

Estimación de la Curva de Kuznets Ambiental para México 1974-2020

Estimating the Environmental Kuznets Curve for Mexico 1974-2020

Maricela Pérez Juárez^a

Abstract:

The article seeks to validate the Environmental Kuznets Curve (EKC) in the Mexican economy. To achieve this, we utilize annual data aggregate between 1973 and 2020 to test the long-term quadratic relationship (inverted 'U' shape) between pollution levels (CO₂ emissions) and income level (GDP per capita). We model empirically the EKC following a time series approach, Autoregressive Distributed Lags (ARDL), which captures both short and long-term relationships between the two variables. The estimation results indicate that the EKC holds for the analyzed period, suggesting that CO₂ emissions are determined by the level of per capita income.

Keywords:

Environmental Kuznets Curve, Environment, Pollution, CO₂ emissions, Environmental Contamination

Resumen:

El presente artículo tiene como objetivo principal realizar una validación actual de la Curva Ambiental de Kuznets (CAK) en la economía mexicana. Se utilizan datos anuales agregados entre 1973 y 2020 para realizar la validación empírica de la relación cuadrática de largo plazo (forma de 'U' invertida) entre los niveles de contaminación y el crecimiento económico. La metodología utilizada para el análisis empírico de la CAK sigue un modelo de series temporales, Rezagos Distribuidos Autorregresivos (ARDL), que captura las relaciones de corto y largo plazo entre ambas variables. Los resultados encuentran que la CAK se cumple para el periodo bajo análisis, así como un efecto positivo de largo plazo de las inversiones extranjeras directas en la emisión de CO₂.

Palabras Clave:

Curva Ambiental de Kuznets, Medio Ambiente, Emisión CO₂, Polución, Contaminación Ambiental

Introducción

La teoría económica plantea el problema de externalidad como uno de los principales impedimentos para que una sociedad pueda alcanzar todo el bienestar potencial que ofrece un mercado competitivo. En un contexto de economía con un alto componente industrial, la contaminación ambiental sería un clásico ejemplo de externalidad negativa en terceras personas, es decir, individuos ajenos a la actividad que la origina, que pueden ser actividades de carácter productivo y/o de consumo.

La generación de contaminación ambiental plantea una serie de problemas concretos que generan costos a la sociedad que generalmente no lo asume quien lo origina, tales como costos adicionales en salud, en la productividad, en el rendimiento agrícola-pecuario, pérdida de valor de residencias con baja calidad del aire; así como costos no monetarios debido a la desutilidad que

genera al consumir aire de baja calidad, por enfermedad derivada de la contaminación, entre otros [1].

En comparación con sus pares sudamericanos, México es el país que históricamente ha generado mayores niveles agregados de emisiones de CO₂ (ver Fig. 1), sin considerar otros gases contaminantes. Incluso, para el año 2022, México fue el tercer país con la peor calidad del aire en América Latina, después de Perú y Chile [2].

Lo que sugiere que los problemas derivados de esta externalidad negativa se agravarían mucho más en México en comparación de sus pares en la región sudamericana, ya que lidera las emisiones totales y per cápita de CO₂ desde hace décadas.

a Autor de Correspondencia, Universidad Autónoma del Estado de Hidalgo, México, <https://orcid.org/0009-0000-5487-5759>, Email: pe343483@uaeh.edu.mx

Fecha de recepción: 10/04/2024, Fecha de aceptación: 31/08/2024, Fecha de publicación: 09/10/2024

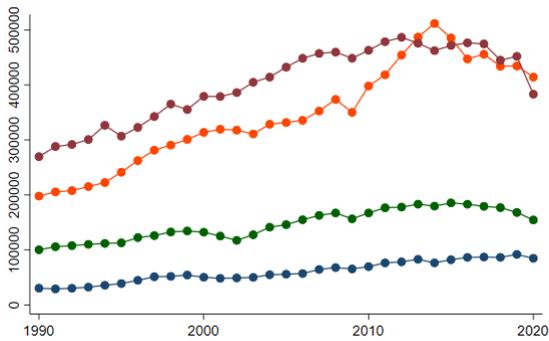


Figura 1. Emisiones totales de CO₂ (kt)

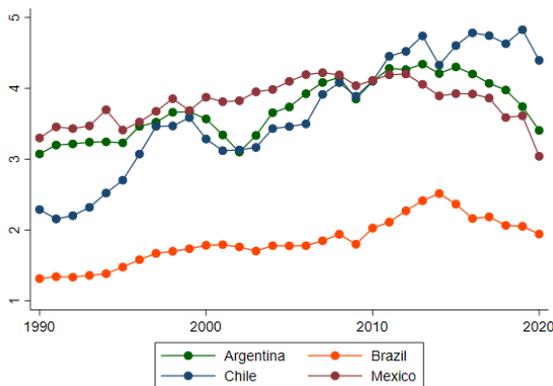


Figura 2. Emisiones per cápita (Tn/Hab)

Fuente: Banco Mundial. Elaboración propia.

En ese sentido, Grossman y Krueger brindaron un marco de análisis para explicar la relación entre las etapas del crecimiento económico y la contaminación ambiental [3]. Ellos estudiaron la relación que tenían la emisión de gases contaminantes (polución) con los niveles de ingreso, encontrando una relación no lineal entre dichas variables. Entonces, Selden y Song enfatizan su análisis en la relación de la calidad del aire (calidad ambiental) y los niveles de ingreso per cápita, controlando por nivel de densidad, encontrando que la Curva Ambiental de Kuznets se cumple, es decir, hay una relación no lineal en forma de 'U' invertida entre los niveles de ingreso (crecimiento económico) y los niveles de contaminación ambiental [4].

En ese sentido, el análisis de la Curva Ambiental de Kuznets en México se torna relevante, ya que los problemas derivados de esta externalidad negativa, traducidos en costos monetarios (costos de salud, problemas respiratorios, baja productividad, etc.) y no monetarios a la sociedad mexicana (malestar por la mala calidad de aire residencial), justifican la importancia del estudio la Curva Ambiental de Kuznets para México a fin de generar evidencia empírica que sirva de soporte para las políticas públicas medioambientales en el país.

Por lo tanto, el objetivo del artículo es encontrar evidencia del cumplimiento de la CAK para México. Este análisis

implica un estudio de la dinámica de largo plazo entre los niveles de polución ambiental y los ingresos per cápita mexicanos, para ello utilizamos datos agregados de series temporales en el periodo 1970-2020 provistos por el repositorio de datos del Banco Mundial.

En la sección 2, correspondiente a la revisión de literatura, se revisa un trabajo de investigación de la CAK para la economía mexicana realizada por Navarrete y otros, donde consideran los alcances y limitaciones de sus hallazgos y conclusiones sujetos a la disponibilidad y limitación de datos, horizonte temporal y metodológicos hasta el momento de su publicación; sin embargo, dicho trabajo realiza una exhaustiva revisión de literatura de la CAK para el periodo 1991-2008 [5].

De manera complementaria, se realiza una revisión de literatura relacionada a la estimación de la CAK durante los últimos quince años, donde se resalta la metodología comúnmente utilizada para enfrentar adecuadamente retos de implementación empírica (pocos datos de las frecuencias anuales). En concreto, veremos que generalmente se utilizan modelos ARDL como aproximación metodológica para la estimación empírica de la CAK.

En la siguiente sección, Metodología, se desarrolla el análisis de los datos disponibles como las emisiones de CO₂, el ingreso o PBI per cápita, y algunas variables relacionadas, donde se mostrarán sus principales estadísticos descriptivos y tendencias, además de realizar las pruebas estadísticas correspondientes previas para el análisis econométrico. Así mismo, una subsección adicional se enfoca en la discusión sobre el modelo econométrico de Rezagos Distribuidos Autorregresivos (ARDL) con Corrección de Errores, modelo que se ajusta mejor a las pocas observaciones disponibles, pero que permite realizar un análisis de largo plazo utilizando las variables de niveles: emisiones CO₂ y el ingreso per cápita.

Por último, se muestran los resultados de las estimaciones del modelo ARDL, donde se valida la existencia de la CAK para la economía mexicana durante el periodo bajo estudio. Asimismo, se encuentran resultados complementarios sobre otros factores que contribuyen a la emisión de CO₂, tales como la actividad industrial y las inversiones extranjeras directas.

Revisión de Literatura

La primera aproximación a la Curva Ambiental de Kuznets se remonta al trabajo seminal de Grossman y Krueger, quienes abordaron el estudio del impacto del aumento de la actividad económica industrial en el medio ambiente, el análisis se enmarcó en el Tratado de Libre Comercio de

América del Norte (TLCAN)* donde el mecanismo de transmisión se daría a través de las inversiones extranjeras directas en México que no solo aumentarían el nivel del PBI o ingreso per cápita, sino también el aumento de la actividad productiva traería como consecuencia un mayor nivel de emisiones de gases contaminantes propios de los procesos de producción industriales, donde principalmente se realizan las inversiones extranjeras directas [3].

Navarrete y colaboradores realizan una revisión exhaustiva sobre los distintos patrones que puede adoptar la CAK debido al tipo de contaminantes que se relacionen con el ingreso per cápita [5].

Los autores realizan un trabajo de validación de la CAK para México, utilizando los datos de dióxido de carbono y el PBI per cápita. Sin embargo su estimación adolece del sesgo de especificación del modelo, ya que al trabajar con series de tiempo integradas de orden $I(1)$, regresionan un modelo lineal simple como $CO_2 = \beta_0 + \beta_1 y_{percap} + \beta_2 y_{percap}^2 + \varepsilon$ donde no abordan los problemas de correlación serial que incluso tienen las series estacionarias, no incorporando rezagos para controlar dicho problema, además de no considerar otras variables de control, pudiendo atribuirse dichos efectos del PBI per cápita al aumento de la polución, además que la regresión tuvo una muestra de 24 observaciones con tres parámetros a estimar, lo que arroja 21 grados de libertad. Estas limitaciones sugieren que el trabajo de Navarrete y otros solo puede ser considerado a nivel exploratorio, ya que sus estimaciones no serían confiables por tamaño de la muestra y el poder de las pruebas estadísticas realizadas en dicho documento [5].

Por otro lado, validaciones de la CAK en distintos países y periodos presentan una regularidad en el tamaño limitado de la muestra disponible de datos de series de tiempo. Lo cual hace recurrente que las estimaciones empíricas que tratan de capturar las relaciones de largo plazo entre las variables de contaminación ambiental y las variables económicas se puedan realizar principalmente a través de modelos de series de tiempo, y en menor medida mediante modelos de panel de datos.

Asimismo, un reciente estudio con un panel de datos de 11 países†, desde 1992-2014, Ahmad y otros incluyen a México dentro de dicha muestra para validar la CAK, aunque no se logra verificar dicha curva para México, Indonesia, Filipinas, y Sudáfrica. Una limitación importante de dicho trabajo sería el error de medición que puede

contraer la incorporación de la variable generación de electricidad por cada país en relación a la emisión de dióxido de carbono, ya que distintos países pueden tener fuentes muy disímiles para la generación eléctrica, por lo que en algunos países cuya matriz generadora de electricidad está basada principalmente en energías fósiles antes que renovables (hidroeléctricas, eólicas, etc.) haría que toda la variabilidad explicativa sea capturada por la variable electricidad, como ocurre en México, donde más del 80% de la generación de electricidad es explicada por el petróleo y gas, fuentes con altos niveles de emisión de CO_2 [6].

Por otro lado, los estudios de validación de la CAK utilizando series de tiempo de un solo país también es abundante, a pesar de las limitaciones en la implementación de análisis de cointegración, modelos VECM, entre otros, surge como herramienta para este tipo de análisis el modelo Autorregresivo de Rezagos Distribuidos (ARDL) con corrección de errores (ECM) introducido por Pesaran y otros [7].

Por ejemplo, para el caso de China, Jalil y Mahmud utilizan un modelo ARDL como estrategia empírica para validar de manera consistente la CAK utilizando datos anuales para el periodo 1975-2005; del mismo modo Bölük y Mert investigan cómo las fuentes de energía renovable pueden generar el impacto de la polución en Turquía, donde validan la curva ambiental de Kuznets para el periodo 1961-2010; asimismo, Ang estima la relación causal de largo plazo del crecimiento en el uso de energía y en el aumento de polución para Francia, utilizando el modelo ARDL para una muestra de datos anuales entre 1960-2000, logrando verificar empíricamente la CAK para ese país [8-10].

En esa línea, los estudios relacionados a la validación de la CAK se dividen principalmente en el análisis conjunto de países utilizando modelos basados en panel de datos, mientras que los que se enfocan en un solo país generalmente utilizan modelos basados en series de tiempo para la identificación del modelo básico de la CAK. Vemos que durante los últimos años‡, la literatura empírica enfocada en el análisis y validación de la Curva Ambiental de Kuznets (CAK) para un país determinado utiliza series de tiempo de frecuencia anual, cuya estrategia de identificación se basa en modelos Autorregresivos de Rezagos Distribuidos (ARDL), con excepción del análisis espacial de Wang y otros, donde utiliza un panel de datos para las provincias de China, se puede revisar la literatura más relevante en la tabla 2 [11].

* Conocido también en inglés como North American Free Trade Agreement (NAFTA).

† Brasil, China, Indonesia, India, México, Malasia, Filipinas, Tailandia, Turquía, y Sudáfrica.

‡ Para una revisión exhaustiva de literatura previa al 2010, revisar Navarrete y otros. [5]

Datos

Los datos utilizados son de frecuencia anual, obtenidos del repositorio del Banco Mundial para el periodo 1970-2020. A continuación, se muestran los principales estadísticos de las variables:

Tabla 1: Estadísticos descriptivos

Var	Obs.	Media	SD	Mín.	Máx.
co₂	52	3.64	0.51	2.27	4.30
y	63	7.58	1.77	3.90	10.12
ind	58	128.77	55.73	36.08	222.19
fdi	53	14.83	14.12	0.18	50.93

Fuente: Banco Mundial. Elaboración propia

Donde la variable **CO₂** se define como las emisiones CO₂ nivel per cápita, que se mide en toneladas métricas de CO₂ por habitante; **y**, como el ingreso real per cápita en miles de dólares americanos (USD); **ind** mide el valor agregado de las actividades industriales, es decir, el PBI real industrial en billones USD; por último, **fdi** una variable proxy que captura la actividad productiva foránea en el país, medido billones de USD.

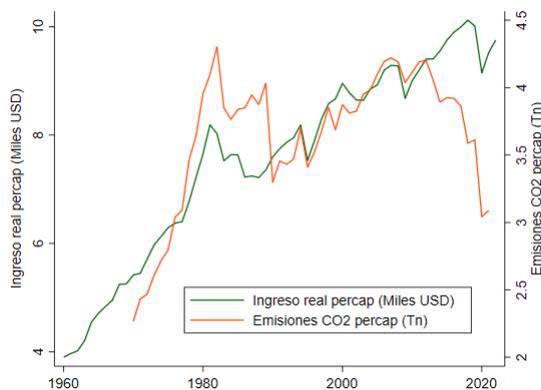


Figura 1: Ingreso y Emisiones CO₂ per cápita

Fuente: Banco Mundial. Elaboración propia

Podemos ver en la Fig. 3 el desempeño del ingreso per cápita y la emisión de dióxido de carbono (CO₂) muestran un patrón similar en su tendencia hasta el 2014, momento en que las emisiones de CO₂ muestra una caída significativa.

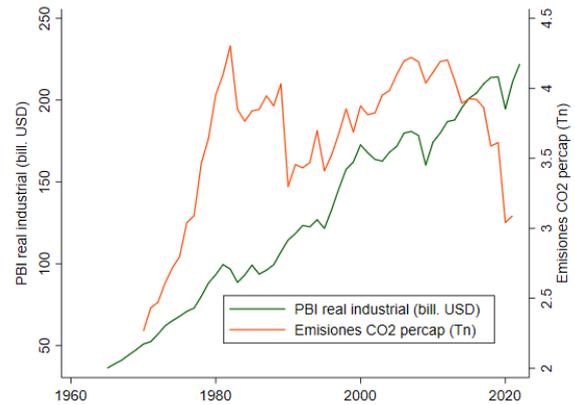


Figura 4: PBI Real Industrial y Emisiones CO₂ per cápita

Fuente: Banco Mundial. Elaboración propia

Asimismo, los cambios ya evidenciados de las emisiones CO₂ tuvieron patrones similares con el ingreso per cápita, sin embargo, en el caso del PBI industrial, este no está alineado a un mismo patrón como sucedía con el ingreso (Ver Fig. 4). Este cambio de patrón respecto de la producción industrial podría evidenciar que a partir de la década de los 90s puede deberse a que la producción industrial ha sido menos contaminante, es decir, más eficiente en el uso de energía fósil, pero también puede deberse a que la producción industrial se orientó a producir otros bienes y/o servicios que emiten otro tipo de gases contaminantes, tal que mantuvieron el valor agregado generado por actividades industriales.

Por otro lado, en la Fig. 5 podemos observar el desempeño de las inversiones extranjeras directas para el periodo bajo análisis, que son aquellos capitales que llegan directamente a establecerse en el mediano y largo plazo, generando aportes de capital a empresas constituida o creando nuevas sociedades. Ahora, incorporar esta variable al análisis empírico podríamos encontrar alguna relación negativa ó positiva, que le daría sentido al tipo de "transferencia tecnológica" en relación con el impacto positivo o negativo de largo plazo en la generación de emisiones de CO₂ o polución.

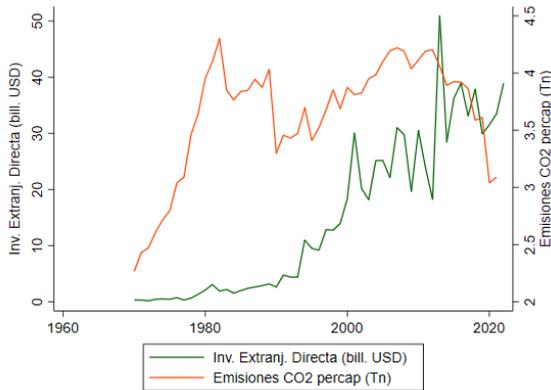


Figura 5: Inversión Extranjera Directa y Emisiones CO₂ per cápita

Fuente: Banco Mundial. Elaboración propia.

Metodología

Una primera aproximación a la estimación de la CAK sería una inspección visual preliminar de la relación que mantiene los datos de emisión per cápita de CO₂ y el ingreso real per cápita. Donde la Curva de Kuznets estimada se puede obtener del modelo clásico de regresión lineal simple:

$$CO_{2,t} = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 y_t^2 + \varepsilon_t$$

Siguiendo a Stock y Watson, para lograr la identificación inesgada y consistente de los parámetros del modelo planteado, la estimación de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) debería cumplir al menos los siguientes supuestos: [12]

- 1.El supuesto de exogeneidad: $E[\varepsilon_t | y_t] = 0$
- 2.Muestreo aleatorio: el supuesto de que las observaciones está independiente e idénticamente distribuidas, $(CO_{2,t}, y_t)$
- 3.Baja probabilidad de valores atípicos de la variable explicada de interés.

El primer supuesto es central para lograr identificación inesgada, ya que de no cumplirse se obtendrían parámetros sesgados por variables omitidas. Es razonable creer que la actividad industrial (*ind*) también ayuda a explicar las emisiones de CO₂ así como la inversión extranjera directa (*fdi*) trae consigo procesos de producción (“transferencia tecnológica”) que pueden o contribuir a una mayor eficiencia energética, y por lo tanto a una reducción en la tasa emisiones de CO₂, o generar mayores tasas de contaminación.

El segundo supuesto referente al muestreo aleatorio significa que la observación $(CO_{2,t}, y_t)$ no debería estar correlacionada con la observación $(CO_{2,j}, y_j)$. Sin embargo, en un contexto donde se tiene datos disponibles en series de tiempo, es muy probable que los valores observados $(CO_{2,t}, y_t)$ en el periodo t se encuentren altamente correlacionados o influido por el valor

observado un periodo atrás $(CO_{2,t-1}, y_{t-1})$, dos periodos atrás $(CO_{2,t-2}, y_{t-2})$, o más. Este problema podría resolverse incorporando los valores rezagados, tal que salgan del término de error ε_t , evitando así la generación de estimadores sesgados del modelo CAK.

Respecto al tercer supuesto, mediante una inspección visual de la Fig. 6 podemos concluir que hay una baja probabilidad de que alguna de dichas observaciones sea considerada como un valor atípico (outlier) de la variable $CO_{2,t}$ o variable y_t .

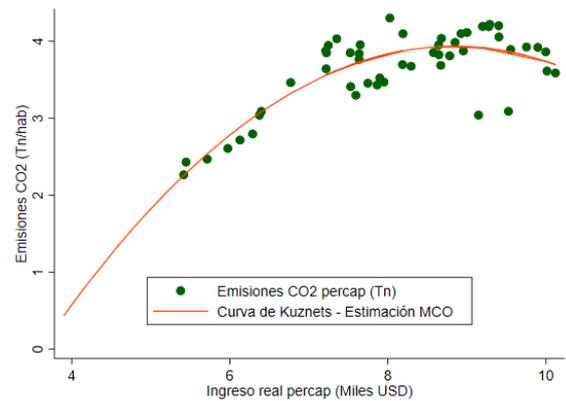


Figura 6: Datos observados y CAK estimada

Fuente: Banco Mundial. Estimación y elaboración propias.

Luego de ver limitaciones para estimar la Curva Ambiental de Kuznets mediante el modelo clásico de regresión lineal, la naturaleza de los datos y las soluciones a dicho problema nos plantea un modelo de serie temporal que incorpore no solo el PBI per cápita, sino también las variables omitidas como el PBI industrial (*ind*), la inversión extranjera directa (*fdi*), los rezagos de las variables. Entonces, deberíamos partir del modelo empírico base:

$$CO_{2,t} = \beta_0 + \beta_1 y_t + \beta_2 y_t^2 + \beta_3 ind_t + \beta_4 fdi_t + \varepsilon_t$$

Donde nuestra hipótesis planteada consiste en que la Curva Ambiental de Kuznets se valide para la economía mexicana, por lo que se espera corroborar que:

1. Se cumpla el patrón de la Curva U invertida de la CAK, donde $E[\hat{\beta}_1] = \beta_1 > 0$ y $E[\hat{\beta}_2] = \beta_2 < 0$
2. Dado los patrones históricos observados, en el caso de mayor actividad industrial mayor emisión de CO₂, es decir, $E[\hat{\beta}_3] = \beta_3 > 0$; y, por último,
3. El parámetro asociado a la inversión extranjera directa cumpla valor de $E[\hat{\beta}_4] = \beta_4 \leq 0$, ya que puede ser que la inversión extranjera directa que ingresa a México puede estar consistentemente orientada a utilizar tecnologías sucias o limpias.

Tabla 2: Literatura empírica sobre la Curva Ambiental de Kuznets

<i>Autor</i>	<i>Datos</i>	<i>Modelo</i>	<i>Variables de Control</i>	<i>Resultados</i>
Jalil y Mahmud. [8]	Series de tiempo. Frecuencia Anual 1975-2005. China.	ARDL	Uso comercial de energía. Indicador de comercio internacional.	Validación de la CAK y aporte significativo del uso de energía, pero no del indicador de comercio internacional.
Halicioglu. [21]	Series de tiempo. Frecuencia anual 1960-2005. Turquía	ARDL	Consumo de energía, Comercio internacional.	Validación de la CAK. Los resultados sugieren que el ingreso es la variable más significativa para explicar las emisiones de carbón en Turquía.
Ang. [10]	Series de tiempo. Frecuencia Anual 1960-2000. Francia.	ARDL	Uso comercial de energía.	Validación de la CAK. Las políticas de conservación de energía no tienen efecto en el largo plazo.
Haug y Ucal. [22]	Series de tiempo. Frecuencia Anual 1975-2015. Turquía	ARDL	Desarrollo financiero, exportaciones e importaciones, nivel de urbanización e inversiones extranjeras directas.	Validación de la CAK, no hay efecto de largo plazo de las inversiones extranjeras directas.
Saboori y otros. [23]	Series de tiempo. Frecuencia anual 1980-2008. Malasia	ARDL	Uso comercial de energía, ratio de comercio internacional, ratio de urbanización.	Validación de la CAK, encuentra efectos de largo plazo de la urbanización en las emisiones contaminantes.
Sugiawan y Managi.[24]	Series de tiempo. Frecuencia anual 1971-2010. Indonesia	ARDL	Producción de electricidad per cápita en base a fuentes renovables.	Validación de la CAK. El sector eléctrico genera energía en base a fuentes renovables reduce la tasa de emisiones de CO ₂ .
Wang y otros [11]	Panel de Datos. Frecuencia anual 2000-2013. Provincias de China.	Panel de efectos fijos	Intensidad de energía, nivel de urbanización. Efectos fijos.	Validación de la CAK para el sector eléctrico, pero no para los sectores mineros ni manufactureros.

Por lo tanto, la implementación econométrica del modelo base usando los datos disponibles en series de tiempo plantean una disyuntiva: primero, si se utiliza las series en niveles, hay un problema de estacionariedad en el modelo, lo que genera problemas de estabilidad del modelo e identificación de los parámetros; segundo, si se aplica diferenciación o primeras diferencias a las series a fin generar series de tiempo estacionarias, se pierde información para el análisis de largo plazo.

En ese sentido, a fin de analizar la relación de largo plazo entre la emisión de CO₂ y el ingreso per cápita, lo óptimo sería formular un modelo de vectores autorregresivos no estacionario, tal que pueda incluir las variables en términos de nivel, sin embargo, al tener cinco (05) variables en el modelo base, el pequeño tamaño de la muestra disponible es una limitación para la implementación de un modelo de Vector de Corrección de Error (VECM) por la cantidad de parámetros a estimar y los pocos grados de libertad que habría para estimar el modelo. Por lo tanto, las propiedades y parametrización de un modelo ARDL con corrección de errores (ECM) se ajustan mejor para muestras pequeñas y, sobre todo, porque permite descomponer el modelo en una sección que captura las relaciones de largo plazo y otra que captura las relaciones de corto plazo (ajustes de corto plazo alrededor de su tendencia de largo plazo), en comparación a los modelos cointegración de variables con vectores autorregresivos, lo que nos permite tener un mayor nivel de grados de libertad implementando un modelo ARDL. [13]

Entonces, la metodología adoptada para la estimación empírica de la CAK utilizando el modelo ARDL con errores de corrección exige algunas pruebas y ajustes previos a lo datos disponibles, se plantea el siguiente esquema:

- 1) Se contrasta pruebas de estacionariedad y de raíces unitarias. Generalmente los datos agregados en series temporales se encuentran en niveles y/o no son estacionarios, lo que pueden dar lugar al problema de regresión espuria.
- 2) Asimismo, es importante definir los rezagos óptimos de las variables en el modelo, de ese modo superar posibles problemas de sesgos en la estimación, partiendo de una formulación general de un modelo ARDL.

$$\Delta c_{o2,t} = c_0 + c_1 t - \alpha(c_{o2,t-1} - \theta x_{t-1}) + \sum_{i=1}^{p-1} \varphi_{co,i} \Delta c_{o2,t-i} + \omega' \Delta x_t + \sum_{i=1}^{q-1} \varphi'_{xi} \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t$$

Utilizamos esta última formulación para especificar de manera concreta el modelo a estudiar, tal y como sigue:

$$\Delta c_{o2,t} = c_0 + c_1 t + \sum_{i=0}^p \alpha_i \Delta c_{o2,t-i} + \sum_{i=0}^q \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^r \delta_i \Delta y_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^s \gamma_i \Delta ind_{t-i} + \sum_{i=0}^w \theta_i \Delta fdi_t + \lambda_1 c_{o2,t-1} + \lambda_2 y_{t-1} + \lambda_3 y_{t-1}^2 + \lambda_4 ind_{t-1} + \lambda_5 fdi_{t-1} + \varepsilon_t$$

Donde ε_t es un ruido blanco, y los parámetros λ_i capturan la relación de largo plazo de sus respectivas variables con las emisiones de CO₂, mientras los parámetros restantes estiman el efecto del ajuste en el corto plazo cada vez que una variable observada se desvía de su nivel de referencia.

- 3) Una vez lograda la especificación del modelo, se realiza pruebas de existencia de relaciones de largo plazo. Se realiza una prueba F bajo la hipótesis nula:

$$\lambda_2 = \lambda_3 = \dots = \lambda_5 = 0$$

- 4) Una vez admitida la existencia de largo plazo entre las emisiones de CO₂ y el ingreso per cápita, entre otros, se procede a estimar los parámetros del modelo.
- 5) Realizamos de manera complementaria unas pruebas CUSUM y CUSUMQ para analizar la estabilidad de parámetros del modelo.

Implementación Econométrica

En esta sección implementaremos los pasos metodológicos planteados en la sección anterior a fin de realizar una estimación adecuada de la CAK, para ello seguiremos los pasos propuestos por Kripfganz y Schneider en una conferencia en Londres como guía para la implementación del modelo ARDL en Stata, mediante el comando ardl, adicionalmente realizaron una actualización de los valores críticos de Pesaran y otros en Kripfganz y Schneider. [7, 14, 15]

A fin de realizar un análisis robusto de la estacionariedad de las series temporales, estas serán sometidas a distintas especificaciones y distintas pruebas, tales como las pruebas de raíces unitarias de Dickey-Fuller, Phillips-Perron, y KPSS, donde las dos primeras tienen como hipótesis nula (H0) a la existencia de raíz unitaria en la variable bajo estudio, mientras que la prueba KPSS plantea como hipótesis nula (H0) la estacionariedad de la variable en cuestión. [16-18]

Ahora, observando las figuras 3-5, notamos que las variables en niveles no describen un paseo aleatorio puro (random walk) sino que muestran una tendencia positiva o creciente de manera marcada, sin embargo, una

limitación sobre la naturaleza de estas series radica en que no sabemos el proceso generador de datos (DGP) de estas series, por lo que no podemos saber si estas series son de tendencia determinística o tendencia estocástica (ver apéndice II), dado que estos dos tipos de series son visual y gráficamente similares, pero con diferentes implicancias* al momento de realizar estimaciones e inferencia.

Empezamos sometiendo a las series de tiempo bajo la prueba de Dickey-Fuller, donde Enders nos sugiere tres tipos de especificaciones a fin de plantear distintas especificaciones: [19]

Tabla 3: Especificaciones de Pruebas de Raíces Unitarias

Especificaciones	Hipótesis
$\Delta y_t = c_0 + \gamma y_{t-1} + c_1 t + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$ $\gamma = c_1 = 0$ $\gamma = c_0 = c_1 = 0$
$\Delta y_t = c_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$ $\gamma = c_0 = 0$
$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$

La primera especificación planteada muestra como hipótesis nula la existencia de raíces unitarias y como hipótesis alternativa estacionaria al cumplirse ($\gamma \neq 0$) ó ($\gamma \neq c_1 \neq 0$) ó ($\gamma \neq c_0 \neq c_1 \neq 0$) una serie estacionaria en su tendencia, conocida también como una serie con tendencia determinística (trend stationary); en la segunda especificación, la serie y_t podría tener raíz unitaria describiendo un proceso random walk puro si $\gamma = c_0 = 0$, pero también podría exhibir una tendencia de naturaleza estocástica, si $\gamma = 0$ y $c_0 \neq 0$, lo cual hace problemático diferenciarlo de una serie con tendencia determinística (este es el problema que atañe al estudio de nuestras series en el presente trabajo); la última especificación plantea como hipótesis nula la existencia de una serie con un proceso random walk puro si el único parámetro a estimar es $\gamma = 0$ (estadísticamente cero).

Por ello, dado que nuestras series no se muestran visualmente como paseos aleatorios o random walk puros, sino como procesos con tendencia, no plantearemos de manera mecánica todas las especificaciones sugeridas en el libro de texto de Enders, sino solo las dos primeras de la tabla 3 a fin de determinar la naturaleza de dichas tendencias.

Siguiendo los pasos sugeridos por Enders ante este tipo de disyuntivas, cuando no se sabe si la tendencia es determinística o estocástica [19].

Entonces empezamos el análisis del ingreso per cápita y_t utilizando la primera especificación de la tabla 3, donde la hipótesis alternativa de la serie es estacionaria en

medias $\gamma \neq 0$ o estacionaria en su tendencia ($\gamma \neq c_1 \neq 0$) ó ($\gamma \neq c_0 \neq c_1 \neq 0$)

$$\Delta y_t = c_0 + \gamma y_{t-1} + c_1 t + \varepsilon_t$$

Donde no se puede rechazar la hipótesis nula (H0: serie con raíz unitaria), ya que $\gamma = c_1 = 0$, pero con el término constante (drift) distinto de cero $c_1 \neq 0$. Entonces, una vez descartada la estacionariedad de la serie con tendencia determinística, pasamos a utilizar la segunda especificación de la tabla 3 (sin tendencia determinística, pero con drift) para plantear la hipótesis de un proceso con raíz unitaria, pero con tendencia estocástica, es decir, se cumpliría que ($\gamma = 0$) y ($c_0 \neq 0$) para:

$$\Delta y_t = c_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$$

Siguiendo las tablas de resultados de la regresión para esta especificación en el apéndice II, donde $\gamma = 0$ y $c_0 \neq 0$ son significativos, se observa que en general el estadístico $Z(t) = -1.89^{***}$ que sugiere rechazar la existencia de raíz unitaria al 5% de significancia, pero no al 1%. Por ello, podemos deducir que la serie cuenta con raíz unitaria ($\gamma = 0$), pero con tendencia estocástica ($c_0 \neq 0$), por lo que se puede realizar primeras diferencias para alcanzar estacionariedad. En el caso de las emisiones de carbono (co_2) no se puede rechazar la existencia de raíces unitarias bajo la primera especificación de la tabla 3, es decir, no tiene tendencia determinística, pero si tiene raíz unitaria; mientras que, bajo la segunda especificación, si se puede rechazar la hipótesis de raíz unitaria al 1% de significancia, pero el coeficiente cumple $\gamma=0$ solo al 5% de significancia, mas no al 1% (ver los coeficientes de la regresión en el apéndice II). En el caso de la producción industrial, no se puede rechazar la hipótesis nula. Por último, la serie *fdi* rechaza la hipótesis nula de raíz unitaria, por lo que sugiere que es estacionaria en su tendencia, sin embargo, queda pendiente el análisis de estacionariedad de esta serie bajo las otras dos pruebas adicionales de raíces unitarias (Phillips-Perron y KPSS). A modo de resumen se tiene que:

Tabla 4: Pruebas de raíz Unitaria Dickey-Fuller

	Tendencia (1)	Drift, sin tendencia (2)
<i>y</i>	-2.46	-1.89**
<i>co₂</i>	-1.51	-2.68***
<i>y²</i>	-2.95	-1.19**
<i>ind</i>	-3.27*	-0.41
<i>fdi</i>	-5.82***	-1.57*

* Una serie no estacionaria (tendencia estocástica o random walk puro) puede convertirse en estacionaria al realizar primeras diferencias; mientras que aplicar este tipo de técnica (primeras

diferencias) a series que ya son estacionarias (estacionarias en tendencia) no sería apropiado.

En el caso de la prueba Phillips-Perron, cuya hipótesis nula consiste en que H_0 : la serie temporal tiene raíz unitaria, se tienen los siguientes resultados:

Tabla 5: Prueba de Raíz Unitaria Phillips-Perron

	Tendencia	Sin tendencia
y	-2.18	-1.92
co_2	-1.47	-2.68*
y^2	-3.08	-1.18
ind	-3.37*	-0.35
fdi	-5.97***	-0.95

Donde podemos observar que no podemos rechazar la hipótesis nula donde la series tienen raíz unitaria.

Por último, respecto a la prueba de raíz unitaria KPSS se tiene la siguiente especificación:

$$y_t = r_t + \beta t + \varepsilon_t$$

Donde se tiene que y_t tiene un proceso random walk ($r_t = r_{t-1} + u_t$) donde $u_t \sim iid(0, \sigma_u^2)$

Donde la hipótesis nula es $H_0: \sigma_u^2 = 0$, es decir, r_t sería una constante, por lo tanto y_t es estacionario. En ese sentido, la serie puede ser estacionaria de dos maneras: primero, es estacionaria en tendencia si $\sigma_u^2 = 0$ y $\beta \neq 0$; segundo, es estacionaria en media si: $\sigma_u^2 = 0$ y $\beta = 0$.

Tabla 6: Prueba de Raíz Unitaria KPSS

	Tendencia $\sigma_u^2 = 0$ y $\beta \neq 0$	Sin tendencia $\sigma_u^2 = 0$ y $\beta = 0$
y	0.83***	5.77***
co_2	0.53***	1.77***
y^2	0.34***	5.95***
ind	0.19**	5.73***
fdi	0.40***	4.71***

Se observa que se rechaza la hipótesis de estacionariedad en tendencia en todas las series bajo análisis, las series aunque visualmente se observe una tendencia positiva en las figuras 3-5, por lo que podría deducirse según la prueba KPSS que nuestras series no tienen tendencia determinística, sino tendencia estocástica (lo que significa que tienen raíz unitaria, pero con un drift), de manera complementaria aunque observa que la hipótesis de estacionariedad en medias se rechaza con mucha categoría en cada una de las series, y este resultado es totalmente esperable ya que vemos en las figuras 3-5 que las series no son desplegadas alrededor de una media constante en el tiempo, sino a través de una tendencia positiva a través del tiempo.

Por lo tanto, se concluye que las series en cuestión son no estacionarias, a pesar de que en el caso de las inversiones extranjeras directas (fdi) son estacionarias bajo la prueba de Dickey-Fuller, pero este resultado no es concluyente ya que al analizar esta serie con las otras pruebas adicionales, no se puede concluir con categoría que esta sea estacionaria en su tendencia.

Por lo tanto, podemos concluir de que las series no son estacionarias para todas las pruebas de raíz unitaria a las cuales fueron sometidas, pero tampoco son random walks, por lo que se deduce que son series con raíces unitarias con tendencia estocástica, lo que significa que son variables integradas de orden $I(1)$ por lo que al aplicar primeras diferencias las variables alcanzaría estacionariedad, tal como se muestra a continuación. [20]

Tabla 7: Pruebas de estacionariedad de las primeras diferencias

	ADF	Phillips-Perron	KPSS
Δco_2	-7.49***	-7.49***	0.07
Δy	-7.18***	-7.15***	0.03
Δy^2	-7.48***	-7.48***	0.03
Δind	-7.33***	-7.36***	0.03
Δfdi	-13.17***	-16.79***	0.01

Nota: Los valores de Phillips-Perron utilizan los valores críticos extrapolados de la distribución ADF.

Se puede corroborar en la tabla 7 la estacionariedad de las series en primeras diferencias, por lo que podemos decir que las variables son integradas de orden 1.

Ahora, utilizamos las variables en primeras diferencias que son estacionarias para realizar un análisis preliminar de la selección óptima de rezagos dentro del modelo $ARDL(p, q, r, s, w)$ en la tabla 8, donde el máximo rezago asignado es 3, según los criterios Likelihood Ratio (LR) y Akaike (AIC); mientras que el siguiente en el orden es 2, sugerido por el criterio de Final Prediction Error (FPE); por último, los criterios que asigna el menor número de rezagos (1) son Hannan Quinn (HQIC) y el Bayesiano (SBIC).

Sin embargo, Enders sugiere que en contextos de muestras pequeñas el criterio de Akaike (AIC) trabaja mejor que el criterio Bayesiano (SBIC), mientras que este trabaja mejor en muestras grandes. [19]

Tabla 8: Selección óptima de rezagos – Criterios

Lag	LL	LR	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-301		0.31	13.03	13.10*	13.23*
1	-276	49.3	0.32	13.05	13.49	14.23
2	-248	55.9	0.29*	12.92	13.74	15.09
3	-222	53.4*	0.30	12.85*	14.04	15.99
4	-204	35.1	0.51	13.17	14.72	17.30

Muestra: 1975-2021

Una vez escogido el criterio de Akaike (AIC) para selección óptima de rezagos y así probar la estabilidad

conjunta de las variables integradas de orden I(1) el VAR conjunto es estable (Ver Apéndice II). Además, siguiendo a Halicioglu se realiza la prueba de causalidad a la Granger de estas series en primeras diferencias (que son estacionarias), lo que tiene una implicancia de corto plazo, ya que las series al estar en primeras diferencias pierden información de largo plazo. [21]

Tabla 9: Prueba de Causalidad a la Granger

Hipótesis Nula	F-stat	ρ -value
y no causa CO_2	11.669	0.001**
y^2 no causa CO_2	15.02	0.00***
CO_2 no causa y	1.01	0.32
CO_2 no causa y^2	1.03	0.31

Donde observamos que se rechaza la hipótesis nula (H_0 : y no causa CO_2), por lo que se deduce que los niveles de ingreso explican significativamente las emisiones de CO_2 posteriores, al menos en el corto plazo. Siguiendo el criterio de Akaike (AIC) para el cálculo de número de 3 rezagos óptimos, y atendiendo a que este criterio funciona mejor en contexto de pequeñas muestras en comparación de otros como el criterio Bayesiano (SBIC) que es más consistente para muestras grandes. 19 En el caso de nuestro modelo ARDL, se sigue el criterio de Akaike (AIC) para estimar hasta máximo 4 rezagos óptimos de cada variable estacionaria del modelo, se obtuvo un modelo ARDL (3,4,2,2,2), cuyos rezagos no se alejan de la propuesta preliminar de tres (03) rezagos óptimos al momento de realizar un análisis conjunto en el contexto de un modelo VAR.

$$\Delta CO_{2,t} = c_0 + \sum_{i=0}^3 \alpha_i \Delta CO_{2,t-i} + \sum_{i=0}^4 \beta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \delta_i \Delta y_{t-i}^2 + \sum_{i=0}^2 \gamma_i \Delta ind_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \theta_i \Delta fdi_t + \lambda_1 CO_{2,t-1} + \lambda_y y_{t-1} + \lambda_{y^2} y_{t-1}^2 + \lambda_{ind} ind_{t-1} + \lambda_{fdi} fdi_{t-1} + \epsilon_t$$

Una vez especificado el modelo ARDL, con sus rezagos óptimos bajo el criterio de Akaike (AIC), se muestran los parámetros asociados a cada regresor.

Una vez estimados los parámetros del modelo ARDL, prestamos atención a los coeficientes que capturan la relación de largo plazo y poder realizar la existencia de esta relación de cointegración con la variable CO_2 , una relación estable de largo plazo.

Para ello, utilizamos la prueba F bajo la hipótesis nula

$$\lambda_y = \lambda_{y^2} = \dots = \lambda_{fdi} = 0$$

Donde λ_x es el parámetro o coeficiente que captura la relación de largo plazo de la variable genérica "x" con las emisiones de CO_2 en el modelo ARDL. Este análisis de los

valores críticos es provisto por Pesaran y otros donde establecen valores críticos para cinco casos distintos de especificación del modelo ARDL. [7]

Nuestro modelo utilizado se encuentra en el caso 3, que tiene término constante, pero no tendencia determinística (una variable temporal "t"), en ese sentido, el valor F = 4.776 que nos permite rechazar a un 5% de significancia la hipótesis nula H_0 : no existe relación de largo plazo.

Tabla 10: Prueba de relación de largo plazo

	I(0)	I(1)	Decisión
10%	2.516	3.880	Se rechaza H_0
5%	3.050	4.602	Se rechaza H_0
1%	4.316	6.299	No se rechaza
p-value	0.006	0.042	

Valores tomados de Pesaran y otros. [7]

Resultados y Discusión

La primera especificación se estimó con fines de robustes incorporando la tendencia temporal (tendencia determinística) que no se había logrado establecer luego de las pruebas de estacionariedad, por lo que el análisis de resultados se centra en la segunda especificación (para mayor detalle revisar el apéndice III).

Encontramos en la segunda columna de la Tabla 11 que se cumple los signos esperados por la curva teórica de Kuznets, en este caso los parámetros asociados al ingreso per cápita (3.54) e ingreso per cápita al cuadrado (-0.19) son significativos al 1%. Por lo tanto, en primera instancia se cumple la Curva Ambiental de Kuznets en México.

Asimismo, la relación entre el PBI industrial y las emisiones de CO_2 es significativa al 1% pero su efecto marginal es relativamente pequeño, esto podría explicarse debido a que las unidades de medida de esta variable son billones de dólares americanos.

Tabla 11: Velocidad de Ajuste y Efectos de largo plazo

		Tendencia	Sin tendencia
		(1)	(2)
ADJ	L.co2	-0.54 (3.79)***	-0.58 (4.03)***
LR	y	3.49 (4.11)***	3.54 (4.37)***
	y^2	-0.18880 (3.40)***	-0.19328 (3.64)***
	ind	-7.58e-03 (0.76)	-1.75e-02 (2.79)***
	fdi	0.04 (2.27)**	0.04 (2.19)**

* Donde "x" de manera genérica puede ser y, y_2 , ind, fdi.

	Tendencia	Sin tendencia
	(1)	(2)
c_1	-0.02 (1.58)	
c_0	37.34 (1.36)	-5.86 (2.58)**
R^2	0.73	0.70
N	48	48

Errores estándar en paréntesis * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

En el caso del Inversión Extranjera Directa (0.04), se estimó parámetro positivo y significativo al 5% de significancia. Lo que revela un efecto positivo de largo plazo en la emisión de CO₂, tal que si la inversión aumento en un (01) billón USD, las emisiones de dióxido de carbono aumentaría en 0.04 toneladas métricas.

Respecto al coeficiente positivo (0.04**) de las inversiones extranjeras directas, que captura su efecto de largo plazo, estaría sugiriendo que los capitales extranjeros, a pesar de las regulaciones ambientales en materia de producción y consumo, se siguen asociando a actividades productivas con tecnologías sucias o contaminantes en alguna etapa de la cadena de producción. Dicho resultado motiva futuras investigaciones sobre el papel de las "transferencias tecnológicas" de las inversiones extranjeras directas en determinados sectores económicos.

Dado los resultados del largo plazo, el aumento de la renta per cápita en miles de dólares americanos, este tendrá el siguiente efecto:

$$\frac{\partial \Delta c_{O_2}}{\partial y_{t-1}} = \lambda_y + 2\lambda_{y2}y_{t-1} = 3.54 - 2 \cdot 0.193y_{t-1}$$

donde se observa un efecto directo en la emisión de 3.5 toneladas métricas de CO₂ adicionales, aunque se considera también el nivel de crecimiento alcanzado hasta ese momento, nivel capturado por $2 \cdot 0.193y_{t-1}$, corrige el efecto lineal de 3.5 toneladas métrica adicionales. Por lo que se espera que para ciertos niveles altos de ingreso per cápita, el efecto volumen generará una caída en las emisiones de CO₂ a medida que aumente la renta.

Dado que tenemos la CAK estimada y validada para la economía mexicana, podemos calcular el nivel de renta donde se alcanza el máximo nivel de emisiones de CO₂, a partir del cual dichas emisiones comienzan a disminuir, tal como predice la teoría. Para ello, dado que la curva es cóncava*, se encontrará el máximo mediante las condiciones de primer orden:

$$\frac{\partial \Delta c_{O_2}}{\partial y_{t-1}} = \lambda_y + 2\lambda_{y2}y_{t-1} = 3.54 - 2 \cdot 0.193y_{t-1} = 0$$

$$3.54 - 2 \cdot 0.193y_{t-1} = 0$$

* $\frac{\partial^2 \Delta c_{O_2}}{\partial y_{t-1}^2} = -2 \cdot 0.193 < 0$

$$y^*_{t-1} = \frac{3.54}{2 \cdot 0.193} = 9.17$$

Observando que el ingreso per cápita mexicano de 9.17 miles de USD alcanza el nivel máximo de emisión de CO₂, por lo que un ingreso per cápita por encima de 9.17 miles de USD generará una disminución en los niveles de emisión de dióxido de carbono. Según la predicción del a CAK, esto ocurrió desde el 2011, año donde se pasó el umbral de 9.17 miles de USD, registrando un ingreso per cápita de 9.19 miles de USD.

Por lo que podemos concluir que la economía mexicana se encuentra a la derecha de la Curva Ambiental de Kuznets en términos de su nivel de ingreso alcanzado y emisiones registradas de CO₂.

Por otro lado, los efectos ajuste de corto plazo, los parámetros de ajustes de corto plazo de Δy_{-1} , Δy^2_{-1} , y Δind_{-1} son significativos. En cuanto a ecm_{t-1} , que indica la rapidez de ajuste de la diferencia del valor observado de Δc_{O_2} en $t - 1$ es distinto de su senda de largo plazo, desbalances no esperados en el corto plazo. Por ejemplo, para los valores estimados de $ecm_{t-1} = -0.58$ indica que se considera un 58% del total del desajuste o brecha entre la senda de largo plazo de las emisiones con su valor observado en un periodo, para la senda de largo plazo en el siguiente periodo.

Pruebas adicionales

Luego de la estimación del modelo ARDL, se realizan pruebas de no correlación serial del modelo estimado utilizando el estadístico Durbin-Watson (ver Apéndice V), así como los residuos mediante para ver la normalidad de estos. Aunque el gráfico del Apéndice IV se muestra que los residuos del modelo ARDL estimado pasa la prueba CUSUM de residuos, pero no el CUSUMQ. Sin embargo, a pesar de que los residuos no se comporten normalmente, se comportan como un ruido blanco, mirar el Apéndice IV (Residuos - Ruido Blanco), donde un valor atípico en dichos residuos podría estar generando que las colas de la distribución sean pesadas, lo que no permite que pueda pasar la prueba de normalidad. Aunque esto último no es necesario, ya que los residuos se siguen comportando como un ruido blanco (ver Apéndice IV - Test Pormanteu de Ruido Blanco).

Conclusiones

El presente artículo ha logrado estimar de manera consistente la validación de la Curva Ambiental de Kuznets para México. Ello implica que la economía mexicana, para el periodo bajo estudio, ha venido ajustando a la baja su emisión per cápita de CO₂ luego de haber llegado un punto máximo a partir del año 2011,

donde el ingreso real per cápita mantiene su tendencia creciente, mientras que las emisiones de CO₂ han venido disminuyendo, lo cual es consistente con lo predicho por la CAK.

Aunque, de manera complementaria, se encontró que las inversiones extranjeras directas aún siguen contribuyendo al aumento de emisión de gases contaminantes como el CO₂, ya que la teoría no es concluyente respecto a lo que se espera, pudieron haberse dado dos escenarios: en que la inversión extranjera directa haga una transferencia de tecnologías limpias desde su país de origen a México, sin embargo, dado que existe debilidad institucional en los países en desarrollo, las regulaciones medioambientales débiles o incompletas en estas últimas permiten que procesos productivos contaminantes para los estándares de países desarrollados puedan ser trasladadas a zonas geográficas y/o países justamente con bajo nivel o mala calidad regulatoria en términos ambientales, o con menos impuestos gravados por el uso de determinadas tecnologías contaminantes.

Se sugiere ampliar el análisis del impacto de la calidad de transferencia tecnológica en las emisiones de dióxido de carbono en futuras investigaciones. Además, hacer seguimiento a la transferencia tecnológica que realiza la inversión extranjera directa en cada sector económico donde participa, a fin de generar evidencia para la formulación de política públicas a favor del medio ambiente.

Referencias

- [1] OECD. The economic consequences of outdoor air pollution. Policy Highlights. 2016.
- [2] IQAir. Países y regiones con mayor contaminación del mundo. 2023. [En línea]. Disponible en: <https://www.iqair.com/mx/world-most-polluted-countries>.
- [3] Grossman G. y Krueger A. Environmental Impacts of a North American Trade Agreement, s.l.: National Bureau for Economic Research, 1991.
- [4] Selden, T. y Song, D., Environmental Quality and Development: is there a Kuznets Curve for Air Pollution Emissions?. Journal of Environmental Economics and Management, 1994; 147-162.
- [5] Navarrete, M., Brull, A., Gómez, D. Verificación de la Curva Ambiental de Kuznets: El caso de México. Revista Estudiantil de Economía Tecnológica de Monterrey. 2008; 1(1): 37-54.
- [6] Ahmad, M., Muslija, A. y Satrovic, E. Does economic prosperity lead to environmental sustainability in developing economies? Environmental Kuznets curve theory. Environmental Science and Pollution Research. 2021; (28): 22588-22601.
- [7] Pesaran, H., Shin, Y., Smith, R. Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. Journal of Applied Econometrics. 2001; 16(3): 289-326.
- [8] Jalil, A. y Mahmud, S. Environment Kuznets curve for CO₂ emissions: A cointegration analysis for China. Energy Policy. 2009; (37): 5167-5172.
- [9] Bölük, G. y Mert, M. The renewable energy, growth and environmental Kuznets curve in Turkey: An ARDL approach. Renewable and Sustainable Energy Reviews. 2015; (52): 587-595.
- [10] Ang, J. CO₂ emissions, energy consumption, and output in France. Energy Policy. 2007; 35(10): 4772-4778.
- [11] Wang, Y., Zhang, C., Lu, A., Tojo, J. A disaggregated analysis of the environmental Kuznets curve for industrial CO₂ emissions in China. Applied Energy. 2017; (190): 172-180.
- [12] Stock, J. y Watson, M. Introduction to Econometrics. Fourth Edition, New York: Pearson, 2019.
- [13] Pesaran, H. Time Series and Panel Data Econometrics., Cambridge: Oxford University Press, 2015.
- [14] Kripfganz, S. y Schneider, D. Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models. London , 2018.
- [15] Kripfganz, D. Response Surface Regressions for Critical Value Bounds and Approximate p-values in Equilibrium Correction Models. OXFORD BULLETIN OF ECONOMICS AND STATISTICS. 2020; 82(6): 1456-1481.
- [16] Dickey, D. y Fuller, W. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. Journal of the American Statistical Association. 1979; 74(366): 427-431.
- [17] Phillips, P. y Perron, P. Testing for a Unit Root in Time Series Regression. Biometrika. 1988. 75(2); 335-346.
- [18] Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., y Shi, Y. 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. 1992. 54(1-3); 159-178.
- [19] Enders, W. Applied Econometric Time Series, John Wiley & Sons, 2014.
- [20] Maddala, G. y Kim, I. Unit Roots, Cointegration, and Structural Change., Cambridge: Cambridge University Press, 1998.
- [21] Halicioglu, F. An econometric study of CO₂ emissions, energy consumption, income and foreign trade in Turkey. Energy Policy. 2009; (37): 1156-1164.
- [22] Haug, A. y Ucal, M. The role of trade and FDI for CO₂ emissions in Turkey: Nonlinear relationships. Energy Economics. 2019; (81):297-307.
- [23] Saboori, B, Sulaiman, J. y Mohd, S. Environmental Kuznets curve and energy consumption in Malaysia: A cointegration approach. Energy Sources, Part B: Economics, Planning, and Policy. 2016; 11(9): 861-867, 2016.
- [24] Sugiawan, Y. y Managi, S. The environmental Kuznets curve in Indonesia: Exploring the potential of renewable energy. Energy Policy. 2016; vol. 98: 187-198.
- [25] Hassler, U. y Wolter, J. Autoregressive distributed lag models and cointegration. Allgemeines Statistisches. 2006; (90): 59-74.

- [26] Kripfganz, S. y Schneider, D. ARDL: Estimating autoregressive distributed lag and equilibrium correction models. *Stata Journal*. 2023; 23(4): 983-1019.

Haga clic o pulse aquí para escribir texto.