



Revista de economía

ISSN: 0188-266X

ISSN: 2395-8715

Facultad de Economía, Universidad Autónoma de Yucatán

Ceballos Pérez, Sergio Gabriel; Flores Xolocotzi, Ramiro
Una prueba de hipótesis de la curva ambiental de Kuznets
para residuos sólidos urbanos en México, 1992-2018
Revista de economía, vol. 39, núm. 99, 2022, Julio-Diciembre, pp. 54-82
Facultad de Economía, Universidad Autónoma de Yucatán

DOI: <https://doi.org/10.33937/reveco.2022.275>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=674075307003>

- ▶ [Cómo citar el artículo](#)
- ▶ [Número completo](#)
- ▶ [Más información del artículo](#)
- ▶ [Página de la revista en redalyc.org](#)

UAEV [redalyc.org](https://www.redalyc.org)

Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto



UADY
UNIVERSIDAD
AUTÓNOMA
DE YUCATÁN

Revista de Economía

Facultad de Economía • Universidad Autónoma de Yucatán

Una prueba de hipótesis de la curva ambiental de Kuznets para residuos sólidos urbanos en México, 1992-2018

A hypothesis test of the environmental Kuznets curve for urban solid waste in Mexico, 1992-2018

Sergio Gabriel Ceballos Pérez¹ Ramiro Flores Xolocotzi²

Resumen

Se realizó una prueba de la hipótesis de la Curva de Kuznets para residuos sólidos urbanos per cápita en México, considerando información estatal de 1992 a 2018. Para ello, se emplearon datos de panel y se ajustaron modelos por efectos aleatorios, efectos fijos, mínimos cuadrados generalizados factibles y regresión Prais-Winsten. Se consideraron como variables independientes el Producto Interno Bruto, la densidad poblacional, regionalización y año en que cambió el responsable gubernamental de la medición de residuos sólidos. Los resultados obtenidos sustentan estadísticamente una Curva de Kuznets para residuos sólidos urbanos en el periodo mencionado. Sin embargo, también se identificó que 24 estados se encuentran aún en la fase ascendente de la curva, por lo que no se puede asegurar que lleguen al punto de inflexión a menos que se lleven a cabo las políticas públicas adecuadas. Por su parte, se requiere de mayor investigación para contrastar la hipótesis considerando datos a nivel municipal/ciudad, e incluir como variables reformas a las leyes para la reducción de residuos, sitios de disposición final, educación ambiental, impuestos a la generación de residuos, industrias generadoras de determinados residuos y políticas ambientales sobre residuos, las cuales proporcionen mayor evidencia de dicha curva.

Palabras clave: contaminación ambiental, ciudades, crecimiento económico, impacto ambiental, desvinculación.

Clasificación JEL: Q5.

Abstract

A test of the Kuznets Curve hypothesis was carried out for urban solid waste *per capita* in Mexico considering state information from 1992 to 2018. For this, panel data were used, and models were adjusted for random effects, fixed effects, and generalized least squares and Prais-Winsten

- 1- Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología, Ciudad de México, México
Correo electrónico: sgceballospe@conacyt.mx  ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-4991-3540>
- 2- Unión de Investigadores para la Sustentabilidad, Pachuca de Soto, Hidalgo, México
Correo electrónico: pinos42@hotmail.com  ORCID: <http://orcid.org/0000-0001-9979-1057>



e-ISSN: 2395-8715

<http://www.revista.economia.uady.mx/index.php/reveco>

Esta obra está bajo una licencia de Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional. (CC BY-NC-SA 4.0)

<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0>

RECEPCIÓN: 15 de diciembre de 2021 ACEPTACIÓN: 25 de mayo de 2022
REVISTA DE ECONOMÍA: Vol. 39- Núm 99 JULIO A DICIEMBRE DE 2022: Págs. 54-82

regression. Gross Domestic Product, population density, regionalization, and the year in which the government responsible for solid waste measurement changed were considered as independent variables. The results obtained statistically support a Kuznets Curve for urban solid waste in the mentioned period. However, it was also identified that 24 states are still in the upward phase of the curve, so it cannot be guaranteed that they will reach the inflection point unless the appropriate public policies are carried out. On the other hand, more research is required to contrast the hypothesis considering data at the municipal/city level and include as variables reforms to the laws for the reduction of waste, final disposal sites, environmental education, taxes on the generation of waste, industries generators of certain waste and environmental policies on waste, which provide greater evidence of said curve.

Keywords: environmental pollution, cities, economic growth, environmental impact, decoupling.
JEL Classification: Q5.

1. Introducción

Uno de los problemas de las zonas urbanas derivado de su concentración poblacional es la generación de residuos sólidos urbanos (RSU), como lo indican Di Nola, Escapa y Ansah (2018); Martínez, Mendoza y Vázquez (2019); Zhao, Zou y Zhang (2020); y Duarte *et al.* (2020). De acuerdo con el Banco Mundial (Kaza *et al.*, 2018) en el mundo se emiten 2 010 millones de toneladas de residuos; de los cuales, los países con mayores ingresos, que representan el 16 % de la población, generan 34 % del total. México se encuentra dentro de ese grupo de naciones, aun cuando su ingreso es de tipo medio, al generar 36 millones de toneladas anuales en 2018 (INEGI, 2020a).

Los RSU se denominan así, ya que están constituidos por residuos sólidos domiciliarios, además de aquellos emitidos por parte de comercios, oficinas y escuelas (Kelsey, 2017; Jaligot y Chenal, 2018; Kumar y Agrawal 2020). Se manejan como categoría especial los residuos sólidos industriales y peligrosos (radioactivos, médicos, patogénicos), los cuales no están incluidos por lo general como RSU y, consecuentemente, no forman parte del análisis que se realizará en este estudio (Rondón *et al.*, 2016; Emily e Yi-Tui, 2018).

En general, la gestión y manejo de residuos urbanos es uno de los servicios públicos vitales para las ciudades y sus habitantes (Bányai *et al.*, 2019; Martínez *et al.*, 2019; Knickmeyer, 2020; Kuddus, Tynan y McBryde, 2020), debido a que generan problemas ambientales y sanitarios para las ciudades en caso de no gestionarse adecuadamente. Aunado a ello, los RSU se encuentran en constante crecimiento, en concordancia con el ingreso disponible de cada país, población y densidad poblacional (Emily e Yi-Tui, 2018; Knickmeyer, 2020; Suki *et al.*, 2020; Zhao *et al.*, 2020).

Por su parte, los residuos sólidos urbanos vistos desde el punto de vista económico se pueden considerar como excedentes no aprovechables, resultado de la actividad económica y el consumo, que generan externalidades negativas al sistema económico al requerir gastos e inversiones para su manejo, los cuales generalmente son costeados en los impuestos de los ciudadanos. Puede considerarse que los residuos constituyen grandes cantidades de materia no utilizables, en descomposición o subutilización (Fuertes, Plou y Gómez, 2017; Sánchez y Caballero, 2019). De ahí la importancia de buscar mecanismos para poder reducir la emisión de residuos y

su desvinculación con respecto al crecimiento económico (Catalán, 2014; Dai y Liu, 2018; Hoogmartens, Eyckmans y Passel, 2018; Jaligot y Chenal, 2018).

La hipótesis de la curva ambiental de Kuznets (CAK) es una herramienta que permite identificar si la economía está reduciendo sus niveles de contaminación a lo largo del tiempo (Minaverry y Caceres, 2016; Riera *et al.*, 2016; Fuertes *et al.*, 2017; Tsiamis, Torres y Castaldi, 2018; Vadén *et al.*, 2020). Esta curva tiene forma de una parábola inversa, en la que el crecimiento económico se desplaza sobre el eje horizontal y la contaminación sobre el eje vertical, ambos con signos positivos (Fuertes *et al.*, 2017; Tsiamis *et al.*, 2018; Vadén *et al.*, 2020; Suki *et al.*, 2020). Uno de los supuestos de este modelo es que, al comienzo del crecimiento económico de cualquier país o región, la contaminación crece como una condición necesaria para poder desarrollar su industria a expensas de sus recursos naturales, hasta llegar un punto de inflexión donde después comenzará a descender la contaminación; sin embargo, el crecimiento económico será positivo gracias a la adopción de nuevas tecnologías, como se muestra en la gráfica 1 (Catalán, 2014; Gill, Viswanathan y Hassan, 2018; Suki *et al.*, 2020).

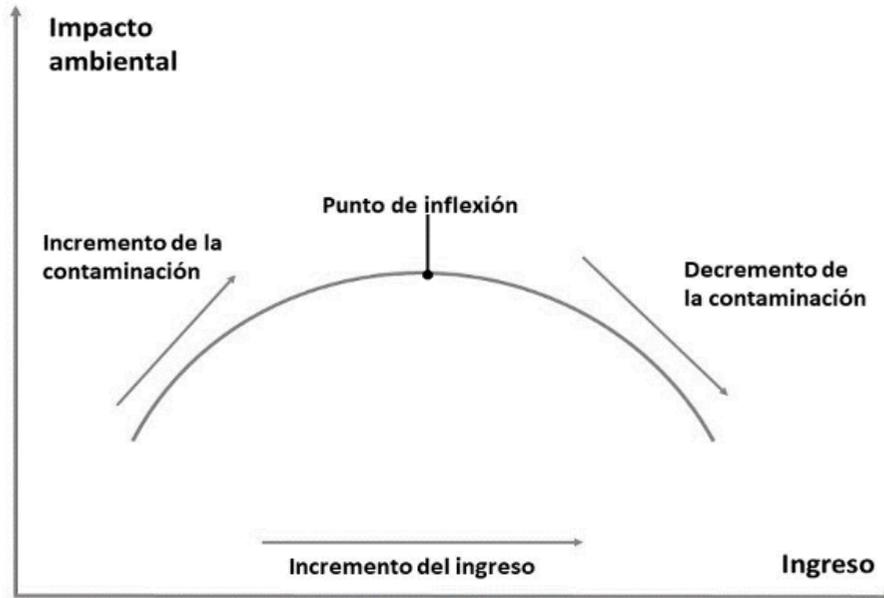
El presente artículo tiene como objetivo general conocer si existe algún probable desacoplamiento entre crecimiento económico y generación de RSU. Para ello se realiza una prueba de la hipótesis de la Curva de Kuznets con RSU considerando las 32 entidades federativas de la República Mexicana, empleando modelos estadísticos de datos de panel y tomando en cuenta las hipótesis propuestas por Catalán (2014) y Jaligot y Chenal (2018), entre las que destacan: 1) relación monótona creciente; 2) relación monótona decreciente, 3) presencia de la CAK, 4) relación gráfica en forma de N, y 5) relación gráfica de N inversa. Más adelante se explicarán con detalle.

Los modelos estadísticos estimados en esta investigación son de tipo descriptivo, más no predictivo, de cantidades de RSU. Por lo anterior, este trabajo busca, aun con sus limitantes de información, presentar evidencia empírica preliminar basada en un estudio de la CAK para RSU en México. Además de analizar el probable desacoplamiento de la generación de residuos con el crecimiento económico, que pudiera ser útil en un futuro para la toma de decisiones de la política pública ambiental.

2. Marco teórico: hipótesis de la Curva Ambiental de Kuznets y desacoplamiento

Entre los paradigmas teóricos para identificar un balance entre contaminación y crecimiento económico se encuentra la hipótesis de la CAK. La hipótesis de Kuznets sostiene que las economías desarrolladas presentan una tendencia hacia mejorar paulatinamente su calidad ambiental, frente a aquellas economías nacionales que están en sus primeras etapas de desarrollo y requieren mayores tasas de contaminación hasta alcanzar su desarrollo (gráfica 1).

Gráfica 1. *Curva de Kuznets considerando impacto o degradación ambiental*



Fuente: elaboración propia.

Para hacer más explícito el comportamiento de la CAK, en la gráfica 1 se puede observar que -en un primer momento- a medida que el ingreso aumenta, la contaminación lo hace también, hasta llegar a un límite en el cual el ingreso continúa aumentando, pero la contaminación comenzará a disminuir como consecuencia de que las personas incrementarán su ingreso, sus niveles educativos y su exigencia/demanda por un ambiente limpio (Mazzanti y Zoboli, 2005; Madden *et al.*, 2019; Gill *et al.*, 2018).

Cabe señalar que una de las implicaciones más importantes de este supuesto es el probable desacoplamiento que se presenta a partir del punto de inflexión hacia la derecha (gráfica 1), cuando el crecimiento económico sigue su marcha mientras que los niveles de contaminación comienzan a descender (Johnstone y Labonne, 2004; Riera *et al.*, 2016; Sánchez y Caballero, 2019). Lo anterior significaría que, en cualquier economía desarrollada, una vez que pase su punto de inflexión comenzará el desacoplamiento entre crecimiento económico con menores índices o niveles de contaminación y/o degradación ambiental. De acuerdo con Dinda (2004) estas fases también se pueden denominar como efectos que se presentan antes, durante y después del punto de inflexión, que son el efecto escala, el efecto tecnológico y el efecto de composición.

Siguiendo este modelo basado en la teoría de Simón Kuznets (Kuznets, 1955; Grossman y Krueger, 1995), se han desarrollado múltiples investigaciones sobre medioambiente y su relación con el ingreso, como las de Di Nola *et al.* (2018); Emily y Yi-Tui, (2018); Jalignot y Chenal (2018); Madden *et al.* (2019); Boubellouta y Kusch-Brandt (2020); y Zhao *et al.*, 2020).

Los estudios empíricos sobre la CAK son amplios en general para los países desarrollados. No así para México, donde se han realizado en mayor parte para emisiones de CO₂ (Sánchez y Caballero, 2019), mientras que en cuestión de residuos urbanos son escasos (Flores-Xolocotzi y

Ceballos, 2022). En el cuadro 1 se observan algunas investigaciones sobre la CAK y los RSU. Entre dichos trabajos con evidencia de la CAK se encuentran los de Arbulú *et al.* (2015); Mazzanti y Zoboli (2005); y Boubellouta y Kusch-Brandt (2020). Mientras que entre los estudios a nivel municipal y ciudad se encuentran los de Ercolano *et al.* (2018); Ichinose *et al.* (2014); Magazzino, Mele y Schneider (2020); Lee *et al.* (2016); y Cheng *et al.* (2020). Sin embargo, en estos dos últimos no se encontró ninguna CAK. Al respecto, Dinda (2004), señala que es más factible que se encuentre una CAK en problemas ambientales locales o en contaminantes particulares de una ciudad, que en contaminantes globales como los gases de efecto invernadero. No obstante, en el caso de los RSU, es posible que estos se incrementen monotónicamente ante incrementos en los ingresos o bien la relación de los RSU frente al ingreso presente un punto de inflexión alto.

Cuadro 1. *Investigaciones sobre Curva de Kuznets en residuos sólidos urbanos*

Autores	País, región o ciudad (años)	Método econométrico	Tipo de residuo sólido	Curva de Kuznets
Arbulú <i>et al.</i> (2015)	32 países europeos (1997-2010)	Efectos fijos	RSU	Sí
Boubellouta y Kusch-Brandt (2020)	30 países de Europa (2000 a 2016)	Mínimos cuadrados en dos etapas y métodos de sección cruzada	Residuos electrónicos	Sí
Cheng <i>et al.</i> (2020)	258 ciudades chinas	Modelo DID (diferencia en diferencia)	RSU	No
Ercolano <i>et al.</i> (2018)	Municipios de la región de Lombardía, Italia (2005 a 2011)	Efectos fijos, efectos aleatorios y método generalizado de momentos (Arellano-Bond)	RSU	Sí
Ichinose <i>et al.</i> (2014)	1798 municipios japoneses	Modelo de error espacial y modelo autorregresivo espacial	RSU	Sí
Jaligot y Chenal (2018)	Cantón de Vaud, Suiza (1996 a 2015)	Mínimos cuadrados generalizados y efectos fijos	RSU	Sí
Madden <i>et al.</i> (2019)	Nueva Gales del Sur, Australia	Regresión espacial	RSU	Sí
Mazzanti y Zoboli (2005)	25 países de la Unión Europea que constituyen la EU25 (1995 a 2005)	Efectos fijos, efectos aleatorios y método generalizado de momentos	RSU	Sí

Lee <i>et al.</i> (2016)	Municipios de los Estados Unidos de América. Período de 1990 a 2012	Modelo vectorial autorregresivo	RSU	No
Magazzino <i>et al.</i> (2020)	Municipios de Suiza. De 1990 a 2017	Series de tiempo	RSU	Sí

Fuente: elaboración propia.

La revisión de literatura sobre contaminación, RSU y curva ambiental de Kuznets, permite señalar que existen diversos métodos, para estudiar e investigar la hipótesis de Kuznets. Por lo anterior, en este trabajo, se emplearán datos a nivel estatal en México. En el siguiente apartado se explica la naturaleza de los datos y las características del método utilizado.

3. Materiales y métodos

Para analizar estadísticamente la información y posteriormente realizar el contraste de la hipótesis de la CAK, se utilizaron técnicas de datos de panel, tal como lo hacen para residuos sólidos Ercolano *et al.* (2018), Jaligot y Chenal (2018); y Zhao *et al.* (2020). Para ello, se recopiló la siguiente información:

- a) Generación de RSU *per cápita* por entidad federativa.
- b) Ingreso. Medido a través del Producto Interno Bruto (PIB) *per cápita* por entidad federativa.
- c) Densidad poblacional por entidad federativa. Esta variable es un indicador de la concentración de las actividades económico-productivas (niveles de urbanización para Jaligot y Chenal, 2018).

La información sobre RSU provino de los Indicadores Básicos del Desempeño Ambiental de la Secretaría de Medio Ambiente y Recursos Naturales (SEMARNAT, 2019) y de los Censos Nacionales de Gobiernos Municipales y Delegacionales realizados por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI, 2020a).

Al respecto de lo anterior, se aclara que la información sobre la emisión de RSU en México se encuentra registrada anualmente desde 1992 hasta 2009 por la SEMARNAT (SEMARNAT, 2019). Esta información se obtuvo a través de su portal de datos abiertos¹ en donde se reportan las cantidades de generación de RSU totales anuales para el país en millones de toneladas, así como la generación *per cápita* en kilogramos habitante por día.

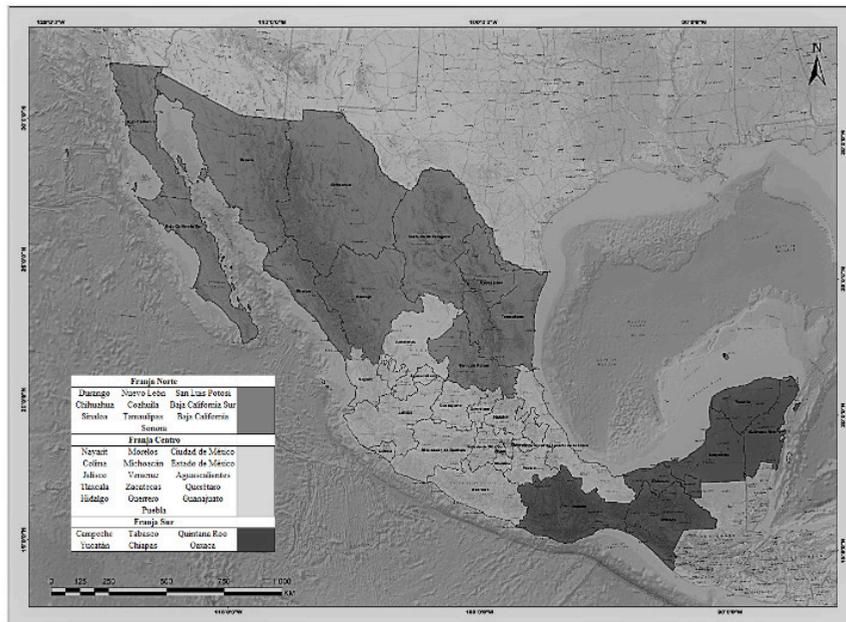
A partir de 2010, las mediciones de residuos sólidos son realizadas por el INEGI cada dos años. Igualmente, se hace la observación que a partir de 2010 el INEGI implementó un nuevo método para obtener la información sobre generación de RSU a través del Censo Nacional de Gobiernos Municipales y Delegacionales, tal como se explica en INEGI (2020a). Por lo anterior, se tuvo un total de 23 observaciones de RSU por entidad federativa mexicana, lo cual hace un tamaño de muestra de 736 observaciones.

¹ Base de indicadores ambientales de SEMARNAT actualizada hasta 2019 (SEMARNAT, 2019).

Para la variable ingreso se utilizó el PIB a nivel estatal a precios constantes del año 2013 en unidades monetarias, para obtener el PIB *per cápita* (INEGI, 2020b). La variable densidad poblacional estuvo representada por el número de habitantes a nivel estatal dividida por la superficie de su territorio (INEGI, 2018). Para poder obtener los datos *per cápita*, se obtuvo el número de habitantes por entidad federativa, a través de los Censos de Población y Vivienda de 1990, 2000 y 2010, además de considerar los Conteos de Población y Vivienda 1995 y 2005, así como la Encuesta Intercensal 2015 (INEGI, 2020c). Dado que estos datos se encuentran a nivel quinquenal, se tuvieron que realizar extrapolaciones calculando la tasa de crecimiento entre cada quinquenio, dividiéndolo entre cuatro para obtener la tasa de crecimiento anual y después aplicando la función de números aleatorios de Excel versión 365 entre los límites superior e inferior. Con ello, se obtuvo una serie de población estatal anual que no tuviera datos que fueran múltiplos de sus antecesores (Marsaglia, 2003).

Siguiendo a Gasca (2009), sólo para el modelo de efectos aleatorios, se emplearon también como variable de control las franjas regionales propuestas por el gobierno de México en el año 2004 para caracterizar el sistema urbano nacional. La propuesta divide al país en tres grandes macrorregiones que separan las entidades federativas en las franjas norte (FN), centro (FC) y sur (FS), tal como se observa en el mapa 1.

Mapa 1. Franjas regionales en las que se puede dividir México



Fuente: Elaboración propia con base en el Marco Geoestadístico Nacional (INEGI, 2018) y modificado en ArcGis10.5.

De acuerdo con Gasca (2009), la macroregionalización anterior indica que la población y las actividades económicas se concentran en la franja central y tienden a dispersarse respectiva-

mente en la franja sur y en la franja norte. Esta variable independiente de regionalización del país, al ser constante en el tiempo, se introdujo sólo en la estimación del modelo de efectos aleatorios, a través de dos variables dicotómicas.

Finalmente, para los modelos estimados se empleó también como variable de control el cambio de responsabilidad en la medición de RSU. Para ello, se usó una variable dicotómica que permite separar los años continuos de 1992 a 2009 (mediciones reportadas por SEMARNAT) de aquellas mediciones realizadas cada dos años por INEGI, es decir: 2010, 2012, 2014, 2016 y 2018. De esta forma, se consideró el total de 736 observaciones para las 32 entidades federativas en el horizonte de tiempo total. Todas las variables empleadas en los modelos aparecen descritas en el cuadro 2.

Cuadro 2. Variables que se consideraron en el análisis estadístico

Variable	Tipo de variable
Y_{it} : Residuos en kg diarios <i>per cápita</i> para el año correspondiente (1992, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009, 2010, 2012, 2014, 2016, 2018)	Cuantitativa
PIB_{it} : PIB estatal anual a precios constantes 2013 (pesos mexicanos) <i>per cápita</i> para el año correspondiente	Cuantitativa
DP_{it} : Densidad de población (habitante por km ²) de la entidad federativa para el año correspondiente	Cuantitativa
P_{it} : Variable dicotómica que separa las observaciones del período uno de 1992 a 2009 de las observaciones del período dos de 2010 a 2018.	Base 0 = 1992, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997, 1998, 1999, 2000, 2001, 2002, 2003, 2004, 2005, 2006, 2007, 2008, 2009 (período uno). 1= 2010, 2012, 2014, 2016, 2018 (período dos).
FS_i : Franja Sur, comprende Oaxaca, Chiapas, Tabasco, Campeche, Yucatán y Quintana Roo	Base 0 =No y 1=Sí
FC_i : Franja Centro comprende Nayarit, Zacatecas, Jalisco, Aguascalientes, Guanajuato, Colima, Michoacán, Querétaro, Hidalgo, Veracruz, Tlaxcala, Puebla, Ciudad de México, Estado de México, Morelos y Guerrero	0=No y 1=Sí
FN_i : Franja Norte comprende Baja California, Baja California Sur, Chihuahua, Durango, Coahuila, Nuevo León, Tamaulipas, San Luis Potosí, Sinaloa y Sonora	0=No y 1=Sí

Fuente: Elaboración propia considerando información de SEMARNAT (2019) e INEGI (2018, 2020a, 2020b y 2020c).

La base de datos, que comprendió las variables mencionadas, se construyó en Excel versión 365.

3.1. Estimación de estadísticas

A partir de la base de datos, se obtuvieron a nivel nacional: promedios, desviación estándar, valor máximo y valor mínimo para las variables “RSU *per cápita*”, PIB *per cápita* y densidad poblacional.

Como parte de un análisis descriptivo entre las variables mencionadas, se realizó lo siguiente:

- a) Debido a la diferencia marcada en las escalas de medición entre la variable dependiente RSU *per cápita* con las variables independientes PIB *per cápita* y densidad poblacional, se decidió transformarlas con logaritmo natural (LN) (Montgomery, Peck y Vining, 2012). Igualmente, dicha transformación permite considerar elasticidades en el análisis de los resultados (Díaz y Medlock, 2021; Sánchez y Caballero, 2019).
- b) Se graficó la relación entre LN de RSU *per cápita* con la variable LN de PIB *per cápita* y se determinó su grado de asociación a través del coeficiente de correlación de Spearman.

Además, se observó que la variable dependiente RSU *per cápita* no sigue significativamente una distribución normal (P-valor<0.01), de acuerdo con resultados obtenidos mediante el Test de Kolmogorov-Smirnof. Sobre esto, diversos estudios han señalado que la generación de residuos y/o contaminantes no sigue necesariamente una distribución normal, ya que se presentan asimetrías o curtosis que se alejan de la normal. Por este hecho, se sugiere igualmente transformar con logaritmo este tipo de variables (Shahbaz *et al.*, 2017; Khair y Rafizul, 2018).

3.2. Modelos de datos de panel

Siguiendo a Ercolano *et al.* (2018), Jaligot y Chenal (2018) y Zhao *et al.* (2020), se ajustaron ecuaciones de datos de panel para efectos aleatorios, efectos fijos, mínimos cuadrados generalizados factibles y regresión Prais-Winsten con corrección de errores de panel (las dos últimas para atender la presencia de heterocedasticidad, correlación contemporánea y autocorrelación). Para contrastar la hipótesis de la CAK, se introdujeron en todos los modelos las variables del LN del PIB al cuadrado y al cubo respectivamente. La forma matemática de los modelos, de acuerdo con Wooldridge (2010), Alejo *et al.* (2015) y Das (2019) se expresa en las ecuaciones 1 y 2 respectivamente.

Ambas ecuaciones tienen los siguientes términos en común:

- a) Y_{it} es la variable dependiente residuos *per cápita* en donde i =entidad y t =tiempo, transformada a través del LN.
- b) $\ln PIB_{it}$ es el LN del PIB *per cápita*.
- c) $(\ln PIB_{it})^2$ es el LN del PIB *per cápita* al cuadrado.
- d) $(\ln PIB_{it})^3$ es el LN del PIB *per cápita* al cubo.
- e) $\ln DP_{it}$ es el LN de la densidad poblacional.
- f) P_{it} es una variable dummy que separa las observaciones de 1992 a 2009 de las observaciones de 2010 a 2018.



Considerando lo anterior:

1.- Ecuación para efectos aleatorios:

$$Y_{it} = \beta_1 \ln PIB_{it} + \beta_2 (\ln PIB_{it})^2 + \beta_3 (\ln PIB_{it})^3 + \beta_4 \ln DP_{it} + \beta_5 P_{it} + \beta_6 FC_i + \beta_7 FN_i + \alpha + u_i + \varepsilon_{it} \dots (1)$$

En donde:

- a) α es el intercepto
- b) FC_i y FN_i son variables *dummy* que establecen la franja regional a la que pertenece la entidad federativa (centro y norte respectivamente) con respecto a la base que es franja sur (FS_i) y que permanecen invariantes en el tiempo.
- c) u_i se asume aleatorio y es el componente del error de tipo específico individual, incorrelacionado con las variables control.
- d) ε_{it} es el componente restante del error para cada observación i en el tiempo t .

2.- Ecuación para efectos fijos, mínimos cuadrados generalizados factibles y regresión Prais-Winsten con corrección de errores:

$$\ln Y_{it} = \beta_1 \ln PIB_{it} + \beta_2 (\ln PIB_{it})^2 + \beta_3 (\ln PIB_{it})^3 + \beta_4 \ln DP_{it} + \beta_5 P_{it} + \alpha_i + u_{it} \dots (2)$$

En donde:

- a) α_i es un intercepto que puede absorber los efectos de las variables inobservadas, por lo que comprende efectos fijos no aleatorios inobservables constantes en el tiempo que se correlacionan con las variables independientes.
- b) u_{it} es el término del error de tipo aleatorio debido a variables omitidas incorrelacionadas con las variables independientes, que cambiará a través de las observaciones y el tiempo.

Aunado a ello, se consideraron las siguientes hipótesis estadísticas descritas por Catalán (2014) y Jaligot y Chenal (2018) sobre curva de Kuznets.

Dichas hipótesis son:

1. Cuando el modelo de la CAK cumple con la restricción $\beta_1 > 0$ y $\beta_2 = \beta_3 = 0$, entonces la relación entre las variables es lineal y directa, por lo que el crecimiento económico implica un mayor deterioro del medio ambiente (relación monótona creciente).
2. Cuando el modelo ajustado presenta como resultados $\beta_1 < 0$ y $\beta_2 = \beta_3 = 0$, la relación entonces es lineal e inversa. Por lo que a mayor crecimiento habrá una disminución del deterioro ambiental o de niveles de contaminación (relación monótona decreciente).
3. Cuando los parámetros obtenidos son $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ y $\beta_3 = 0$, existe una relación de U invertida (presencia de una curva de Kuznets), en donde el punto de inflexión se determina a través de la razón $-b_1/2b_2$.
4. Cuando se cumple que $\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ y $\beta_3 > 0$, los signos representan una relación gráfica en forma de una N. Por lo que después de cierto nivel elevado de ingresos ocurre nuevamente una relación positiva entre la degradación ambiental y el crecimiento económico (Allard *et al.*, 2018).

5. Cuando se cumple que $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$ y $\beta_3 < 0$, los signos representan una forma en forma de N inversa, reportada en algunos casos que se pueden consultar en Chen (2010).

3.3. Ajuste de los modelos

En una primera fase, se evaluó la colinealidad de las variables independientes considerando los índices de condición (IC) para la matriz de dichas variables, junto con la proporción de descomposición de la varianza entre pares de variables independientes (Ramírez y Ramírez, 2006). Ante la colinealidad de las variables $\ln\text{PIB}$, $(\ln\text{PIB}_{it})^2$ y $(\ln\text{PIB}_{it})^3$, y por la naturaleza descriptiva del modelo (en donde son importantes los signos obtenidos en la estimación), se decidió centrar las variables cuantitativas independientes considerando su valor promedio (Das, 2019).

Los modelos se ajustaron en Stata versión 16.1, a través del comando “xtreg” para efectos aleatorios y para efectos fijos. Ante la presencia de autocorrelación, correlación contemporánea y heterocedasticidad, se emplearon los comandos “xtgls” y “xtpcse” para ajustar por mínimos cuadrados generalizados factibles y regresión Prais-Winsten con corrección de errores de panel respectivamente (Cameron y Trivedi, 2010; Das, 2019; Jaligot y Chenal, 2018). Para el modelo de efectos aleatorios, se realizó un test extendido basado en Jarque-Bera para contrastar hipótesis de normalidad, tal como lo recomiendan Alejo *et al.* (2015). Igualmente se realizó una prueba de Jarque-Bera para contrastar normalidad en el modelo de efectos fijos. Para seleccionar entre modelos de efectos fijos y efectos aleatorios se aplicó la prueba de los multiplicadores de Lagrange desarrollado por Breusch-Pagan y el test de Hausman (Das, 2019).

Por la naturaleza de los datos agrupados por entidad federativa, se realizó también un análisis de correlación serial para datos de panel (Jaligot y Chenal, 2018). Para realizar el test de correlación serial se siguió el procedimiento propuesto por Drukker (2003) basado en Wooldridge (2010). Igualmente, para efectos fijos se realizaron una prueba de heterocedasticidad siguiendo el proceso recomendado por Baum (2001) y una prueba de correlación contemporánea desarrollada por Pesaran (2014; 2020).

Ante presencia de autocorrelación, correlación contemporánea y heterocedasticidad, se ajustó el modelo de efectos fijos a través de mínimos cuadrados generalizados factibles (MCGF), tal como lo señalan Jaligot y Chenal (2018). Para ello, como se mencionó anteriormente, se empleó el comando “xtgls” de Stata (Johnstone y Labonne, 2004).

Es necesario señalar que la estimación a través de MCGF permite corregir la autocorrelación, la correlación contemporánea y la heterocedasticidad en los errores, a través del ajuste de un modelo de efectos fijos, en donde la estructura de los errores al interior de los grupos se modelará como un proceso autorregresivo de primer orden. Lo anterior permite que los parámetros obtenidos sean eficientes y que los estimadores sean consistentes y distribuidos asintóticamente hacia una normal (Johnstone y Labonne 2004; Mazzanti *et al.*, 2008; Jaligot y Chenal, 2018). No obstante, diversos autores señalan que cuando N (número de paneles) $> T$ (años de estudio), las estimaciones por MCGF son menos precisas, por lo que se recomienda estimar una regresión Prais-Winsten con corrección de errores de panel para atender la presencia de heterocedasticidad, correlación contemporánea y autocorrelación de primer orden (Blackwell, 2005; Hoechle, 2007; Renzhi y Baek, 2020).

Los resultados por ambos métodos se encuentran también en el siguiente apartado.

4. Resultados y análisis

4.1. Estadística descriptiva

En el cuadro 3 se puede observar que el valor promedio de RSU *per cápita* es igual a 0.9203 kg *per cápita* a nivel nacional para el período de estudio, con una media nacional de 2.8 millones de kg diarios de RSU. Con los datos considerados, se obtuvo un PIB *per cápita* promedio de 149 379 pesos y una densidad poblacional promedio de 275.20. Cada valor promedio va acompañado de su correspondiente valor máximo y mínimo. Estos valores caracterizan la base de datos de panel empleada en esta investigación.

Cuadro 3. Estadísticas descriptivas nacionales de las variables continuas

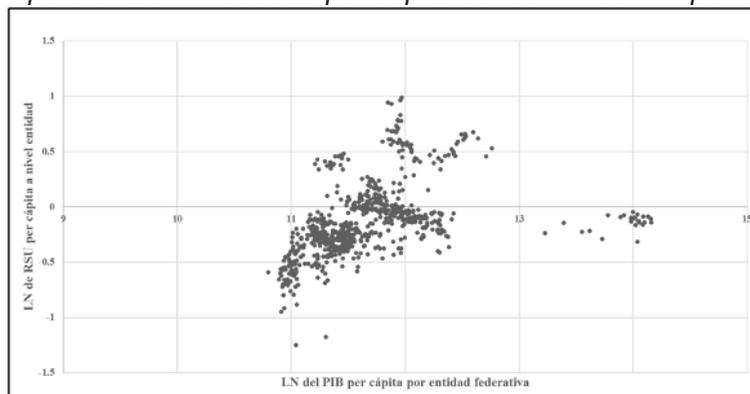
Variable	Media	Desviación estándar	Mínimo	Máximo
RSU (kg diarios)	2 836 099	2 908 762	427 718	17 400 000
RSU (kg diarios) <i>per cápita</i>	0.9203	0.3479	0.2857	2.6733
PIB <i>per cápita</i> anual(pesos)	149 379	188 370.8	49 001	1 414 942
Densidad poblacional (habitantes por km ²)	275.2052	1 008.63	5	6043

Fuente: Elaboración propia considerando información de SEMARNAT (2019) e INEGI (2018, 2020a, 2020b y 2020c).

4.1.1. Gráfico de dispersión entre RSU y PIB

El gráfico de dispersión entre la variable dependiente LN de RSU contra LN del PIB, permite observar una tendencia a no dispersarse en todo el cuadrante, como se puede observar en la gráfica 2. De esta forma, la relación entre residuos *per cápita* y PIB *per cápita* tiende a un comportamiento monótono no lineal (Cohen y Lea, 2004; Sheskin, 2011).

Gráfica 2. Dispersión de LN residuos *per cápita* contra LN del PIB *per cápita*



Fuente: elaboración propia con información de INEGI (2020a, 2020b) y SEMARNAT (2019).

El comportamiento monótonico no lineal también justifica la aplicación del Coeficiente de Correlación de Spearman para analizar el tipo de asociación entre variables.

Con respecto a la asociación, se encontró que el coeficiente de correlación de Spearman, entre el LN de RSU *per cápita* y el LN del PIB *per cápita* es de 0.63 (P valor < 0.01). Por lo que se observa una asociación alta, monótonica no lineal, positiva y significativa al menos con 0.01 de nivel de significancia de correlación entre ambas variables. Esta relación puede observarse en la gráfica 2.

4.2. Modelos estimados

4.2.1. Colinealidad

Se realizó una evaluación del grado de colinealidad entre las variables originales independientes, teniendo como estructura básica las variables que entrarían al modelo de efectos fijos. Considerando las variables $\ln \text{PIB}$, $(\ln \text{PIB}_{it})^2$, $(\ln \text{PIB}_{it})^3$, $\ln \text{DP}$ y la variable dicotómica que separa las observaciones de los períodos uno y dos, consecuentemente bajo la regla de que $\text{IC} > 30$ con pares de variables cuya proporción de descomposición de la varianza sea mayor a 0.5, de encontrarse dichos valores, representarían problemas graves de colinealidad.

Excluyendo las variables de región, se tuvo entonces para las variables sin transformar, uno de seis posibles $\text{IC} = 44,671.85$. Para este IC , los interceptos $\ln \text{PIB}$, $(\ln \text{PIB}_{it})^2$ y $(\ln \text{PIB}_{it})^3$ tuvieron una proporción igual a uno. Consecuentemente, se justifica el centrado de las variables. Una vez centradas, se obtuvieron nuevamente los IC para las variables ya mencionadas y se obtuvieron seis IC cuyos valores fluctuaron entre 1 y 7.55; por lo que, bajo la regla de $\text{IC} < 10$ (colinealidad débil), se considera que la colinealidad existente entre las variables no es de peso en los modelos. En adición, se estimaron los factores de inflación de varianza (VIF, por sus siglas en inglés) para las seis variables independientes. Sólo el valor del $(\ln \text{PIB}_{it})^3 = 10.83$ excedió el valor de 10 como regla del VIF para considerar la colinealidad como un problema. Bajo estas consideraciones deben leerse los resultados siguientes.

4.2.2. Resultados y análisis de modelos

En el cuadro 4 se encuentran los resultados de las regresiones considerando efectos aleatorios, y efectos fijos. En efectos aleatorios, no se rechazan las hipótesis de normalidad para los componentes del error considerando un nivel de significancia menor o igual a 0.05. La prueba de multiplicadores de Lagrange desarrollada por Breusch-Pagan, con una $J^2 = 5422.43$ y un P valor < 0.01 permite rechazar significativamente la hipótesis nula, por lo que se sustenta la hipótesis alternativa de recurrir a efectos aleatorios en lugar de un modelo de mínimos cuadrados ordinarios de tipo agrupado.

Cabe destacar que los parámetros asociados a las regiones centro y norte no son estadísticamente significativos en el modelo de efectos aleatorios, al menos con un nivel de significancia de 0.05. Igualmente, los signos y niveles de significancia estadística (al menos 0.05) de las variables $\ln \text{PIB}$ y $(\ln \text{PIB}_{it})^2$, junto con la no significancia del $(\ln \text{PIB}_{it})^3$, sustentan estadísticamente la hipótesis de una CAK (cuadro 4). Sobre las variables de región, cabe puntualizar que, al permanecer

constantes en el tiempo se excluyen del modelo de efectos fijos y de los modelos ajustados por MCGF y por Prais-Winsten.

Al comparar los modelos de efectos fijos contra efectos aleatorios, los resultados del Test de Hausman rechazan significativamente el modelo de efectos aleatorios en favor del modelo de efectos fijos, considerando un valor de $Ji^2 = 15.53$ y un P valor < 0.0083 .

Por lo anterior, entre ambos modelos se opta por el modelo de efectos fijos. La elección de efectos fijos permite considerar que existe la posibilidad de que variables inobservables (no presentes en el modelo) estén correlacionadas con las variables independientes como el PIB *per cápita*. Dichas variables inobservables no contempladas en el modelo pudieran ser variables macroeconómicas como la educación, el nivel tecnológico y el gasto público en programas de reciclaje de RSU, las cuales pudieran estar relacionados con el PIB. En el caso de la densidad poblacional como indicador de urbanización, futuros estudios en México deberán considerar otras variables que indiquen la urbanización a nivel de ciudades.

Empero, para efectos fijos, la prueba de heterocedasticidad rechaza significativamente la hipótesis de homocedasticidad y la prueba de autocorrelación de primer orden rechaza la hipótesis de no autocorrelación. Además, la prueba de correlación contemporánea rechaza significativamente la hipótesis de correlación cruzada débil (ver cuadro 4).

Cuadro 4. *Estimación de los modelos de efectos aleatorios y efectos fijos*

Variable independiente	Estimación por efectos aleatorios		Estimación por efectos fijos	
	Variable dependiente lnY		Variable dependiente lnY	
	Parámetro (error estándar)	P valor	Parámetro (error estándar)	P valor
Constante	-0.084288 (0.103760)	0.417	0.050369 (0.022863)	0.028
<i>lnPIBit</i>	0.226387 (0.055575)	<0.01	0.240361 (0.060924)	<0.01
$(\ln PIB_{it})^2$	-0.117072 (0.027361)	<0.01	-0.105755 (0.028327)	<0.01
$(\ln PIB_{it})^3$	0.009709 (0.017118)	0.571	0.005467 (0.017570)	0.756
<i>lnDP_{it}</i>	-0.088294 (0.029568)	0.003	-0.155529 (0.039234)	<0.01
<i>P_{it}</i>	-0.114186 (0.011016)	<0.01	-0.099435 (0.011936)	<0.01
<i>FC_i</i>	0.233993 (0.128154)	0.068	-----	-----
<i>FN_i</i>	0.046814 (0.130136)	0.719	-----	-----
	N=736 observaciones		N=736 observaciones	
	F=196.97 P valor<0.01		F=37.63 P valor <0.01	
	Test de normalidad en ε_{it} : $Ji^2= 5.47$ P valor=0.065		Test de normalidad $Ji^2=241.10$ P valor <0.01	
	Test de normalidad en u_i : $Ji^2= 5.49$ P valor=0.064		Test de homocedasticidad para efectos fijos H0: Hay homocedasticidad	

		<p>$Ji^2= 84.32$ P valor < 0.01</p> <p>Test de autocorrelación H0: No hay autocorrelación de primer orden F= 3 100.257 P valor < 0.01</p> <p>Test de correlación contemporánea (Pesaran) H0: los errores de sección transversal son débilmente dependientes CD=9.902 P valor < 0.01</p>
--	--	---

Fuente: Elaboración propia con información de SEMARNAT (2019) e INEGI (2018, 2020a, 2020b y 2020c).

Considerando lo anterior, se estimó el modelo por MCGF. Los resultados de los parámetros estimados, sus errores estándar y su significancia para este tercer modelo se encuentran reportados en el cuadro 5.

Cuadro 5. Estimación del modelo por MCGF

Variable independiente	Estimación por MCGF	
	Variable dependiente lnY	
	Parámetro (error estándar)	P valor
Constante	0.1157234 (0.0262826)	<0.01
$\ln PIB_{it}$	0.2816772 (0.0068185)	<0.01
$(\ln PIB_{it})^2$	-0.2287361 (0.003148)	<0.01
$(\ln PIB_{it})^3$	0.0105896 (0.0026138)	<0.01
$\ln DP_{it}$	0.012414 (0.0007004)	<0.01
P_{it}	-0.2175224 (0.0201599)	<0.01
	N=736 observaciones	
	Wald $\chi^2=13\ 030.44$ P valor<0.01	

Fuente: Elaboración propia considerando información de SEMARNAT (2019) e INEGI (2018, 2020a, 2020b y 2020c).

Los resultados de MCGF (cuadro 5) evidencian una significancia estadística de los parámetros que acompañan a $\ln \text{PIB}$, $(\ln \text{PIB}_{it})^2$ y $(\ln \text{PIB}_{it})^3$ a un nivel de 0.01. Los signos positivo, negativo y positivo que acompañan respectivamente a dichos parámetros, permiten sustentar la hipótesis de existencia de una N (hipótesis 4 mencionada con anterioridad) para RSU en kg *per cápita* diarios del tipo aquí estudiado, considerando datos por entidad federativa. Una curva en forma de N (hipótesis 4), implica que una vez superado cierto nivel elevado de ingresos, éste podría conducir nuevamente a una relación positiva entre RSU y crecimiento económico; en donde posiblemente el efecto escala supere a los efectos tecnología y composición debido a rendimientos decrecientes de los cambios tecnológicos (Allard *et al.*, 2018; Lorente y Álvarez, 2016).

Sin embargo, como se mencionó anteriormente, cuando N (número de paneles) es mayor a T (tiempo), diversos autores recomiendan emplear mejor una regresión Prais-Winsten con corrección de errores estándar. Por lo mismo, los resultados estimados por MCGF deben leerse y considerarse bajo esta restricción, por lo que posteriormente se presentan los resultados estimados por Prais-Winsten (Blackwell, 2005, Hoehle, 2007; Renzhi y Baek, 2020). En consecuencia, los resultados de Prais-Winsten serán los empleados para estimar el punto de inflexión.

Con respecto al resto de parámetros estimados, se observa que la variable LN de densidad poblacional (con signo positivo) en los resultados de MCGF (cuadro 5) es significativa al 0.01 dentro del modelo estimado. Mientras que, en los resultados de efectos fijos y efectos aleatorios (cuadro 4), la misma variable es estadísticamente significativa con signo negativo. Respecto a densidad poblacional, Jaligot y Chenal (2018), señalan que esta variable puede estar positiva o negativamente relacionada con la generación de residuos municipales. Al respecto, se podría argumentar que los RSU se pueden incrementar ante elevadas densidades debido a que los hogares tendrían menos espacio para separar y clasificar RSU con fines de reciclaje (Chen, 2010; Jaligot y Chenal, 2018). Pero la relación también puede ser inversa debido a que mayores densidades urbanas se relacionan con servicios de recolecta de RSU más eficientes y menor superficie para su disposición final, lo que forzaría políticas de reciclaje (Jaligot y Chenal, 2018).

La variable “P” (cuadros 4 y 5), que separa las observaciones de 1992 a 2009 (base) de 2010 a 2018, es significativa, con signo negativo. Lo anterior indica que una vez que la medición de los residuos sólidos reportados en este trabajo pasa a responsabilidad del INEGI, dichas mediciones tienden a ser menores que las reportadas para los años 1992 a 2009. Hay que destacar que los signos asociados a los parámetros $\ln \text{PIB}$, $(\ln \text{PIB}_{it})^2$ y $(\ln \text{PIB}_{it})^3$ permanecen constantes en los modelos estimados de efectos fijos, efectos aleatorios y MCGF (cuadros 4 y 5).

Considerando los resultados de MCGF, en el cuadro 6 se presentan los resultados estimados por Prais-Winsten. Considerando un nivel de significancia mínimo de 0.01, los resultados de $\ln \text{PIB}$ y $(\ln \text{PIB})^2$ son similares a los estimados por MCGF en términos de signos, por lo que los resultados bajo este modelo sustentan la hipótesis de una CAK a nivel estatal para México. El parámetro asociado a $(\ln \text{PIB})^3$ no es significativo ni al 0.1 de nivel de significancia. La semejanza de los resultados por Prais-Winsten con MCGF se extiende también con una significancia de 0.01 a lo obtenido para las variables LN de densidad poblacional y “P”.

Cuadro 6. Estimación del Modelo por Prais-Winsten

Variable independiente	Estimación por Prais-Winsten	
	Variable dependiente lnY	
	Parámetro (error estándar corregido de panel)	P valor
Constante	0.1328989 (0.0385844)	<0.01
$\ln PIB_{it}$	0.2746493 (0.0237501)	<0.01
$(\ln PIB_{it})^2$	-0.2314559 (0.0218469)	<0.01
$(\ln PIB_{it})^3$	0.0117634 (0.0155938)	0.451
$\ln DP_{it}$	0.0219846 (0.004222)	<0.01
P_{it}	-0.1861362 (0.0440658)	<0.01
N=736 observaciones		
Wald $\chi^2=356.80$ P valor<0.01		

Fuente: Elaboración propia considerando información de SEMARNAT (2019) e INEGI (2018, 2020a, 2020b y 2020c).

De esta forma, con los resultados obtenidos por Prais-Winsten, se comprueba la existencia de una función de “U inversa” para RSU y PIB *per cápita*. Considerando todo lo anterior, los resultados obtenidos por Prais-Winsten serían, en términos estadísticos, los más adecuados para analizar la CAK (Blackwell, 2005, Hoechle, 2007; Renzhi y Baek, 2020).

Con respecto a la elasticidad del ingreso (PIB *per cápita*) obtenida por Prais-Winsten, ésta es menor a uno (0.2746). Estos resultados coinciden con lo expresado por Dinda (2004) para elasticidades ingreso en modelos de la CAK y coinciden con los resultados de la CAK para residuos sólidos obtenidos por Boubellouta y Kusch-Brand (2020); Ercolano *et al.* (2018) y Mazzanti y Zoboli (2005).

4.2.3. Análisis del punto de inflexión

Con los parámetros β_1 y β_2 obtenidos por Prais-Winsten, que respectivamente acompañan a las variables $\ln PIB_{it}$ y $(\ln PIB_{it})^2$, se estimó el punto de inflexión de la CAK a través de la fórmula $\tau = \exp(-\beta_1 / (2 \beta_2))$, (Boubellouta y Kusch-Brandt, 2020; Catalán, 2014; Stern, 2004). El punto de inflexión obtenido (considerando el centrado de las variables y su transformación en logaritmos)

fue en términos de PIB *per cápita* al año, de \$177 467.0433 pesos (a precios constantes de 2013) con las estimaciones de Prais-Winsten (recomendado para modelos donde $N > T$).

Para hacer más específico el análisis del punto de inflexión, en el cuadro 7, aparecen los valores por entidad federativa reportados de RSU *per cápita*, PIB *per cápita* y densidad poblacional para el año 2018. El cuadro 7 se encuentra en orden descendente de PIB *per cápita* 2018 (a precios constantes de 2013). Resaltado en negrillas se observa que sólo 8 entidades se encuentran pasando el punto de inflexión estimado hacia la fase descendente. También en negrillas (cuadro 7), aparecen 12 entidades con valores de RSU *per cápita* por arriba del promedio nacional 2018 de 0.88 kg *per cápita* diarios. Para el caso de densidad poblacional aparecen en negrillas 4 entidades por arriba del promedio nacional 2018, considerando que Ciudad de México tiene una densidad poblacional bastante alta comparada con el resto de las entidades y que de acuerdo con INEGI (2020d) contrasta mucho con la media nacional.

En principio, hay que observar que el punto de inflexión es mayor que el promedio nacional de 2018 de \$150 746.7 pesos (a precios constantes 2013). A nivel entidad, se destaca que los cuatro primeros lugares de RSU en kg *per cápita* diario corresponden a Quintana Roo, Ciudad de México, Nayarit y Baja California Sur con 1.7455, 1.6899, 1.4000 y 1.3957 respectivamente ($>$ a 1.1). El primer lugar de Quintana Roo se podría explicar debido a la actual intensa actividad turística y al crecimiento urbano acelerado relacionado con sus zonas hoteleras que producen muchos residuos (SEDUMA, 2009; Rojas, Calderón y Oropeza, 2016; Alonzo y Paz, 2014). El mismo argumento podría extenderse a Nayarit y Baja California Sur (GIZ, 2016; Taboada, Aguilar y Ojeda, 2011). Empero, son necesarias nuevas investigaciones que relacionen estadísticamente la actividad turística con la generación de RSU en dichas entidades, incluso a nivel municipal.

Cuadro 7. Valores de RSU, PIB y densidad poblacional del año 2018 por entidad federativa

Entidad federativa	RSU en kg <i>per cápita</i> diarios (2018)	PIB <i>per cápita</i> en pesos mexicanos constantes a 2013 (2018)	Densidad poblacional (habitantes por km ²) (2018)
Campeche	0.7855	555 727	16
Ciudad de México	1.6899	348 573	6043
Nuevo León	0.9404	248 834	85
Baja California Sur	1.3957	222 344	10
Coahuila	0.8257	194 443	21
Sonora	0.8310	194 327	17
Tabasco	0.7441	188 285	99
Querétaro	0.8969	185 864	187
Quintana Roo	1.7455	171 859	49
Baja California	0.9396	165 909	48
Aguascalientes	0.6844	157 563	254
Chihuahua	1.0728	153 579	15
Jalisco	0.9781	146 723	105

Tamaulipas	0.9072	142 935	47
Colima	1.0536	138 319	134
San Luis Potosí	0.6833	130 537	47
Sinaloa	1.0503	125 988	53
Yucatán	0.6488	117 376	51
Guanajuato	0.7371	117 260	199
Durango	0.7400	110 214	15
Morelos	0.7727	101 858	399
México	0.7189	96 071	743
Zacatecas	0.6910	94 812	21
Nayarit	1.4006	94 535	46
Puebla	0.6254	94 428	187
Veracruz	0.6699	93 044	119
Hidalgo	0.6925	92 023	145
Michoacán	0.7420	89 178	81
Tlaxcala	0.8409	72 563	340
Guerrero	0.6434	66 624	56
Oaxaca	0.5197	63 099	44
Chiapas	0.5526	49 001	76
Promedio	0.8819	150 746.74	304.69

Fuente: Elaboración propia considerando información de SEMARNAT (2019) e INEGI (2018, 2020a, 2020b y 2020c).

Continuando con el análisis de los valores estatales y punto de inflexión, con respecto a la relación entre RSU en kg *per cápita* diario y PIB *per cápita* anual, se observa que los estados con ingresos en la fase descendente del punto de inflexión son Campeche, Ciudad de México, Nuevo León, Baja California Sur, Coahuila, Sonora, Tabasco y Querétaro y justo por abajo del punto de inflexión, el estado de Quintana Roo. No obstante, de este grupo de entidades, sólo Ciudad de México, Baja California Sur y Quintana Roo están entre los 4 mayores generadores de RSU *per cápita* a 2018. De acuerdo con Armenta (2020), Quintana Roo se ha especializado económicamente en el sector servicios. En cuanto a Ciudad de México, no es de extrañar la importancia histórica de su actividad productiva basada en el sector terciario de servicios (SMACDMX, 2018; Muñoz y Morales, 2018). A esto hay que agregar la baja densidad poblacional de Quintana Roo en 2018 (49 habitantes/km²), frente a la alta densidad poblacional que tiene la Ciudad de México a nivel nacional. Si se toma en consideración el punto de inflexión estimado y los valores a 2018 del PIB *per cápita*, además de Quintana Roo otras tres entidades además de Quintana Roo están probablemente cerca de dicho punto: Baja California, Aguascalientes y Chihuahua. Lo que significa que existe la posibilidad de que pasen de la fase escala a la fase tecnológica o efecto composición y que probablemente pueden existir condiciones que permitan a futuro un desacoplamiento.

De las demás entidades que superan el punto de inflexión, Campeche, Coahuila, Sonora y Tabasco se encuentran por abajo del promedio de RSU en kg *per cápita* diarios en 2018, en un rango de 0.74 a 0.83. Mientras que Nuevo León y Querétaro se encuentran por arriba y Coahuila por abajo del promedio 2018 de RSU. Ambos estados, junto con Baja California, Baja California Sur, Campeche, Coahuila, Ciudad de México, Quintana Roo y Tabasco, han sido clasificados como entidades con los PIB *per cápita* más elevados en este siglo XXI (Rodríguez-Benavides y López-Herrera, 2014).

Sobre Campeche, Tabasco, Coahuila y Sonora, por los valores de RSU 2018, se tiene que considerar que estas entidades podrían encontrarse en la fase tecnológica o en la fase de composición. Sobre los estados de Coahuila y Sonora se ha señalado que cuentan con una industria en crecimiento, en donde destaca Coahuila en actividades secundarias por arriba de Sonora (Hernández, Soto y Vázquez, 2008; Mendoza, 2018). Mientras que Campeche y Tabasco son entidades con predominio de la industria extractiva de hidrocarburos. Tabasco, además, está pasando a consolidarse como una economía basada en comercio y prestación de servicios (Capdepont-Ballina y Marín-Olán, 2014; Rendón-Morquecho y Marroquín-Arreola, 2020).

No obstante, hay algunos otros elementos para contextualizar la interpretación, como es el caso de Campeche, dado que su PIB *per cápita* tiende a ser el más alto en México; sin embargo, dicha cifra no corresponde al crecimiento económico *per cápita*, sino a la actividad petrolera (Rendón-Morquecho y Marroquín-Arreola, 2020). De hecho, Rendón-Morquecho y Marroquín-Arreola (2020) señalan que Campeche, junto con Chiapas, Zacatecas, Oaxaca, y Guerrero, tienen los coeficientes de Gini más elevados en México. Al respecto, Armenta (2020), señala que en el período de 2003 a 2017, Chiapas, Guerrero y Oaxaca presentan tasas de crecimiento del PIB por debajo del resto del país.

El cuadro 7 también permite observar que tres de las seis entidades con los menores niveles de RSU kg *per cápita* diario (debajo de 0.67) están entre los estados con menores PIB *per cápita* anuales a 2018. Es el caso específico de las entidades de Guerrero (0.64 frente a \$66 624 pesos), Chiapas (0.55 frente a \$49 001) y Oaxaca (0.52 frente a \$63 099), que son aquellos estados que se encuentran en la parte inferior de la Curva de Kuznets.

Guerrero, Chiapas y Oaxaca representan entidades con bajos niveles de crecimiento económico, con baja industria y bajo desarrollo del sector terciario, de ahí que los niveles de generación de RSU podrían corresponder a su bajo desarrollo (Armenta, 2020; Campos y Monroy, 2016; Sánchez-Gil *et al.*, 2004). Consecuentemente, estas entidades se encuentran en la “fase o efecto de escala”, caracterizada por comprender principalmente actividades del sector primario de la economía (Catalán, 2014; Dinda, 2004; Stern 2004). A esto hay que añadir que los valores de densidad poblacional a 2018 de los tres estados mencionados están en un rango de 44 a 76 habitantes por kilómetro cuadrado.

En consecuencia, estos datos y resultados por entidad federativa permiten sugerir la necesidad de extender investigaciones particulares a nivel municipal de las entidades federativas o bien intentar extender las investigaciones de la CAK a los diferentes sectores productivos, en particular el sector terciario y el sector turístico (Mazzanti, Montini y Zoboli, 2008; Arbulú, Lozano y Rey-Maqueira, 2015; Jaligot y Chenal, 2018).

4.2.4. Implicaciones de política pública

En términos de política económica-ambiental de RSU, los casos de Guerrero, Oaxaca y Chiapas probablemente se encuentran aún en la fase escala de la CAK. Lo que sumado a su baja densidad poblacional hace necesario prever estímulos económicos y políticos que, a la par que promuevan su crecimiento económico, puedan a su vez incentivar un manejo integral de calidad de los RSU en sus etapas de recolección, transporte y que promuevan su confinamiento en sitios controlados acorde a la normatividad mexicana. Lo anterior es acorde a los mecanismos de comando y control que se ejercen a través de marcos legales no sólo en México sino también en otros países (Vásquez, 2011).

Empero, es necesario que las políticas públicas mexicanas de RSU consideren a nivel de entidad federativa que 24 entidades mexicanas se encuentran en estados de crecimiento por abajo del punto de inflexión de una probable Curva de Kuznets nacional. En cuanto a crecimiento económico, quitando los extremos que se discutieron con anterioridad (Quintana Roo, Guerrero, Oaxaca y Chiapas), habría aproximadamente 20 entidades que posiblemente estén en una fase tecnológica por lo que es necesario y buen momento, para considerar instrumentos de política ambiental que no se restrinjan sólo a regulaciones de comando y control para el cumplimiento de normas.

Actualmente, en el mundo conviven instrumentos económicos basados en impuestos o tributaciones junto con nuevas estrategias denominadas como “aproximaciones voluntarias” (AEMA, 2008; Croci, 2005). De acuerdo con Rivas (2014), en la Unión Europea y Estados Unidos, existen experiencias de pago de tributos ambientales por cantidad de basura (en peso o en recipiente) acumulada en los hogares. En el caso de la Unión Europea, desde fines de la última década del siglo pasado se menciona la existencia de políticas tributarias aplicadas a empresas por generación de residuos; a la par del desarrollo y ejecución de avances tecnológicos para un mejor aprovechamiento de los residuos, a través de estrategias de reciclaje que dichos países han implementado (AEMA, 2008).

Por lo mismo, es necesario que en México haya inversión en tecnologías y políticas relacionadas con la reducción de residuos mediante mecanismos de reciclaje, reducción de plásticos de un solo uso, rediseño de productos reutilizables, eficiencia en uso de materiales, entre otros. Finalmente se tienen los mecanismos de aproximaciones voluntarias basados en programas voluntarios para protección ambiental que podrían ser considerados como parte de una estrategia integral que promueva el reciclaje y reúso de los RSU en los hogares (AEMA, 2008, Croci, 2005). Bajo este enfoque integral, no se puede recomendar un tipo exclusivo de instrumentos de política económica-ambiental para el manejo de RSU en México. Es necesario una futura discusión y análisis teórico pragmático de los pros y contras de cada uno de los instrumentos mencionados en el contexto mexicano.

Regresando a los modelos económicos de la CAK, futuras investigaciones deberán contemplar otras variables, algunas de las cuales ya se han señalado en este trabajo. Otras variables para considerar comprenden: datos de RSU a nivel municipal o ciudad, región, tasas o niveles de urbanización, educación, nivel tecnológico, indicadores de implementación de políticas públicas como impuestos a RSU en los hogares y/o industrias e inversión monetaria en saneamiento urba-

no (Jaligot y Chenal, 2018; Knickmeyer, 2020; Zhao *et al.*, 2020). Igualmente se tiene que tomar en cuenta que los resultados de los estudios de las hipótesis de Kuznets son muy diversos (e incluso contradictorios en algunos casos), existiendo cambios si se realizan las pruebas de nivel nacional, regional, municipal, ciudad y/o localidad, e incluso por tipo de contaminación y/o residuo (Yilmaz, 2020; Catalán, 2014; Mazzanti *et al.*, 2008).

También es recomendable que las investigaciones sobre RSU y su probable desmaterialización incorporen, en la estimación y análisis de los modelos de la CAK, variables relacionadas con políticas públicas de valorización de RSU (Knickmeyer, 2020). Dichas variables podrían tomar en cuenta mejoras en los procesos productivos y plantear la reutilización los residuos con el objetivo de reducir la cantidad final de residuos que terminan en el medio ambiente (Ewijk y Stegmann, 2016; Prieto, Jaca y Ormazabal, 2018).

De esta forma, este trabajo evidencia que a nivel nacional hay una probable asociación positiva significativa entre RSU estatal *per cápita* y PIB estatal *per cápita*, en donde mayores incrementos de PIB estatal se asocian a mayores incrementos de RSU estatales. Sin embargo, los resultados de la regresión Prais-Winsten evidencian una probable curva de Kuznets, tal como lo indican los signos positivo y negativo (altamente significativos) que acompañan al PIB y al $(\text{PIB})^2$.

Sin embargo, también se identifica que 24 estados están en fase ascendente y no se puede asegurar que lleguen sino se plantean las políticas públicas correctas.

No obstante, es necesario considerar esta evidencia como preliminar y realizar más investigaciones para fortalecerla, particularmente realizar investigaciones de Curva de Kuznets a nivel de municipios mexicanos para las 32 entidades federativas mexicanas, considerando horizontes de tiempo largos. Lo cual lleva a reflexionar sobre la necesidad de que las mediciones de RSU sean anuales y constantes.

5. Conclusiones

Existe una amplia preocupación por el incremento de los RSU *per cápita* en el mundo y en México, por lo que se requieren estudios desde distintos enfoques, como el que aporta el presente trabajo. El promedio nacional de RSU *per cápita* en México durante el período 1992 a 2018, considerando información a nivel entidad federativa, es de 0.9203 kg diarios *per cápita*. A nivel estatal, los principales productores de RSU *per cápita* a 2018 corresponden a Quintana Roo, Ciudad de México, Nayarit y Baja California Sur, con 1.7455, 1.6899, 1.4006 y 1.3957 respectivamente. El caso Quintana Roo se podría explicar debido posiblemente a la intensa actividad turística y al crecimiento urbano acelerado relacionado con sus zonas hoteleras que producen basura.

El coeficiente de correlación de Spearman, entre el LN de RSU *per cápita* y el LN del PIB *per cápita* permite observar una asociación monotónica, alta, positiva y significativa entre ambas variables a nivel entidad federativa.

Ante presencia de heterocedasticidad, correlación contemporánea y autocorrelación de primer orden y considerando los resultados de la prueba de Multiplicadores de Lagrange y de la prueba de Hausman, se concluye lo siguiente:

- a) Con los datos y en el período de tiempo bajo estudio, los resultados por Prais-Winsten (modelo recomendado cuando $N > T$) permiten concluir que existe evidencia significativa

de una CAK para residuos sólidos urbanos en relación con el PIB *per cápita*.

- b) Consecuentemente, considerando la significancia y signos de los parámetros asociados a las variables $\ln \text{PIB}$, $(\ln \text{PIB}_{it})^2$ y la no significancia del parámetro asociado a $(\ln \text{PIB}_{it})^3$ (según los resultados de Prais-Winsten), permiten sustentar la probable hipótesis de existencia de una CAK en forma de U invertida para RSU en México, con un punto de inflexión de \$177 467.0433 (a precios constantes 2013).

Considerando el punto de inflexión, existen 8 entidades mexicanas que han pasado dicho punto. Lo anterior permite señalar que, dada la información de datos disponibles de RSU en México, probablemente existe un desacoplamiento entre crecimiento económico y la generación de los residuos en el país, sin embargo, muchos estados están aún en fase ascendente y no se puede asegurar que lleguen si no se plantean las políticas públicas correctas.

A nivel de política pública aplicada, es necesario se consideren diversos instrumentos para el manejo de los RSU, basados no sólo en regulaciones de comando y control e impuestos, sino recurrir posiblemente a estrategias de aproximaciones voluntarias que consideren programas de protección ambiental que favorezcan el reciclaje. Sin embargo, es necesario una mayor discusión de estos temas en el contexto mexicano.

Finalmente, se requieren más estudios a nivel regional, municipal y de ciudades mexicanas, dónde se consideren otras variables como educación, impuestos, políticas ambientales, tasas de urbanización, sectores productivos como el turismo, entre otros factores, que permitan bajo esas condiciones sustentar o rechazar la hipótesis de la CAK para RSU en México en los niveles mencionados.

Referencias

- AEMA. 2008. *El Medio Ambiente en Europa: Segunda evaluación*. Madrid, Ministerio de Medio Ambiente y Medio Rural y Marino.
- Alejo, J., A., Galvao, G., Montes y W., Sosa. 2015. "Tests for normality in linear panel-data models", *The Stata Journal*, 15(3): 822-832. <https://doi.org/10.1177/1536867X1501500314>
- Allard, A., J. Takman, G. Salah y A. Ahmed. 2018. "The N-shaped environmental Kuznets curve: An empirical evaluation using a panel quantile regression approach", *Environmental Science and Pollution Research*, 25: 5848-5861. <https://doi.org/10.1007/s11356-017-0907-0>
- Alonzo E.R. y C. Paz. 2014. "Generación y manejo de residuos sólidos en áreas naturales protegidas y zonas costeras: el caso de Isla Holbox, Quintana Roo", *Sociedad y Ambiente*, 1(5): 92-114.
- Arbulú, I., J., Lozano y J. Rey-Maqueira. 2015. "Tourism and solid waste generation in Europe: A panel data assessment of the Environmental Kuznets Curve", *Waste Management*, 46(1): 628-636. <https://doi.org/10.1016/j.wasman.2015.04.014>
- Armenta, A. 2020. "Análisis de la competitividad de la región sureste de México", *Revista Inclusiones*, 7: 128-153.
- Bányai, T., P. Tamás, B. Illés, Ž. Stankevičiūtė y A. Banyai. 2019. "Optimization of municipal waste collection routing: Impact of industry 4.0 technologies on environmental awareness and sustainability", *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 16(4): 634. <https://doi.org/10.3390/ijerph16040634>

- Baum, C. 2001. "Residual diagnostics for cross-section time series regression models", *The Stata Journal*, 1(1): 101–104.
- Blackwell, J.L. 2005. "Estimation and testing of fixed-effect panel-data systems", *The Stata Journal*, 5(2): 202–207. <https://doi.org/10.1177/1536867X0500500205>
- Boubellouta, B. y S. Kusch-Brandt. 2020. "Testing the Environmental Kuznets Curve hypothesis for E-waste in the EU28+2 countries", *Journal of Cleaner Production*, 277(1), pp. 1–25, <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.123371>.
- Cameron, C. y P. Trivedi. 2010. *Microeconometrics Using Stata*. Estados Unidos, Stata Press.
- Campos, R. y L. Monroy. 2016. "La relación entre crecimiento económico y pobreza en México", *Investigación Económica*, 75(298): 77–1.
- Capdepon-Ballina, J. y P. Marín-Olán. 2014. "La economía de Tabasco y su impacto en el crecimiento urbano de la ciudad de Villahermosa (1960–2010)", *Revista LiminaR Estudios Sociales y Humanísticos*, 12(1): 144–160.
- Catalán, H. 2014. "Curva ambiental de Kuznets: implicaciones para un crecimiento sustentable", *Economía Informa*, 389: 19–37. [https://doi.org/10.1016/S0185-0849\(14\)72172-3](https://doi.org/10.1016/S0185-0849(14)72172-3)
- Chen, C. 2010. "Spatial inequality in municipal solid waste disposal across regions in developing countries", *International Journal of Environmental Science & Technology*, 7(3): 447–456. <https://doi.org/10.1007/bf03326154>
- Cheng, J., F. Shi, J. Yi y H. Fu. 2020. "Analysis of the factors that affect the production of municipal solid waste in China", *Journal of Cleaner Production*, 259: 120808. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.120808>
- Cohen, B. y B. Lea. 2004. *Essentials of Statistics for the Social and Behavioral Sciences*, Nueva Jersey, John Wiley & Sons.
- Croci, E. 2005. "The economics of environmental voluntary agreements", en E. Croci (ed), *The Handbook of Environmental Voluntary Agreements*, Países Bajos, Springer.
- Dai, T. y R. Liu. 2018. "Dematerialization in Beijing from the perspective of material metabolism", *Journal of Cleaner Production*, 201(1), Netherlands, Elsevier. pp. 792–801, <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.08.049>
- Das, P. 2019. *Econometrics in theory and practice: Analysis of cross section, time series and panel data with Stata 15.1*. Singapore, Springer.
- Di Nola, M., M. Escapa y J. Ansah. 2018. "Modelling solid waste management solutions: The case of Campania, Italy", *Waste Management*, 78(1), pp. 717–729, Netherlands, Elsevier, <https://doi.org/10.1016/j.wasman.2018.06.006>
- Díaz, A.O. y K.B. Medlock. 2021. Price elasticity of demand for fuels by income level in Mexican households. *Energy Policy*, 151. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2021.112132>
- Dinda, S. 2004. "Environmental Kuznets Curve Hypothesis: A Survey", *Ecological Economics* 49(4): 431–455. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2004.02.011>
- Drukker, D. 2003. "Testing for serial correlation in linear panel-data models", *The Stata Journal*, 3(2): 168–177, <https://doi.org/10.1177/1536867X0300300206>
- Duarte, B., L. Scavarda, R. Gusmão y M. Fuss. 2020. "Improving urban household solid waste management in developing countries based on the German experience", *Waste Management*, 120(1): 772–783. <https://doi.org/10.1016/j.wasman.2020.11.001>

- Emily, C. y C. Yi-Tui. 2018. "Policy or income to affect the generation of medical wastes: An application of environmental Kuznets curve by using Taiwan as an example", *Journal of Cleaner Production*, 188(1): 489-496. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.04.011>
- Ercolano, S., G. Lucio, E. Ghinoi y F. Silvestri. 2018. "Kuznets curve in municipal solid waste production: An empirical analysis based on municipal-level panel data from the Lombardy region (Italy)", *Ecological Indicators*, 93(1): 397-403. <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2018.05.021>
- Ewijk, V. y J. Stegemann. 2016. "Limitations of the waste hierarchy for achieving absolute reductions in material throughput", *Journal of Cleaner Production*, 132(1): 122-128. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2014.11.051>
- Flores-Xolocotzi, R. y S.G. Ceballos Pérez. 2022. "Prueba de hipótesis de la curva ambiental de Kuznets para residuos sólidos urbanos en municipios del Estado de México e Hidalgo 2010-2018", *Acta Universitaria*, 32: 1-18.
- Fuertes, E., P. Plou y C. Gómez. 2017. "Desarrollo humano desde la perspectiva del crecimiento", *Revista de Ciencias Sociales (Ve)*, 23(4): 81-97.
- Gasca, J. 2009. *Geografía Regional. La Región, la Regionalización y el Desarrollo Regional en México*, México, UNAM.
- Gill, A., K. Viswanathan y S. Hassan. 2018. "A test of environmental Kuznets curve (EKC) for carbon emission and potential of renewable energy to reduce greenhouse gases (GHG) in Malaysia", *Environment, Development and Sustainability*, 20(3): 1103-1114. <https://doi.org/10.1007/s10668-017-9929-5>
- GIZ. 2016. *Diagnóstico de la Gestión Integral de los Residuos Sólidos Urbanos para el Municipio de La Paz, Baja California Sur, México*, México, Sociedad Alemana para la Cooperación Internacional.
- Grossman, G. y A. Krueger. 1995. "Economic growth and the environment", *The Quarterly Journal of Economics*, 110(2): 353-377. <https://doi.org/10.2307/2118443>
- Hernández, M., A. Soto y M. Vázquez. 2008. "Impacto subregional del TLCAN: Sonora en el contexto de la frontera norte", *Frontera Norte*, 20(40): 105-134.
- Hoechle, D. 2007. "Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence." *The Stata Journal*, 7(3), pp. 281-312. <https://doi.org/10.1177/1536867X0700700301>
- Hoogmartens, R., J. Eyckmans y S.V. Passel. 2018. "A Hotelling model for the circular economy including recycling, substitution and waste accumulation", *Resources, Conservation and Recycling*, 128(3), Netherlands, Elsevier, pp., 98-109, <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2017.09.015>
- Ichinose, D., M. Yamamoto e Y. Yoshida. 2014. "The decoupling of affluence and waste discharge under spatial correlation: Do richer communities discharge more waste?", *Environment and Development Economics*, 20(2): 161-184. <https://doi.org/10.1017/s1355770x14000370>
- INEGI. 2018. *Marco Geoestadístico Nacional. Aguascalientes*, en: <https://www.inegi.org.mx/temas/mg/>.
- INEGI. 2020a. *Censo Nacional de Gobiernos Municipales y Demarcaciones Territoriales de la Ciudad de México 2011- 2019. Tabulados Básicos*.

- INEGI. 2020b. *Sistema de Cuentas Nacionales de México. Producto Interno Bruto por Entidad Federativa. Año Base 2013. Serie de 1980 a 2018*, en: <https://www.inegi.org.mx/programas/pibent/2013/>.
- INEGI. 2020c. *Consulta de Población por Entidad Federativa, 1990-2015*, en: https://www.inegi.org.mx/app/tabulados/interactivos/?px=Poblacion_01&bd=Poblacion.
- INEGI. 2020d. *Comunicado de Prensa, número 98/21 del 29 de enero de 2021 Ciudad de México*.
- Jaligot, R. y J. Chenal. 2018. "Decoupling municipal solid waste generation and economic growth in the canton of Vaud, Switzerland", *Resources, Conservation and Recycling*, 130(2): 260-266. <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2017.12.014>
- Johnstone, N. y J. Labonne. 2004. "Generation of household solid waste in OECD countries: an empirical analysis using macroeconomic data", *Land Economics*, 80(4): 529-538. <https://doi.org/10.2307/3655808>
- Kaza, S., L. Yao, P. Bhada-Tata y F. Woerden. 2018. *What a Waste 2.0: A Global Snapshot of Solid Waste Management to 2050*, Washington DC, World Bank Group.
- Kelsey, J. 2017. "Environmental economics in developing countries: An introduction to the special issue", *Journal of Environmental Economics and Management*, 86(2): 1-7. <https://doi.org/10.1016/j.jeem.2017.08.007>
- Khair, S. y I. Rafizul. 2018. *Application of multivariate and geostatistical approaches in analysis and assessment of heavy metal sources in soil of waste disposal site at Khulna, Proceedings of the 4th International Conference on Civil Engineering for Sustainable Development 2018*, Khulna, Bangladesh.
- Knickmeyer, D. 2020. "Social factors influencing household waste separation: A literature review on good practices to improve the recycling performance of urban areas", *Journal of Cleaner Production*, 245(2): 118605. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.118605>
- Kuddus, A., E. Tynan y E. McBryde. 2020. "Urbanization: A problem for the rich and the poor?", *Public Health Reviews*, 41: 1. <https://doi.org/10.1186/s40985-019-0116-0>
- Kumar, A. y A. Agrawal. 2020. "Recent trends in solid waste management status, challenges, and potential for the future Indian cities. A review", *Current Research in Environmental Sustainability*, 2(3): 1-19. <https://doi.org/10.1016/j.crsust.2020.100011>
- Kuznets, S. 1955. "Economic growth and income inequality", *The American Economic Review*, 45(1): 1-28.
- Lee, S., J. Kim y W. Chong. 2016. "The Causes of the Municipal Solid Waste and the Greenhouse Gas Emissions from the Waste Sector in the United States", *Procedia Engineering*, 145: 1074–1079, <https://doi.org/10.1016/j.proeng.2016.04.139>
- Lorente, D.B. y A. Álvarez. 2016. "Economic growth and energy regulation in the environmental Kuznets curve", *Environmental Science and Pollution Research*, 23(16), pp. 16478–16494, en <https://doi.org/doi:10.1007/s11356-016-6773-3>
- Madden, B., N. Florin, S. Mohr y D. Giurco. 2019. "Using the waste Kuznet's curve to explore regional variation in the decoupling of waste generation and socioeconomic indicators", *Resources, Conservation and Recycling*, 149(1): 674-686. <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2019.06.025>

- Magazzino, C., M. Mele y N. Schneider. 2020. "The relationship between municipal solid waste and greenhouse gas emissions: Evidence from Switzerland", *Waste Management*, 113(15): 508-520. <https://doi.org/10.1016/j.wasman.2020.05.033>
- Marsaglia, G. 2003. Random number generators. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, Vol. 2. <https://doi.org/10.22237/jmasm/1051747320>
- Martínez, J., A. Mendoza y M. Vázquez. 2019. "Collection of solid waste in municipal areas: Urban logistics", *Sustainability (Switzerland)*, 11(19). <https://doi.org/10.3390/su11195442>
- Mazzanti, M. y R., Zoboli. 2005. "Delinking and environmental Kuznets curves for waste indicators in Europe", *Environmental Sciences*, 2(4): 409-425. <https://doi.org/10.1080/15693430500364707>
- Mazzanti, M., A. Montini y R. Zoboli. 2008. "Municipal Waste Generation and Socioeconomic Drivers: Evidence From Comparing Northern and Southern Italy", *The Journal of Environment & Development*, 17(1): 51-69. <https://doi.org/10.1177/1070496507312575>
- Mendoza, M. 2018. "Las etapas del desarrollo en Sonora: una interpretación de regímenes de desempeño económicos, 1940-2015", *Región y Sociedad*, 30(73): 1-34. <https://doi.org/10.22198/rys.2018.73.a999>
- Minaverry, C. y V. Cáceres. 2016. "Aportes para el debate. Instrumentos de gestión ambiental en la provincia de Buenos Aires, Argentina. Una mirada interdisciplinar", *Revista Estudios Socio-Jurídicos*, 18 (1): 65-76.
- Montgomery, D., E. Peck y G. Vining. 2012. *Introduction to Linear Regression*, Estados Unidos, Wiley.
- Muñoz, C. y R. Morales. 2018. "Generación de residuos orgánicos en las unidades económicas comerciales y de servicios en la Ciudad de México", *Estudios Demográficos y Urbanos*, 33(3): 733-767. <https://doi.org/10.24201/edu.v33i3.1804>
- Pesaran, M. 2014. "Testing weak cross-sectional dependence in large panels", *Econometric Reviews*, 34(6-10): 1089-1117. <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.956623>
- Pesaran, M. 2020. "General diagnostic tests for cross-sectional dependence in panels", *Empirical Economics*, 60: 13-50. <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01875-7>
- Prieto, V., C. Jaca y M. Ormazabal. 2018. "Economía circular: relación con la evolución del concepto de sostenibilidad y estrategias para su implementación", *Memoria Investigaciones en Ingeniería*, 1(15): 85-95.
- Ramírez, G. y B. Ramírez. 2006. "Colinealidad y mínimos cuadrados ponderados", *Revista Venezolana de Análisis de Coyuntura*, 12(1): 283-296.
- Rendón-Morquecho, J. y J. Marroquín-Arreola. 2020. "Desigualdad del ingreso y su impacto en el crecimiento económico por entidad federativa en México", *Revista de Ciencias Sociales*, 2(168): 47-60.
- Renzhi, N. y Y.J. Baek. 2020. "Can financial inclusion be an effective mitigation measure? Evidence from panel data analysis of the environmental Kuznets curve", *Finance Research Letters*, 37(1): 1-8. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101725>
- Riera, P., D. García, B. Kristöm y R. Brännlund. 2016. *Manual de Economía Ambiental y de los Recursos Naturales*, España, Paraninfo.

- Rivas, E. 2014. "La tributación ambiental para el manejo de desechos sólidos en el Municipio Libertador, Estado Mérida, Venezuela", *Provincia*, 32: 101-131
- Rodríguez-Benavides, D. y F. López-Herrera. 2014. "Desarrollo económico y gasto público de las entidades federativas en México. Análisis de cointegración en panel y la ley de Wagner", *Gestión y Política Pública*, 23(2): 299-330.
- Rojas, L., J. Calderón y N. Oropeza. 2016, "Diagnóstico de la gestión de Residuos Sólidos Urbanos (RSU) en la ciudad de Bacalar, Quintana Roo mediante el enfoque del Nuevo Institucionalismo" *Quivera. Revista de Estudios Territoriales*, 18(1): 75-87.
- Rondón, E., M. Szantó, J. Pacheco, E. Contreras y A. Gálvez. 2016. *Guía General para la Gestión de Residuos Sólidos Domiciliarios*, Santiago, CEPAL
- Sánchez, L. y K. Caballero. 2019. "La Curva de Kuznets Ambiental y su relación con el cambio climático en América Latina y el Caribe: un análisis de cointegración con panel, 1980-2015", *Revista de Economía del Rosario*, 22(1): 101-142. <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/economia/a.7769>
- Sánchez-Gil, P., A. Yáñez-Arancibia, J. Ramírez-Gordillo, J. Day y P. Templet. 2004. "Some socio-economic indicators in the Mexican states of the Gulf of Mexico", *Ocean & Coastal Management*, 47(12): 581-596, <https://doi.org/10.1016/j.ocecoaman.2004.12.003>
- SEDUMA. 2009. *Programa Estatal para la Prevención y Gestión Integral de los Residuos en el Estado de Quintana Roo 2009-2011*, en: https://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/187443/Quintana_Roo.pdf
- SEMARNAT. 2019. *Indicadores Básicos del Desempeño Ambiental - Residuos sólidos 1992-2012*, en: <https://datos.gob.mx/busca/dataset/indicadores-basicos-del-desempeno-ambiental-residuos-solidos>.
- Shahbaz, M., T. Hoang, M. Mahalik y D. Roubaud. 2017. "Energy consumption, financial development and economic growth in India: New evidence from a nonlinear and asymmetric analysis", *Energy Economics*, 63: 199–212. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.01.023>
- Sheskin, D. 2011. *Handbook of Parametric and Nonparametric Statistical Procedures*, Washington DC, Chapman & Hall.
- SMACDMX. 2018. *Inventario de Residuos Sólidos CDMX 2017*, en: https://www.sedema.cdmx.gob.mx/storage/app/media/IRS_2017_FINAL_BAJA.pdf
- Stern, D. 2004. "The rise and fall of the environmental kuznets curve", *World Development*, 32(8): 1419-1439, <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2004.03.004>
- Suki, N., A. Sharif, A. Shahay y N. Suki. 2020. "Revisiting the Environmental Kuznets Curve in Malaysia: The role of globalization in sustainable environment", *Journal of Cleaner Production*, 264(1): 1-10. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.121669>
- Taboada, P., Q. Aguilar y S. Ojeda. 2011. "Análisis estadístico de residuos sólidos domésticos en un municipio fronterizo de México", *Avances en Ciencias e Ingeniería*, 2(1): 9-20.
- Tsiamis, D., M. Torres y M. Castaldi. 2018. "Role of plastics in decoupling municipal solid waste and economic growth in the U.S.", *Waste Management*, 77(3): 147–155. <https://doi.org/10.1016/j.wasman.2018.05.003>
- Vadén, T., V. Lähde, A. Majava, P. Järvensivu, T. Toivanen, E. Hakala y J. Eronen. 2020. "Decoupling for ecological sustainability: A categorization and review of research literature", *Environmental Science & Policy*, 112: 236–244. <https://doi.org/10.1016/j.envsci.2020.06.016>

- • • •
- Vásquez, Ó. 2011. "Gestión de los residuos sólidos municipales en la ciudad del gran Santiago de Chile: desafíos y oportunidades", *Revista Internacional de Contaminación Ambiental*, 27(4): 347-355.
- Wooldridge, J. 2010. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Estados Unidos, MIT Press.
- Yilmaz, F. 2020. "Is there a waste Kuznets curve for OECD? Some evidence from panel analysis." *Environmental Science and Pollution Research*, 27(32): 40331–40345. <https://doi.org/10.1007/s11356-020-09109-0>
- Zhao, L., J. Zou y Z. Zhang. 2020. "Does China's municipal solid waste source separation program work? Evidence from the spatial-two-stage-least squares models", *Sustainability*, 12(1): 1-20. <https://doi.org/10.3390/su12041664>