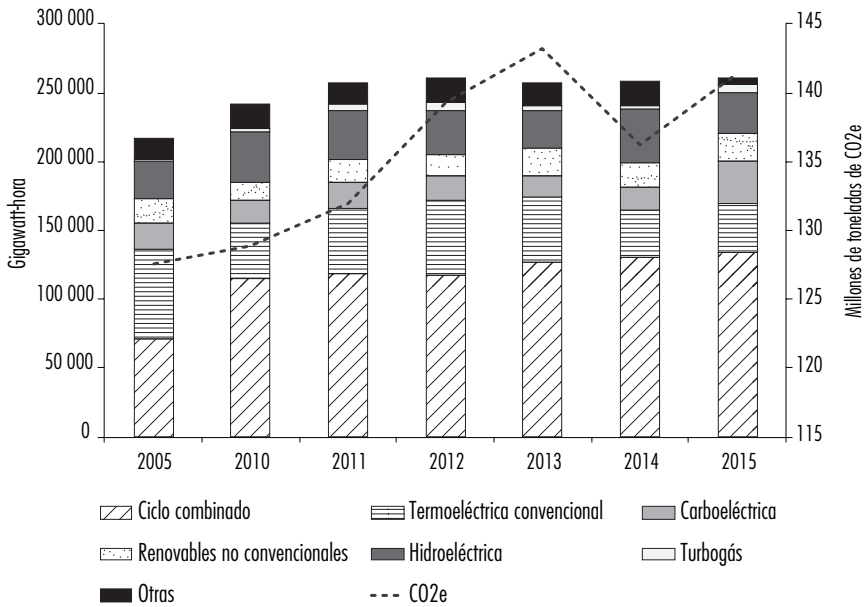
de energía eléctrica, y se han impuesto distintas barreras al ingreso de nuevas empresas como costosas tarifas de transmisión y las restricciones del tamaño de empresa (Lokey, 2009). En este mismo sentido, las reformas más recientes no han mejorado el panorama para ingreso y desarrollo de nuevas empresas generadoras de energía (Ibarra-Yunez, 2015).

Después de la crisis internacional de 2008, se registra un cambio importante en las tendencias de las tres variables. Entre 2009 y 2015, el crecimiento del PIB fue de 3.3% promedio anual, en tanto que el consumo de energía no renovable y el CO₂e reportan un crecimiento de 0.8 y 0.6%, respectivamente. Este resultado podría indicar que, posterior a la crisis de 2008, se han generado algún proceso de desacoplamiento entre el nivel de producto y las emisiones, sin que se haya logrado desacoplar la evolución de la energía no renovable a la trayectoria de las emisiones de GEI, ya que la generación de energía se sigue apoyando en gran medida en la quema de combustibles.

En el caso del sector eléctrico, en los últimos 15 años se registró un cambio en las tecnologías utilizadas en la generación de energía eléctrica. Por ejemplo, en 2004, el 39.6% de la oferta provenía de termoeléctrica convencional cuyo combustible principal era el combustóleo, en tanto que la tecnología de ciclo combinado (que usa gas natural) aportaba 22%, las energías renovables no convencionales (solar, eólica, geotérmica y nuclear) 7.6%, y las carboeléctrica representaron 8%. En el 2015, la principal tecnología utilizada fue la de ciclo combinado que representa 51.5%, con un descenso en las termoeléctricas convencionales a 13.7%. Las fuentes renovables no convencionales se han mantenido sin cambios, en tanto que las carboeléctricas registraron un ligero repunte en su participación para ubicarse en 11.5% (véase figura 3). Este aumento en el consumo de gas natural ha permitido estabilizar los niveles de emisiones de los GEI derivado de la generación de energía eléctrica, principalmente a partir del 2013, con un promedio anual de 140 millones de toneladas (véase figura 3); no obstante, un aumento en la demanda de energía podría generar un repunte en las emisiones, toda vez que 79% de la energía eléctrica se apoya en la quema de combustibles de origen fósil.⁴

⁴ El gas natural utilizado en las termoeléctricas de ciclo combinado genera mínimas cantidades de azufre, mercurio y otras partículas, razón por la cual es catalogado como el combustible fósil con menor impacto ambiental en comparación al combustóleo y el carbón. Sin embargo, se ha comprobado que en la fase de extracción pueden desprenderse algunos contaminantes como el metano que tiene una mayor potencia de gas efecto invernadero que el CO₂.

Figura 3. Generación bruta de energía eléctrica por tecnología y sus emisiones asociadas en CO2e



Fuente: elaboración con base en el Inventario Nacional de Emisiones de Gases y Compuestos de Efecto Invernadero (INECC) y Sistema de Información Energética (SENER, <http://sie.energia.gob.mx/>)

En tanto las actividades del transporte (aéreo, terrestre y marítimo), que consumen principalmente gasolinas y diésel, registraron una tasa de crecimiento anual de 2.45% en el periodo 1990-2015, y en este último año emitieron 171.3 millones de toneladas de CO2e, lo que representa 24.5% de las emisiones totales (INECC, 2018). En este sentido, dos sectores de gran importancia en la emisión de GEI son las industrias de energía y transporte. Las trayectorias de las variables indican una gran correlación entre la tendencia del consumo de energía no renovable y las emisiones, en tanto que las energías renovables muestran un ligero descenso. De tal forma que, el sector energético juega un papel relevante en el diseño de las políticas de mitigación que deberían afectar de manera importante al transporte y al sector eléctrico.

3. ESPECIFICACIÓN DEL MODELO Y METODOLOGÍA ECONOMETRICA

Las emisiones de GEI y su relación con sus distintas fuentes son el resultado de un complejo sistema dinámico, con rezagos y costos de ajuste importantes, que además está sujeto a distintos tipos de choques aleatorios. Sin embargo, los modelos de cambio climático asocian las emisiones a factores económicos como la evolución del PIB y su composición, el crecimiento demográfico, la tecnología disponible y sus formas de innovación e incluso los elementos sociales y culturales (Appiah *et al.*, 2019; Muhammad, 2019; Cai *et al.*, 2018). La especificación de la ecuación de largo plazo a estimar se basa en asumir que las emisiones de CO₂e son una función de la actividad económica (Dogan y Seker, 2016), aproximada por el Producto Interno Bruto (PIB_t), de la energía de origen fósil (ENG_t) (Cai *et al.*, 2018). Una vertiente en las investigaciones empíricas recientes incorpora a la estimación el impacto del consumo de energía renovables o limpias ($ENGR_t$), las cuales se espera permitan estabilizar o reducir el nivel de emisiones (Appiah *et al.*, 2019; Raggad, 2018; Dogan y Aslan, 2017; Katircioglu, 2014). La relación de largo plazo se define como una ecuación lineal doble logarítmica con el propósito de estimar las elasticidades de respuesta⁵ (Dogan y Ozturk, 2017; Ben Jebli y Ben Youssef, 2017):

$$\ln CO_2_t = \beta_0 + \beta_1 \ln PIB_t + \beta_2 \ln ENG_t + \beta_3 \ln ENGR_t + u_t \quad (1)$$

Donde se espera que las elasticidades de las emisiones de CO₂e respecto al PIB ($\beta_1 > 0$) y respecto al consumo de energía de origen fósil ($\beta_2 > 0$) reporten un signo positivo, en tanto que el consumo de energías renovables su elasticidad sea negativa ($\beta_3 < 0$), consistente con la hipótesis de que un mayor consumo de este tipo de energía permitirá reducir el nivel de emisiones a largo plazo. Finalmente u_t representa el término de error estocástico.

La comprobación empírica de la ecuación (2) se realiza siguiendo la metodología econométrica de cointegración (Engle y Granger, 1987). Utilizando el método ARDL, desarrollado por Pesaran *et al.* (2001), tiene algunas ventajas sobre otros como es el hecho de que los estimadores son consistentes cuando todas las variables son I(1) o de orden I(0), incluso de una combinación de

⁵ El concepto de elasticidad respuesta es utilizado en economía para medir o evaluar la respuesta de la variable dependiente, en este caso las emisiones de los GEI, ante un cambio en una de las variables explicativas. Es decir, el cambio porcentual de las emisiones ante una variación porcentual en 1%, por ejemplo, del PIB o del consumo de energía.

ambos órdenes de integración; también se pueden incluir variables binarias de cambio estructural y no se afectan los valores críticos del estadístico-F de cointegración. Además, se puede aplicar en muestras pequeñas utilizando mínimos cuadrados ordinarios (Pesaran *et al.*, 2001).

El procedimiento ARDL se basa en el teorema de representación de Engle y Granger (1987), que indica que de existir cointegración es posible, entonces, especificar un modelo en su forma de corrección de error (ECM) utilizando una especificación dinámica de las variables en primeras diferencias y el rezago de los errores de la ecuación de cointegración. Pesaran *et al.* (2001) proponen la especificación de un modelo ECM dejando libre la estimación de los parámetros del vector de cointegración, incluyendo las variables de la ecuación en niveles con un rezago. En el marco de la ecuación (1) el modelo ARDL puede ser especificado como:

$$\begin{aligned} \Delta \ln CO2_t = & \sum_{k=1}^{n_1} \phi_k \Delta \ln CO2_{t-k} + \sum_{k=0}^{n_2} \varphi_k \Delta \ln PIB_{t-k} + \\ & \sum_{k=0}^{n_3} \gamma_k \Delta \ln ENG_{t-k} + \sum_{k=0}^{n_4} \theta_k \Delta \ln ENGR_{t-k} + \\ & \delta_1 \ln CO2_{t-1} + \delta_2 \ln PIB_{t-1} + \delta_3 \ln ENG_{t-1} + \\ & \delta_4 \ln ENGR_{t-1} + \alpha_0 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

La ecuación (2) representa un modelo de corrección de errores sin restricciones que combina la dinámica de corto plazo y la relación de equilibrio entre las variables, sin perder información de largo plazo. Donde Δ es el operador diferencia; $t - i$ es el número de rezagos asociados a cada variable y ε_t es el término de error. Los coeficientes δ_i asociados a las variables en niveles con un rezago, representan los multiplicadores de largo plazo, que permiten estimar la ecuación de cointegración al normalizar con respecto a δ_1 , es decir, al coeficiente del nivel de emisiones. En este sentido, la prueba de cointegración consiste en verificar la significancia conjunta de los multiplicadores de largo plazo por medio de una prueba F, esto es:

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = 0$$

$$H_1: \delta_1 \neq \delta_2 \neq \delta_3 \neq \delta_4 \neq 0$$

La hipótesis nula de no cointegración (H_0) asume que los coeficientes no son estadísticamente significativos, por lo tanto, no aportan información para

explicar la dinámica de corto plazo del tipo de cambio, en tanto que la hipótesis alternativa (H_1) indica que en conjunto los coeficientes son diferentes de 0 y existe una relación de equilibrio entre las variables del modelo. El estadístico de prueba se basa en la distribución F, definiendo un límite inferior asumiendo que los regresores son $I(0)$, es decir, son estacionarias en nivel, y el superior que todas las variables son $I(1)$, estacionarias en primera diferencia.

Si el estadístico F se ubica por arriba del valor crítico superior se puede rechazar la hipótesis nula indicando que existe cointegración, independientemente del orden de integración de las series. En cambio, si el estadístico F se ubica por debajo del valor crítico inferior, la hipótesis nula de no cointegración no puede ser rechazada. Finalmente, si el estadístico F calculado está entre los dos valores del límite superior e inferior, el resultado no es concluyente es indeterminado. El procedimiento de cointegración ADRL presenta ciertas ventajas respecto a otros métodos: los estimadores de los coeficientes de largo plazo convergen más rápido que los estimadores de los parámetros de corto plazo, y asintóticamente se distribuyen como una normal por lo que la inferencia estadística es válida; y se puede aplicar en muestras pequeñas.

4. EVIDENCIA EMPÍRICA

La base de datos utilizada⁶ es información anual para el periodo 1990-2015. Las emisiones totales se obtienen de los inventarios de emisiones y se miden en toneladas métricas de CO₂e; el nivel de ingreso se mide por el PIB en millones de pesos a precios de 2013, el consumo de energía de origen fósil (ENG_t) corresponde al consumo final de energía cuya fuente son los combustibles derivados del petróleo; y el consumo final de energías renovables ($ENGR_t$), que considera la energía hidráulica, geotérmica, eólica, solar y biomasa. La tabla 1 presenta los resultados de las pruebas de raíz unitaria de Dickey Fuller Aumentada⁷ (ADF) (Dickey y Fuller, 1981) y de KPSS (Kwiatkowski *et al.*, 1992). La prueba ADF utiliza como hipótesis nula que la serie tiene raíz unitaria en cambio la prueba KPSS, tiene como hipótesis nula el que la serie es estacionaria.

⁶ La descripción de las variables y su fuente estadística se pueden consultar en el Anexo. El periodo de estimación corresponde a la información disponible de las emisiones totales de los GEI.

⁷ El número de rezagos en la prueba ADF se realizó considerando la significancia estadística del último rezago (t-sig). En el caso de la prueba KPSS utiliza la función Newey-West y la selección de rezagos es por medio de la función Bartlett.

Tabla 1. Pruebas de raíz unitaria

Variable	ADF		KPSS	
	Constata	Constante y tendencia	Constata	Constante y tendencia
$\ln CO_{2t}$	-0.875(0)	-2.148(0)	0.735(3)*	0.073(0)
$\Delta \ln CO_{2t}$	-5.105(0)*	-5.041(0)*	0.077(0)	0.061(1)
$\ln PIB_t$	-0.978(0)	-2.724(0)	0.753(3)*	0.159(2)*
$\Delta \ln PIB_t$	-5.406(0)*	-4.699(4)*	0.157(4)	0.138(5)
$\ln ENG_t$	-0.939(0)	-3.375(4)	0.728(3)*	0.076(3)
$\Delta \ln ENG_t$	-4.113(0)*	-3.953(0)*	0.088(3)	0.075(3)
$\ln ENGR_t$	-0.717(1)	-3.447(0)	0.681(3)*	0.121(2)
$\Delta \ln ENGR_t$	-7.493(0)*	-7.304(0)*	0.096(3)	0.089(3)

Nota: * indica rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. Entre paréntesis, el número de rezagos. Valores críticos al 5% ADF (T=100), -2.89 incluye constante y -3.45 constante y tendencia (Maddala y Kim, 1998, p. 64). Valores críticos al 5% para KPSS el modelo que incluye sólo la constante es de 0.463 para el modelo de constante y tendencia 0.146 (Kwiatkowski *et al.*, 1992, p. 166).

Fuente: elaboración propia.

La serie de las emisiones de CO₂ se puede considerar como no estacionaria de orden de integración I(1) y los componentes determinísticos no son relevantes para caracterizar el proceso estocástico de la serie. En el caso del PIB, también se puede caracterizar como una serie de orden I(1). Las variables que miden el consumo de energía tanto de origen fósil como de fuentes renovables, la prueba ADF concluye que ambas series de orden I(1), pero la prueba KPSS reporta que ambas variables podrían ser estacionarias alrededor de una tendencia y una constante. Se puede concluir que las variables son series no estacionarias, por lo tanto, para identificar la relación de largo plazo se debe aplicar un método de cointegración (Engle y Granger, 1987).

Aplicando el método de mínimos cuadrados ordinarios se realizó la estimación del modelo ARDL (Pesaran y Shin, 1999; Pesaran *et al.*, 2001) con base en la especificación de la ecuación (3), incluyendo las variables en primeras diferencias y las variables en niveles con un rezago. En principio se especificaron ecuaciones con un máximo de tres rezagos, la estimación final fue seleccionada con base en el Criterio de Información Akaike (AIC), que es considerado como un estimador eficiente para muestras pequeñas (véase tabla 2). Con excepción de las energías renovables, el resto de las variables especificadas en niveles con

Tabla 2. Estimación modelo ADRL (2,3,3,2) para las emisiones de CO2

Variable	Coefficiente	Error Std.	t-student
$\Delta \ln CO2_{t-1}$	2.523	0.764	3.303*
$\Delta \ln CO2_{t-2}$	1.602	0.596	2.688*
$\Delta \ln PIB_t$	1.829	0.425	4.300*
$\Delta \ln PIB_{t-1}$	-0.812	0.334	-2.431
$\Delta \ln PIB_{t-2}$	-0.200	0.203	-0.988
$\Delta \ln PIB_{t-3}$	-0.470	0.204	-2.304
$\Delta \ln ENG_t$	-1.221	0.551	-2.218
$\Delta \ln ENG_{t-1}$	-0.696	0.476	-1.462
$\Delta \ln ENG_{t-2}$	-1.543	0.595	-2.594*
$\Delta \ln ENG_{t-3}$	0.517	0.317	1.631
$\Delta \ln ENGR_t$	-0.042	0.227	-0.185
$\Delta \ln ENGR_{t-1}$	-0.631	0.191	-3.301*
$\Delta \ln ENGR_{t-2}$	-0.568	0.162	-3.518*
$\ln CO2_{t-1}$	-3.050	0.797	-3.825*
$\ln PIB_{t-1}$	1.291	0.303	4.257*
$\ln ENG_{t-1}$	1.716	0.488	3.516*
$\ln ENGR_{t-1}$	-0.065	0.452	-0.144
C	-11.656	7.004	-1.664
$AIC = -6.02958$		$R^2 = 0.966$	
$SIC = -5.13691$		$\bar{R}^2 = 0.821$	
$F = 6.657(0.039)$		$DW = 2.856$	

Nota: * rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. AIC = Criterio de Información Akaike. SIC= Criterio de Schwarz. R^2 = R cuadrado. \bar{R}^2 = R cuadrado ajustado. DW = estadístico Durbin-Watson.

Fuente: elaboración propia.

un rezago son estadísticamente significativas. Con el propósito de comprobar la presencia de una relación cointegración entre las variables se aplicó una prueba F, sobre los coeficientes asociados a las variables en niveles con un rezago. La tabla 3 presenta el estadístico F, así como los valores críticos tanto para el límite inferior (series I(0)) como para el límite superior (series I(1)).

Tabla 3. Análisis de cointegración procedimiento ADRL

<i>Estadístico</i>	<i>Nivel de significancia</i>	<i>I(0)</i>	<i>I(1)</i>
F = 6.4336**	1%	4.614	5.966
k=3	5%	3.272	4.306
T = 30	10%	2.676	3.585

Notas: *, ** rechazo de la hipótesis nula al 1 y 5% de nivel de significancia, respectivamente. Valores críticos Narayan (2004, pp. 26 y 27).

Fuente: elaboración propia.

En el artículo de Pesaran *et al.* (2001) se tabulan los valores críticos considerando una muestra de mil observaciones, que es necesario ajustarlos a una muestra más pequeña, por lo que se aplican los valores críticos reportados por Narayan (2004). El estadístico F (6.43) se ubica por arriba del valor crítico del límite superior a un nivel de significancia del 1%, por lo tanto existe evidencia para rechazar la hipótesis nula de no cointegración a favor de una relación de equilibrio entre el nivel de emisiones de CO₂e y el conjunto de variables explicativas, las cuales se mantienen juntas en el tiempo describiendo una tendencia común.

Normalizando el vector de cointegración respecto a $\ln CO_{2t}$ se pueden obtener las elasticidades de largo plazo, como se representa en la ecuación siguiente:

$$\ln CO_{2t} = -3.822 + 0.423 \ln PIB_t + 0.563 \ln ENG_t - 0.021 \ln ENGR_t \quad (3)$$

Los coeficientes de la ecuación (3) pueden interpretarse como elasticidades de largo plazo toda vez que las variables están transformadas en logaritmo natural. Así, las emisiones de CO₂e aumentan con el nivel de producto y el consumo de energía basada en combustibles de origen fósil. Por ejemplo, un aumento de la actividad económica del 3% genera que las emisiones aumenten en 1.27%, en tanto que un incremento del 3% en el consumo de energía de fuentes fósiles implicaría que las emisiones totales aumentarían en 1.69%, asumiendo constante otros factores. Si bien las elasticidades tienen el signo positivo son inelásticas (menores a la unidad), es decir, la respuesta de las emisiones a estas dos variables es menor que proporcional. No obstante, existe una fuerte relación entre las variables de emisiones, producto y energía, que debe ser considerada en el diseño de las políticas energéticas y de mitigación.

En el trabajo de Galindo y Sánchez (2005), realizado con datos de la economía mexicana,⁸ muestra evidencia de una relación de causalidad bidireccional entre energía y producto e indica que ambas variables forman un proceso complementario, esto quiere decir que la expansión del PIB va acompañada de un aumento en la demanda de energía. Esta relación se explica por el hecho de consumo de energía, como una función de demanda con elevada elasticidad ingreso y una baja elasticidad precios (Caballero y Galindo, 2007; Galindo, 2005). Respecto a la elasticidad del consumo de energía renovable reporta un signo negativo, así las emisiones disminuyen cuando aumenta este tipo de consumo de energía, pero es importante señalar que la magnitud de la elasticidad es muy baja (-0.021). Un aumento del 3% en el consumo de energías renovables implicaría una disminución de sólo 0.063% en el nivel de emisiones totales, que se puede considerar como un efecto marginal.

Este resultado es consistente con otras investigaciones internacionales que reportan una elasticidad negativa en las energías renovables, como es el caso de Appiah *et al.* (2019), que con información anual de 1971 a 2013 para el grupo de países BRICS, realizó una estimación de datos panel y cuyos resultados muestran una elasticidad de -0.158 entre emisiones y energías no renovables. Bekhet y Othman (2018), aplicando el procedimiento ARDL con datos de Malasia en el periodo 1971-2015, calcularon un valor de la elasticidad de largo plazo de -0.38. El método ARDL también fue aplicado en el artículo de Cherni y Essaber Jouini (2017), con información para Túnez y con una elasticidad de -0.427. En el caso de la economía de Estados Unidos, Dogan y Ozturk (2017) con datos anuales de 1980 a 2014, estiman una elasticidad negativa para el consumo de energías renovables de -0.09. Finalmente, en la investigación de Rasoulinezhad y Saboori (2018), con información anual para el conjunto de países de la Comunidad de Estados Independientes,⁹ y aplicando técnicas de cointegración para datos panel, estima una elasticidad negativa pero muy cercana a 0.

Con base en los resultados de la ecuación de cointegración, y siguiendo el teorema de representación de Engle y Granger (1987), se procedió a especificar un modelo de corrección de errores para modelar la dinámica de corto plazo de las variaciones de las emisiones totales de CO₂e, incluyendo las variables en primera diferencia y las desviaciones de la ecuación de cointegración. La tabla 4 reporta los resultados de la estimación que indican que la

⁸ Utilizan información anual de 1965 a 2001, aplicando una metodología VAR y el procedimiento de cointegración de Johansen, y aplican pruebas de no causalidad en el sentido de Granger.

⁹ Se consideran a los países de: Armenia, Azerbaiyán, Bielorrusia, Georgia, Kazajistán, Kirguistán, Moldavia, Rusia, Tayikistán, Turkmenistán, Ucrania y Uzbekistán.

Tabla 4. Estimación modelo de corrección de errores para $\Delta \ln CO2_t$

<i>Variable</i>	<i>Coefficiente</i>	<i>Error Std.</i>	<i>t-student</i>
$\Delta \ln CO2_{t-1}$	0.699	0.186	3.766*
$\Delta \ln PIB_t$	0.843	0.117	7.211*
$\Delta \ln PIB_{t-1}$	-0.323	0.147	-2.191*
$\Delta \ln ENG_{t-1}$	-0.196	0.110	-1.775
ECM_{t-1}	-0.878	0.193	-4.547*
R^2 -ajustada = 0.603		Autocorrelación LM(2): $F(2,17)=2.108(0.152)$	
RSS = 0.006		Heteros ARCH(4): $F(2,19)=1.583(0.231)$	
SIC = -5.0597		Normalidad JB: $\chi^2(2)=0.202(0.903)$	
AIC = -4.8143		Linealidad: RESET(1): $F(1,18)=0.837(0.372)$	
DW = 2.505			

Nota: * rechazo de la hipótesis nula al 5% de significancia. RSS = suma de errores al cuadrado. SIC= Criterio de Información de Schwarz. AIC =Criterio de Información de Akaike. DW = Estadístico Durbin-Watson.

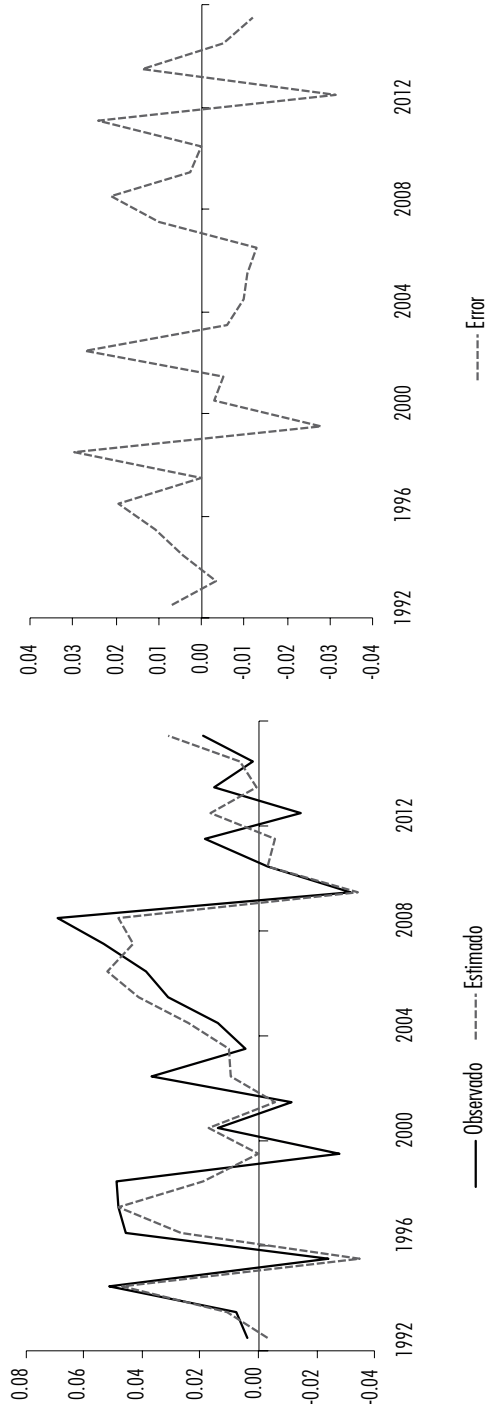
Fuente: elaboración propia.

variación en las emisiones de CO₂e responden a un patrón autorregresivo, ya que dependen de la variación de las emisiones de un periodo anterior. Hay un impacto positivo¹⁰ importante de la tasa de crecimiento del PIB, confirmando que la actividad económica influye en las variaciones de las emisiones. La tasa de crecimiento del consumo de energías renovables de un periodo anterior reporta un signo negativo, sin embargo, sólo es significativo a un nivel del 10%. La evidencia es débil en cuanto el impacto de corto plazo entre energías renovables y emisiones de CO₂e, es decir, no tiene una contribución relevante para cambiar la trayectoria de las emisiones totales de los GEI.

Por otra parte, los errores del modelo final no reportan problemas de normalidad, heteroscedasticidad y autocorrelación. Es decir, no existe información sistemática que puede ser incorporada al modelo. Además, la ecuación de corto plazo muestra un buen ajuste, de acuerdo con la figura 4, que representa a los valores observados y estimados de las variaciones de las emisiones de CO₂e. Los resultados de las estimaciones muestran que a largo plazo las emisiones responden a la tendencia del nivel de producto y el consumo de energías

¹⁰ El impacto del PIB a corto plazo se obtiene al sumar todos los coeficientes de esta variable en el modelo de corrección de errores.

Figura 4. Valores observados y estimados de la variación de CO2



Fuente: elaboración propia con base en información INECC (2018).

no renovables, en tanto que a corto plazo siguen un proceso autorregresivo y la tasa de crecimiento del PIB resulta la variable más importante. Por su parte, el consumo de energías limpias no es relevantes en el largo plazo, si bien presentan un signo negativo en la elasticidad su impacto es marginal y a corto plazo, sus variaciones reportan un coeficiente negativo, pero no es estadísticamente significativo.

Este resultado se explica por la orientación que ha seguido la política energética de México, desde mediados de la década de 1970, la cual se diseñó bajo la perspectiva de que se contaba con enormes reservas de petróleo crudo y gas, postura que fue apoyado por una política de restringir la participación de la inversión privada tanto nacional como extranjera al sector energético. Situación que desalentó y limitó el desarrollo de fuentes de energías renovables. En efecto, en la actualidad más de dos tercios de la electricidad en México se obtiene por medio de plantas térmicas eléctricas que queman gas o derivados del petróleo, es decir, es altamente dependiente de combustibles de origen fósil (Bauer y Quintanilla, 2000). Las reformas realizadas en el sector energético, desde la década de 1990, no han generado un crecimiento en la oferta de energías renovables, por el contrario, muestra un ligero descenso.

La reforma energética aprobada en 2013 tenía por objetivo lograr un mayor abasto de los distintos tipos de combustibles a precios competitivos. Mediante el desarrollo de la industria de exploración y extracción de petróleo y gas natural, con la participación de la iniciativa privada en distintas fases de la cadena de valor de los hidrocarburos, por medio de contratos con la prohibición de otorgar concesiones. Sin embargo, la producción de gas natural se contrajo en 5.6% anual entre 2014 y 2019, pasando de 6 531 millones de pies cúbicos diarios en 2014 a 4 894 millones de pies cúbicos diarios en 2019. La producción de petróleo también cayó de 2.4 millones de barriles diarios en 2014 a 1.7 millones en 2019.

Las energías renovables se concentran en la generación de energía eléctrica¹¹ y reportan un modesto crecimiento del 1.9% promedio anual entre 2014 y 2017. En la tabla 5 se reporta la contribución por tipo de tecnología en la generación de energía eléctrica, en el caso de las energías renovables no convencionales (geotérmica, nuclear, eólica y fotovoltaica), su peso relativo como energético se ha mantenido constante, y al 2017 se ubicó en 7.3%. En tanto que la energía generada por plantas hidroeléctricas se ubica en 11.7% (véase tabla 5). Prácticamente 20% de la energía eléctrica es generada por

¹¹ La energía eléctrica representa 18.9% del consumo final energético.

Tabla 5. Generación de energía eléctrica. Estructura porcentual por tipo de tecnología

<i>Tipo de tecnología</i>	<i>2013</i>	<i>2014</i>	<i>2015</i>	<i>2016</i>	<i>2017</i>
Ciclo combinado	49.2	50.6	51.5	51.8	49.9
Combustóleo	18.3	13.0	13.7	14.0	16.2
Carbón mineral	6.2	6.8	11.5	13.0	11.9
Renovables*	7.6	6.9	7.8	7.2	7.3
Hidroeléctrica	10.6	14.8	11.5	11.1	11.7
Turbogás	1.5	1.1	2.0	2.2	2.3
Otras	6.6	6.8	2.0	0.7	0.7
Suma	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Notas: * renovables considera: geotérmica, nuclear, eólica y fotovoltaica.

Fuente: Sistema de Información Energética (SENER, <http://sie.energia.gob.mx>)

fuentes limpias, el restante 80% se obtiene utilizando combustóleo, carbón y gas natural. De tal forma que la reforma energética no ha generado un cambio significativo en la matriz energética.

La nueva administración no ha planteado una estrategia clara sobre el papel de las energías renovables, por el contrario, se han cancelado las subastas para la adquisición de energías limpias. El principal objetivo de la nueva política energética se concentra en alcanzar y mantener la autosuficiencia energética para satisfacer la demanda nacional, tanto en la cadena de valor de hidrocarburos como de electricidad. Dada la estructura de la matriz energética, las acciones se concentrarán en aumentar la inversión en actividades de explotación y extracción de petróleo y gas, rehabilitación y reconfiguración del sistema de las seis refinerías, la construcción de una nueva refinería con un costo de 8 mil millones de dólares, y finalmente incrementar la generación de energía eléctrica mediante la modernización de plantas hidroeléctricas.

En materia de energía renovables, no se tiene un programa de inversiones, sólo se ha señalado que se buscarán criterios de inversión con base en la demanda, costos e impactos ambientales. Asimismo, se promoverá la eficiencia energética en los distintos sectores. Lo que se observa hasta el momento es que la prioridad será aumentar la oferta de combustibles fósiles mediante la operación y rectoría de las empresas del Estado: PEMEX¹² y CFE. Bajo esta

¹² Empresas estatales: Petróleos Mexicanos y Comisión Federal de Electricidad, esta última empresa estatal que opera en el sector eléctrico.

perspectiva, las energías renovables seguirán teniendo un papel marginal en la disminución de los niveles de emisiones de GEI, toda vez que la generación de energía seguirá apoyándose en la quema de combustibles de origen fósil.

5. CONCLUSIONES

La evidencia empírica presentada muestra que existe una relación de equilibrio entre las emisiones totales de GEI, el PIB y el consumo de energías no renovables. Estas dos variables siguen siendo relevantes para explicar la evolución de las emisiones a largo plazo, reportan elasticidades positivas, pero menores a la unidad, siendo la energía no renovable con un mayor impacto (0.563). La contribución del consumo de energías limpias con relación a la trayectoria de las emisiones se puede considerar como marginal, tanto a largo plazo como a corto plazo. En efecto la elasticidad de largo plazo es de sólo -0.021, su impacto en el descenso en el nivel de emisiones de GEI es prácticamente nulo.

Es importante mencionar que México se encuentra comprometido con el cumplimiento de las metas de mitigación establecidas en la Ley de Aprovechamiento de las Energías Renovables y el Financiamiento de la Transición Energética (LAERFTE) que señala que el sector eléctrico debe transformarse para que al 2024 un máximo de 65% de la electricidad provenga de combustibles fósiles. Esta meta se ratifica en la Ley General de Cambio Climático que estipula que 35% de la generación eléctrica provenga de energías limpias para ese mismo año. En las condiciones actuales de la matriz energética no se ven factibles de alcanzar estas metas, sobre todo, considerando que la participación de las energías renovables en la oferta de energía eléctrica se ha mantenido constante desde 2013 en prácticamente 20%. Es decir, para lograr los objetivos en materia de cambio climático sería necesario duplicar la oferta de energética proveniente de fuentes limpias, pasando de 51 292 GWh a 111 mil GWh.

La política energética del país históricamente ha favorecido la generación de energía mediante la quema de combustibles de origen fósil. Hasta 2001, el 52% de la oferta bruta total energética se generaba con base en petróleo crudo, en ese mismo año las energías renovables contribuían con 8.7%; con la reforma energética de la anterior administración se generó un cambio en favor del gas natural que al 2018, es el principal energético utilizado para generar 47% de la energía del país, pero las energías limpias no han aumentado su participación, por el contrario, ahora sólo contribuyen con 7.3% de la oferta energética. La actual administración tiene por objetivo impulsar la producción de combustibles fósiles apoyándose principalmente en PEMEX y CFE,

pero las energías renovables no destacan en los planes de inversión estatal; se busca pues apoyar proyectos relacionados con la reactivación de las centrales eléctricas de la CFE, y promover el desarrollo y uso de tecnologías con base en energías limpias en distintos sectores del país.

Así, un mayor consumo de energía no renovable induce un aumento de las emisiones, sobre todo, en sectores como la generación de energía eléctrica, el transporte, la industria y el sector agropecuario. Esta situación representa una restricción importante para el objetivo de mediano plazo de generar un cambio en la matriz energética del país, hacia una senda de desarrollo sustentable que incluya una menor intensidad de carbono. Por otra parte, el cambio hacia las energías renovables permitiría reducir el impacto en la volatilidad de los precios de los combustibles en los precios domésticos.

Es importante avanzar en estrategias que orienten el cambio en la demanda de energía en favor de las energías renovables, por ejemplo, por medio de políticas de precios, regulaciones asociadas a una mayor eficiencia, promoción de la participación de los sectores privados, incentivación a la innovación tecnológica. Lo anterior en un marco general que establezca metas de descarbonización por sector y dejar libres a los sectores que obtengan estos resultados al menor costo posible; ello debe además contribuir a acelerar la difusión del progreso técnico y a colocar precios adecuados.

ANEXO: VARIABLES UTILIZADAS

- CO₂e = Emisiones de bióxido de carbono equivalente de gases efecto invernadero. Fuente: <https://www.gob.mx/inecc/acciones-y-programas/inventario-nacional-de-emisiones-de-gases-y-compuestos-de-efecto-invernadero>
- CNE = Consumo final de energías total de petrolíferos medido en petajoules. Fuente: Secretaría de Energía Balance Nacional de Energía. <http://sie.energia.gob.mx/bdiController.do?action=temas&fromCuadros=true>
- CNER = Consumo final de energías renovables medido en petajoules. Fuente: Secretaría de Energía Balance Nacional de Energía.
- PIB = Producto Interno Bruto en millones de pesos a precios de 2013. Fuente: INEGI.

BIBLIOGRAFÍA

- Alemán-Nava, G. S., Casiano-Flores, V. H., Cárdenas-Chávez, D. L., Díaz-Chávez, R., Scarlat, N., Mahlkecht, J., Dallemand, J. F. y Parra, R. (2014). Renewable energy research progress in Mexico: A review. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 32. <https://dx.doi.org/10.1016/j.rser.2014.01.004>
- Amri, F. (2017). Carbon dioxide emissions, output, and energy consumption categories in Algeria. *Environmental Science and Pollution Research*, 24(17). <https://dx.doi.org/10.1007/s11356-017-8984-7>
- Appiah, K., Du, J., Yeboah, M. y Appiah, R. (2019). Causal correlation between energy use and carbon emissions in selected emerging economies-panel model approach. *Environmental Science and Pollution Research*, 26(8). <https://dx.doi.org/10.1007/s11356-019-04140-2>
- Barragán-Beaud, C., Pizarro-Alonso, A., Xylia, M., Syri, S. y Silveira, S. (2018). Carbon tax or emissions trading? An analysis of economic and political feasibility of policy mechanisms for greenhouse gas emissions reduction in the Mexican power sector. *Energy Policy*, 122. <http://dx.doi.org/10.1016/j.enpol.2018.07.010>
- Bauer, M. y Quintanilla, J. (2000). Conflicting energy, environment, economy policies in Mexico. *Energy Policy*, 28(5). [https://dx.doi.org/10.1016/s0301-4215\(00\)00003-3](https://dx.doi.org/10.1016/s0301-4215(00)00003-3)
- Bekhet, H. A. y Othman, N. S. (2018). The role of renewable energy to validate dynamic interaction between CO₂ emissions and GDP toward sustainable development in Malaysia. *Energy Economics*, 72. <https://dx.doi.org/10.1016/j.eneco.2018.03.028>
- Ben Jebli, M. y Ben Youssef, S. (2017). The role of renewable energy and agriculture in reducing CO₂ emissions: Evidence for North Africa countries. *Ecological Indicators*, 74. <https://dx.doi.org/10.1016/j.ecolind.2016.11.032>
- Bulut, U. (2017). The impacts of non-renewable and renewable energy on CO₂ emissions in Turkey. *Environmental Science and Pollution Research*, 24(18). <https://dx.doi.org/10.1007/s11356-017-9175-2>
- Caballero, G. K. y Galindo, L. M. (2007). El consumo de energía en México y sus efectos en el producto y los precios. *Problemas del Desarrollo. Revista Latinoamericana de Economía*, 38(148). <https://dx.doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2007.148.7651>

- Cai, Y., Sam, C. Y. y Chang, T. (2018). Nexus between clean energy consumption, economic growth and CO₂ emissions. *Journal of Cleaner Production*, 182. <https://dx.doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.02.035>
- Cherni, A. y Essaber Jouini, S. (2017). An ARDL approach to the CO₂ emissions, renewable energy and economic growth nexus: Tunisian evidence. *International Journal of Hydrogen Energy*, 42(48) <https://dx.doi.org/10.1016/j.ijhydene.2017.08.072>
- Dickey, D. A. y Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4). <https://dx.doi.org/10.2307/1912517>
- Dinda, S. (2004). Environmental Kuznets curve hypothesis: A survey. *Ecological Economics*, 49(4). <https://dx.doi.org/10.1016/j.ecolecon.2004.02.011>
- Dogan, E. y Aslan, A. (2017). Exploring the relationship among CO₂ emissions, real GDP, energy consumption and tourism in the EU and candidate countries: Evidence from panel models robust to heterogeneity and cross-sectional dependence. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 77. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2017.03.111>
- _____ y Ozturk, I. (2017). “The influence of renewable and non-renewable energy consumption and real income on CO₂ emissions in the USA: Evidence from structural break tests. *Environmental Science and Pollution Research*, 24(11). <https://doi.org/10.1007/s11356-017-8786-y>
- _____ y Seker, F. (2016). An investigation on the determinants of carbon emissions for OECD countries: empirical evidence from panel models robust to heterogeneity and cross-sectional dependence. *Environmental Science and Pollution Research*, 23(14). <https://doi.org/10.1007/s11356-016-6632-2>
- _____ y Turkekul, B. (2016). CO₂ emissions, real output, energy consumption, trade, urbanization and financial development: Testing the EKC hypothesis for the USA. *Environmental Science and Pollution Research*, 23(2). <https://doi.org/10.1007/s11356-016-6632-2>
- Engle, R. F. y Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2). <https://doi.org/10.2307/1913236>
- Galindo, L. M. (2005). Short- and long-run demand for energy in Mexico: A cointegration approach. *Energy Policy*, 33(9). <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2003.11.015>
- Galindo, L. M. y Sánchez, L. (2005). El consumo de energía y la economía mexicana: un análisis empírico con VAR. *Economía Mexicana*, 14(2). <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=32314204>

- Ibarra-Yunez, A. (2015). Energy reform in Mexico: Imperfect unbundling in the electricity sector. *Utilities Policy*, 35. <https://doi.org/10.1016/j.jup.2015.06.009>
- Instituto Nacional de Ecología y Cambio Climático (INECC) (2018). Inventario Nacional de Emisiones de Gases y Compuestos de Efecto Invernadero 1990-2015 (INEGYCEI). Secretaría de Medio Ambiente y Recursos Naturales (SEMARNAT). <http://cambioclimatico.gob.mx:8080/xmlui/handle/publicaciones/226>
- Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC) (2018). Summary for Policymakers. En V. Masson-Delmotte, P. Zhai, H. -O. Pörtner, D. Roberts, J. Skea, P. R. Shukla, A. Pirani, W. Moufouma-Okia, C. Péan, R. Pidcock, S. Connors, J. B. R. Matthews, Y. Chen, X. Zhou, M. I. Gomis, E. Lonnoy, T. Maycock, M. Tignor and T. Waterfield (eds.). *Global Warming of 1.5°C. An IPCC Special Report on the impacts of global warming of 1.5°C above pre-industrial levels and related global greenhouse gas emission pathways, in the context of strengthening the global response to the threat of climate change, sustainable development, and efforts to eradicate poverty*. In Press. <https://www.ipcc.ch/sr15/>
- International Energy Agency (IEA) (2018). CO2 emissions from fuel combustion 2018. Highlights. <https://webstore.iea.org/publications>
- Katircioglu, S. T. (2014). International tourism, energy consumption, and environmental pollution: The case of Turkey. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 36. <https://doi.org/10.1016/j.rser.2014.04.058>
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. y Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, 54(1-3). [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(92\)90104-Y](https://doi.org/10.1016/0304-4076(92)90104-Y)
- Lokey, E. (2009). Barriers to clean development mechanism renewable energy projects in Mexico. *Renewable Energy*, 34(3). <https://doi.org/10.1016/j.renene.2008.06.004>
- Maddala, G. S. y Kim, I. (1998). *Unit roots, cointegration and structural change*, Cambridge University Press.
- Muhammad, B. (2019). Energy consumption, CO2 emissions and economic growth in developed, emerging and Middle East and North Africa countries. *Energy*, 179. <https://doi.org/10.1016/j.energy.2019.03.126>
- Narayan, P. K. (2004). Reformulating critical values for the bounds F-statistics approach to cointegration: an application to the tourism demand model for Fiji. *Department of Economics Discussion Papers No. 02/04*, Monash University.

- Pao, H.-T. y Tsai, C.-M. (2011). Multivariate granger causality between CO2 emissions, energy consumption, FDI (foreign direct investment) and GDP (gross domestic product): Evidence from a panel of BRIC (Brazil, Russian Federation, India, and China) countries. *Energy*, 36(1). <https://doi.org/10.1016/j.energy.2010.09.041>
- Pesaran, M. H. y Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. En S. Strom (ed.), *Econometrics and economic theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium* (pp. 371-413), Cambridge University Press.
- _____, Shin, Y. y Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3). <https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Raggad, B. (2018). Carbon dioxide emissions, economic growth, energy use, and urbanization in Saudi Arabia: evidence from the ARDL approach and impulse saturation break tests. *Environmental Science and Pollution Research*, 25(15). <https://dx.doi.org/10.1007/s11356-018-1698-7>
- Rasoulinezhad, E. y Saboori, B. (2018). Panel estimation for renewable and non-renewable energy consumption, economic growth, CO2 emissions, the composite trade intensity, and financial openness of the commonwealth of independent states. *Environmental Science and Pollution Research*, 25(18). <https://dx.doi.org/10.1007/s11356-018-1827-3>
- Stern, D., Common, M. S. y Barbier, E. D. (1996). Economic growth and environmental degradation: The environmental Kuznets curve and sustainable development. *World Development*, 24(7). [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(96\)00032-0](https://doi.org/10.1016/0305-750X(96)00032-0)
- Tol, R. S. J., Pacala, S. W. y Socolow, R. H. (2009). “Understanding long-term energy use and carbon dioxide emissions in the USA. *Journal of Policy Modeling*, 31(3). <https://doi.org/10.1016/j.polmod.2008.12.002>