



Acta universitaria

ISSN: 0188-6266

ISSN: 2007-9621

Universidad de Guanajuato, Dirección de Investigación y Posgrado

Flores-Xolocotzi, Ramiro; Ceballos Pérez, Sergio Gabriel
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, vol. 32, e3161, 2022
Universidad de Guanajuato, Dirección de Investigación y Posgrado

DOI: <https://doi.org/10.15174/au.2022.3161>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=41674605016>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en [redalyc.org](https://www.redalyc.org)

UAGM [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

Prueba de hipótesis de la curva ambiental de Kuznets para residuos sólidos urbanos en municipios del Estado de México e Hidalgo 2010-2018

Hypothesis test of the environmental Kuznets curve for urban solid waste in municipalities of the State of Mexico and Hidalgo 2010-2018

Ramiro Flores-Xolocotzi^{1*}, Sergio Gabriel Ceballos Pérez²

¹Investigador en Estudios Urbanos, Unión de Investigadores para la Sustentabilidad, Pachuca de Soto, Hidalgo, CP 42119. Tel. 771 262 2813. pinos42@hotmail.com ORCID <https://orcid.org/0000-0001-9979-1057>

²Catedrático Conacyt – Colegio de Postgraduados, Departamento de Socioeconomía, Texcoco 56230, Estado de México, Tel. (55) 55 5804 5900. sgceballospe@conacyt.mx, ORCID <https://orcid.org/0000-0003-4991-3540>

*Autor de correspondencia

Resumen

Se realizó una prueba de la hipótesis de curva de Kuznets para residuos sólidos urbanos per cápita en 208 municipios del Estado de México e Hidalgo en cinco periodos de tiempo (2010-2018). Se emplearon como variables independientes el producto interno bruto (PIB) y la densidad poblacional (DP) municipal. Los datos se transformaron con logaritmos naturales. Se hicieron estimaciones por efectos fijos. Empero, para autocorrelación y heterocedasticidad, se recurrió a los métodos de Prais-Winsten y mínimos cuadrados generalizados factibles. Aunque la literatura recomienda Prais-Winsten para tiempos cortos, no hay consenso a favor de algún método. Mediante Prais-Winsten no se encontró relación significativa entre residuos y PIB. En comparación, con el método generalizado se encontró una relación lineal positiva. En ambos métodos la densidad es positivamente significativa. Se concluye que no hay evidencia de curva de Kuznets; no obstante, futuras investigaciones deberán estudiar la curva en más municipios mexicanos.

Palabras clave: Residuos; ingreso; municipios; datos de panel; desacoplamiento.

Abstract

A test of the Kuznets curve hypothesis for urban solid waste per capita was carried out in 208 municipalities of Estado de Mexico and Hidalgo, Mexico, in five time periods (2010-2018). Municipal gross domestic product (GDP) and population density were used as independent variables. Data were transformed with natural logarithms. Fixed effect estimates were made. However, due to autocorrelation and heteroscedasticity, the Prais-Winsten and feasible generalized least squares methods were used. Although the literature recommends Prais-Winsten for short periods, there is no consensus in favor of any method. Prais-Winsten did not show a significant relationship between residuals and GDP. In comparison, the generalized method revealed a positive linear relationship between both variables. In both methods the density is positively significant. It is concluded that there is no evidence of a Kuznets curve in the data studied; however, future research should study the Kuznets curve in more Mexican municipalities.

Keywords: Environment; video; cognition; affect; motivation.

Recibido: 16 de marzo de 2021

Aceptado: 21 de enero de 2022

Publicado: 09 de marzo de 2022

Cómo citar: Flores Xolocotzi, R. & Ceballos Pérez, S. G. (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, e3161. doi: <http://doi.org/10.15174/au.2022.3161>

Introducción

La generación de residuos sólidos urbanos (RSU) se asocia con actividades humanas cotidianas (productivas y de consumo) que están relacionadas con factores como el crecimiento poblacional, el crecimiento económico e incluso con cambios en los hábitos de consumo, entre otras causas (Araiza *et al.*, 2017; Daskal *et al.*, 2018; De Souza *et al.*, 2017; Maalouf & El-Fadel, 2017; Singh *et al.*, 2014; Vujić *et al.*, 2015). Se puede considerar a la generación de RSU como efectos negativos del consumo de bienes y servicios en hogares, comercio en vías públicas, oficinas y edificios públicos, entre otros (Duarte *et al.*, 2021; Kumar & Agrawal, 2020; Sánchez *et al.*, 2019; Venkateela, 2020). En la teoría económica, tales efectos se denominan como externalidades negativas, las cuales pueden ser nocivas al medioambiente (contaminación por RSU) y perjudicar la salud de las personas y a la economía misma (Cárdenas-Ferrer *et al.*, 2019; Hansley, 2021; Paes *et al.*, 2019; Sánchez *et al.*, 2019; Vlachokostas *et al.*, 2020). En la parte económica, tales externalidades representan costos de reparación no reconocidos dentro del mismo sistema económico (Tenório *et al.*, 2018; Istrate *et al.*, 2019; Paes *et al.*, 2019).

Sobre externalidades negativas y RSU, hay que señalar que existe preocupación por el incremento acelerado de la generación de RSU, derivado de las altas tasas de urbanización, así como por el crecimiento económico y poblacional (Araiza *et al.*, 2017; Kumar & Agrawal, 2020; Pereira & Fernandino 2019; Rodríguez & Montecillo, 2017; Sánchez *et al.*, 2019). La preocupación sobre el incremento de RSU ha sido enfatizada por el Banco Mundial en el informe titulado *What a Waste 2.0: A Global Snapshot of Solid Waste Management to 2050* (Kaza *et al.*, 2018). En dicho informe se señala que las proyecciones de crecimiento de RSU en el mundo para los próximos 30 años es de 70% (Kaza *et al.*, 2018).

Debido al impacto que ejercen los RSU sobre el entorno, es importante identificar los niveles de desacoplamiento entre la generación de RSU y el crecimiento económico con el fin de mejorar la gestión integral de los RSU dentro de la ecuación producción-consumo (Appel *et al.*, 2020; Da Silva *et al.*, 2019; De Souza *et al.*, 2017; Madden *et al.*, 2019; Tsiamis *et al.*, 2018). Al respecto, Jaligot & Chenal (2018) y Vadén *et al.* (2020) señalan que el principio de desacoplamiento permite evaluar la relación entre consumo y producción para medir la asociación entre las actividades humanas y disminución de la calidad ambiental (impacto ambiental negativo).

Marco teórico

Considerando lo anterior, se ha empleado la hipótesis de la curva de Kuznets para explicar problemas de degradación ambiental (contaminación) o sobreexplotación de recursos naturales como una forma de poder conocer el desacoplamiento entre crecimiento económico y dicha degradación (Boubellouta & Kusch-Brandt, 2021; Tsiamis *et al.*, 2018; Vadén *et al.*, 2020). La curva de Kuznets se basa en la hipótesis planteada en su forma original por Simón Kuznets (Boubellouta & Kusch-Brandt, 2021; Jaligot & Chenal, 2018; Madden *et al.*, 2019). Esta hipótesis sostiene que existe una amplia desigualdad en las primeras etapas del crecimiento económico entre países, empero, se alcanzará un punto crítico a partir del cual la desigualdad se reduce conforme el crecimiento continúa avanzando hasta alcanzar una convergencia entre las economías nacionales (Boubellouta & Kusch-Brandt, 2021; Jaligot & Chenal, 2018; Kuznets, 1955; Vadén *et al.*, 2020).

Sobre el empleo de la curva de Kuznets en situaciones de degradación ambiental, fueron Gene M. Grossman y Alan B. Krueger quienes propusieron por primera vez la aplicación de dicha curva para argumentar, en situaciones de comercio internacional, que el crecimiento no afecta negativamente el ambiente (Boubellouta & Kusch-Brandt, 2020, 2021; Andrés-Rosales *et al.*, 2018). Los paradigmas de Grossman & Krueger (1995) basados en curva de Kuznets consideran modelos de indicadores de

degradación contaminantes y medidas de ingreso nacional como el producto interno bruto (PIB) del país. El comportamiento de la curva de Kuznets en situaciones de degradación ambiental se puede describir considerando la Figura 1.

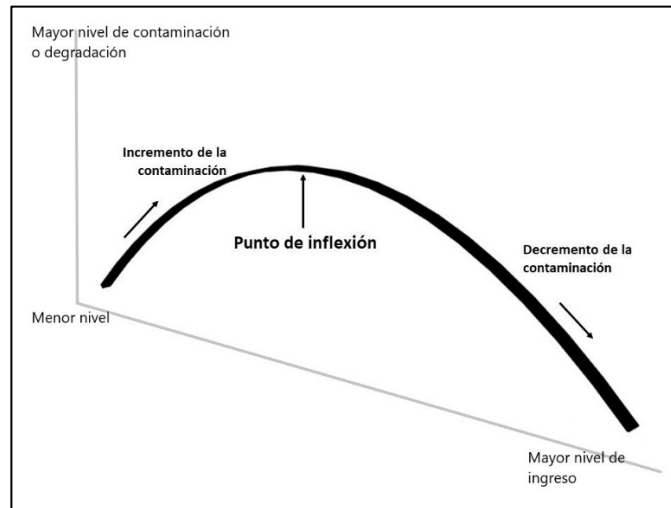


Figura 1. Curva de Kuznets Ambiental.
Fuente: Elaboración propia.

En la Figura 1 se observa que el eje de las abscisas representa el ingreso vinculado con el crecimiento económico, mientras que en el eje de las ordenadas se mediría el impacto ambiental negativo.

La hipótesis de Kuznets en la Figura 1 en situaciones ambientales (curva de Kuznets ambiental, en adelante CKA) explicaría que, a medida que el ingreso crece, la contaminación también crece en una primera etapa, la cual se podría decir que es una etapa de desarrollo industrial (Abdollahi, 2020; Boubellouta & Kusch-Brandt, 2020; Tiba & Omri, 2017).

Siguiendo con la Figura 1, una vez que la fase de desarrollo industrial es superada, ocurre un punto de inflexión en la curva de Kuznets, en la cual otros sectores como el de servicios (cambio estructural) comenzarán a desarrollarse, y con ello, el ingreso per cápita aumentará (Sánchez & Caballero, 2019). Al aumentar el ingreso y el crecimiento económico, también se desarrollarán otras actividades, como la investigación, la innovación, la educación, la industria de la tecnología, incluyendo particularmente actividades relacionadas con la conservación de los recursos ambientales y una mayor calidad ambiental (Andrés-Rosales *et al.*, 2018; Du, 2018; Madden *et al.*, 2019; Sánchez & Caballero, 2019). En esta etapa, y siguiendo a Andrés-Rosales *et al.* (2018), los efectos tecnológico y estructural en el modelo económico de curva de Kuznets fortalecen la regulación ambiental y estimularían la disminución de la degradación ambiental.

En ese sentido, de acuerdo con Ege & Ege (2019), en esta fase la conciencia ambiental de las personas se volverá más cuidadosa del medioambiente, y las mismas industrias y leyes promoverán dicha calidad ambiental. En términos del modelo económico, se explicaría porque el beneficio marginal (voluntad a pagar por cierta calidad ambiental) asciende ante crecimientos en el ingreso, por lo que el agente económico apreciará más los bienes y servicios ambientales (Sánchez & Caballero, 2019). Sobre los costos marginales en pro de la conservación ambiental, estos se incrementan rápidamente una vez que la economía se desarrolle y el ingreso supere el escenario inicial de desarrollo industrial y de altos contaminantes (Ege & Ege, 2019; Sánchez & Caballero, 2019).

Revisión de literatura

La prueba de CKA se ha realizado en países con diferentes niveles de crecimiento económico (Adu & Denkyirah, 2019; Yilmaz, 2020), para ello se han empleado algunos tipos de indicadores contaminantes o degradantes ya sea en suelo, agua, o atmósfera (Özokcu & Özdemir, 2017; Pontarollo & Mendieta, 2020; Shahbaz & Sinha, 2019). Igualmente, la CKA se ha contrastado en diversas escalas territoriales, como la municipal, estatal, regional y nacional (Boubellouta & Kusch-Brandt, 2020; Ercolano *et al.*, 2018). Los resultados varían de acuerdo con cada una de las características mencionadas, aunque también existen otros elementos que pueden influir, tales como: tecnología, educación, políticas ambientales (particularmente aquellas relacionadas con reciclaje), políticas comerciales, entre otros (Shimamoto, 2019).

En cuanto a RSU, como se comentaba, existe una preocupación derivada en el aumento de su disposición final y gestión, particularmente sobre su destino en rellenos sanitarios y posibilidades de reciclaje (Chu *et al.*, 2019; Lee, 2020; Singh *et al.*, 2014; Somdutta & Prasenjit, 2020), ya que desafortunadamente no todos los RSU llegan a un relleno sanitario que cumplan la normatividad ambiental (Diario Oficial de la Federación [DOF], 2004; Paes *et al.*, 2019; Rodríguez & Montesillo, 2017; Sánchez *et al.*, 2019). En el peor de los casos, los RSU podrían terminar en sitios de disposición no controlados (tiraderos a cielo abierto), provocando una dispersión sin control de los RSU, lo que llevaría a contaminar los suelos y mantos freáticos (Cárdenas-Ferrer *et al.*, 2019; Paes *et al.*, 2020; Rodríguez & Montesillo, 2017; Sánchez *et al.*, 2019). El proceso de erosión y vientos permite la dispersión de partículas derivadas de los RSU en la atmósfera, generando enfermedades, pérdida de especies, malos olores y desarrollo de fauna nociva (Boelee *et al.*, 2019; Chatterjee & Sharma, 2019; Zhao *et al.*, 2020).

En el caso de la prueba de la CKA para RSU, existe evidencia de ella en estudios a nivel municipal, regional o nacional en el ámbito internacional; así mismo, los estudios de Kuznets existen para diferentes tipos de residuos, que van desde los RSU, peligrosos, electrónicos, entre otros, tanto en Europa, Asia y Estados Unidos (Boubellouta & Kusch-Brandt, 2020; Ercolano *et al.*, 2018; Jaligot & Chenal, 2018; Yilmaz, 2020). Por tal motivo, la presente investigación se incorpora al ámbito internacional de estudios de curva de Kuznets en RSU municipales que se están realizando actualmente en todo el mundo, incorporando metodologías estadísticas y de análisis de regresión que se explican a detalle en la metodología, particularmente las técnicas de datos de panel.

Por su parte, es importante resaltar que los resultados obtenidos varían también de acuerdo con la escala y con los tipos de indicadores contaminantes, lo cual no debe causar sorpresa, ya que pueden ocurrir cambios en los comportamientos de la contaminación y del crecimiento económico de acuerdo con la escala que se esté utilizando.

En este trabajo se realiza una prueba de hipótesis de la CKA para RSU a nivel municipal para 208 municipios ($n = 208$) de las entidades federativas mexicanas Estado de México e Hidalgo, dentro del periodo 2010-2018, en forma bianual ($t = 5$), con el fin de conocer si existe desacoplamiento entre los RSU anuales per cápita y el PIB per cápita anual como una medida del ingreso. Ambas entidades federativas se observan en la Figura 2.



Figura 2. Ubicación de los estados Estado de México e Hidalgo en México.
Fuente: Elaboración propia con base en INEGI (2010).

Igualmente, se destaca que para los objetivos de este trabajo los RSU bajo estudio comprenderán aquellos materiales sólidos de desecho (basura sólida) que se producen en casas-habitación, además de oficinas, comercios y escuelas, sin importar si se puede o no reciclar (Araiza *et al.*, 2017; INEGI, 2013).

Materiales y métodos

Para la realización de la prueba de Kuznets, se emplearon datos sobre generación de RSU de los años 2010, 2012, 2014, 2016 y 2018 para las entidades federativas Estado de México e Hidalgo, obtenidos de los Censos Nacionales de Gobiernos Municipales y Delegacionales realizados por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI, 2020). Con estos datos se creó la variable dependiente RSU per cápita anuales. Cada observación correspondió al promedio anual en kilogramos de residuos recolectados por municipio de cada entidad.

La muestra estuvo constituida por 125 municipios del Estado de México, de 125 totales. Con respecto al estado de Hidalgo, se emplearon observaciones de 83 municipios de 84 totales (Se excluyó uno por carecer de información para tres períodos de estudio.) Se señala también que ocho municipios del Estado de México y cuatro del Estado de Hidalgo carecían de una observación para uno de los años de estudio. Para cubrir dicha faltante se estimó la mediana de las cuatro observaciones presentes debido a que es una medida de tendencia central que no es muy afectada por observaciones extremas. La información de RSU obtenida se dividió por la población municipal para los años de estudio para obtener los RSU *per cápita*.

Para obtener el número de habitantes por municipio para cada año de estudio, se empleó información poblacional de INEGI para los años 1990, 1995, 2000, 2005 y 2010 (INEGI, 2021a). Dada la naturaleza de los datos, se hicieron extrapolaciones y se calculó la tasa de crecimiento poblacional entre

cada quinquenio, dividiéndolo entre cuatro para obtener la tasa de crecimiento anual, y después se aplicó una función de números aleatorios de Excel versión 365 (Microsoft Excel, 2021) entre los límites superior e inferior para obtener la población municipal para cada año de estudio.

Siguiendo el modelo económico de la CKA, se empleó como variable control el producto interno bruto municipal (en adelante PIB municipal) per cápita anual a precios constantes de 2013 como una medida del ingreso y del crecimiento económico. El PIB municipal se estimó a partir de una proporción de los ingresos anuales municipales con respecto al ingreso estatal multiplicado por el PIB estatal (ponderar el peso de los ingresos sobre la base del PIB estatal) correspondiente y luego dividiéndolo entre 100. Los datos de ingreso municipal se pueden consultar en INEGI (2021b) y los datos de PIB estatal empleados para estimar el PIB municipal se encuentran en INEGI (2021c).

También se empleó la variable de densidad poblacional municipal (población/superficie municipal) como variable indicadora del grado de urbanización. La superficie municipal se estimó empleando el Marco Geoestadístico Municipal 2005 (INEGI, 2010). De dicho marco se extrajeron conjuntos de datos vectoriales en formato *shape* para los municipios de las dos entidades federativas, con proyección cartográfica cónica conforme de Lambert (CCL) y datum de referencia ITRF2008. Una vez obtenida la delimitación municipal y la extracción de los *shapes*, los datos se convirtieron en superficies en kilómetros cuadrados para cada municipio. Este procedimiento se realizó en el programa ArcGis versión 10.5 (Environmental Systems Research Institute [ESRI], 2020). La superficie se corroboró con información de los planes de desarrollo y bandos municipales (documentos de normas administrativas locales), los cuales fueron consultados para los 208 municipios bajo estudio. La base de datos con las variables mencionadas se construyó en Excel 365 (Microsoft Excel, 2021). Con estas variables se estimaron las estadísticas y se ajustaron los modelos.

Análisis Estadístico Descriptivo

La variable dependiente RSU per cápita, junto con las variables independientes PIB per cápita (PIB) y densidad poblacional (DP), se transformaron con logaritmo natural (LN), tal como lo sugieren Khair & Rafizul (2018), Liang *et al.* (2013), Pérez-Rodríguez *et al.* (2015) y Shahbaz *et al.* (2017). Estas variables se encuentran descritas en la Tabla 1.

Tabla 1. Variables que se consideraron en el análisis estadístico.

Variable	Tipo de variable
lnRSU: residuos municipales urbanos en kg anuales per cápita para los años de estudio (2010, 2012, 2014, 2016, 2018)	Cuantitativa
lnPIB: PIB municipal anual a precios constantes 2013 (pesos mexicanos) per cápita para los años de estudio	Cuantitativa
lnDP: Densidad poblacional municipal (habitante por km ²) para el año correspondiente	Cuantitativa

Fuente: Elaboración propia con información de INEGI (2010), INEGI (2020), INEGI (2021a), INEGI (2021b) e INEGI (2021c).

Para cada una de las variables de la Tabla 1 se estimaron promedios, desviación estándar, valor máximo y valor mínimo.

Modelos estadísticos

Para analizar la hipótesis de Kuznets, se consideró lo siguiente. En primer lugar, los RSU municipales en las entidades mexicanas son gestionados, estimados y valorados independientemente por diferentes gobiernos locales con la participación de algunos concesionarios. De acuerdo con Jaligot & Chenal (2018), esta característica puede conducir a errores de medición y diferencias en la cantidad estimada de RSU municipales, por lo que Jaligot & Chenal (2018) establecen y emplean modelos de efectos fijos (en adelante EF) para CKA de RSU municipales; considerando que EF puede capturar el efecto de dicha variación en la estimación de RSU. El empleo de EF para contrastar CKA en residuos municipales es corroborado en estudios de Europa y Asia (Grabarczyk *et al.*, 2018; Jaligot & Chenal, 2018; Renzhi & Baek, 2020; Zhao *et al.*, 2020). Por lo anterior, se optó por estimar y analizar EF.

Por la naturaleza de los datos en panel ordenados por municipio, se realizó para el modelo de EF una prueba de heterocedasticidad (en adelante Test H), siguiendo el proceso recomendado por Baum (2001) y un análisis de correlación serial para datos de panel de acuerdo con lo sugerido por Baltagi (1986) y Jaligot & Chenal (2018). Para realizar la prueba de correlación serial se siguió el procedimiento y test estadístico (en adelante Test AR(n)) propuesto por Born & Breitung (2016), que prueba la autocorrelación de orden "n" y que es robusta ante a la heterocedasticidad de datos. La estructura de los datos de panel en donde N observaciones ($N = 208$) es mayor a T unidades de tiempo ($T = 5$), recomienda no ajustar EF por mínimos cuadrados generalizados factibles (FGLS, por sus siglas en inglés) cuando $N > T$ para problemas de heterocedasticidad y autocorrelación (Baltagi, 2005; Beck & Katz, 1995; Beck, 2001; Blackwell, 2005; Hoechle, 2007). Para atender esta problemática, se estimó entonces una regresión lineal a través del método Prais-Winsten para considerar AR(n) (Jaunky, 2012; Renzhi & Baek, 2020). Este proceso permite también obtener errores estándar que provienen de estimaciones asintóticas de mínimos cuadrados ordinarios para corregir heterocedasticidad a nivel de panel (Baum, 2006; Beck & Katz, 1995, 1996; Stata, 2019).

Aunque por la estructura de los datos no se recomienda, y no habiendo consenso entre preferir con total certeza algún método, con fines de comparación se realizó también la estimación de los modelos por FGLS. De esta forma, las estimaciones por EF, Prais-Winsten con corrección por heterocedasticidad y FGLS se encuentran en resultados.

Los modelos estadísticos ajustados en este trabajo, es decir EF, regresión por Prais-Winsten y FGLS, están representados en la ecuación 1 (Das, 2019; Jaligot & Chenal, 2018; Renzhi & Baek, 2020; Zhao *et al.*, 2020).

Las ecuaciones ajustadas comprendieron las siguientes variables: $\ln RSU_{it}$ como variable dependiente de RSU anuales municipales per cápita en donde i = entidad y t = tiempo, transformada a través de LN; $\ln PIB_{it}$ es el LN del PIB anual municipal per cápita; $(\ln PIB_{it})^2$ es el LN del PIB anual municipal per cápita al cuadrado; $(\ln PIB_{it})^3$ es el LN del PIB anual municipal per cápita al cubo y $\ln DP_{it}$ es el LN de la densidad poblacional municipal.

La ecuación tuvo la siguiente forma:

$$\ln RSU_{it} = \beta_1 \ln PIB_{it} + \beta_2 (\ln PIB_{it})^2 + \beta_3 (\ln PIB_{it})^3 + \beta_4 \ln DP_{it} + \alpha_i + u_{it} \dots (1)$$

En la ecuación 1, α_i es un intercepto que puede absorber los efectos de las variables no observadas y comprende los efectos no observables que se mantienen constantes en el tiempo y que se correlacionan con las variables independientes. β_1 , β_2 , β_3 y β_4 son los parámetros asociados a cada variable independiente y que serán estimados en las regresiones. Para este modelo, u_{it} es el error aleatorio debido a variables

omitidas no correlacionadas con las variables independientes que cambiará con las observaciones y el tiempo.

Los modelos se ajustaron en Stata versión 16.1 (Stata, 2020) a través de los procedimientos "xtreg" para EF, "xtpcse" para regresión por Prais-Winsten para considerar autocorrelación y corrección de errores por heterocedasticidad y "xtgls" para obtener estimaciones por FGLS (Jaligot & Chenal, 2018; Renzhi & Baek, 2020; Zhao *et al.*, 2020).

La introducción de las variables independientes a los modelos se hizo por pasos, empezando con $\ln \text{PIB}_{it}$, luego $(\ln \text{PIB}_{it})^2$, $\ln \text{DP}_{it}$ y finalizando con $(\ln \text{PIB}_{it})^3$, para obtener cuatro modelos por EF, cuatro por Prais-Winsten y cuatro por FGLS.

Debido a la posible colinealidad de las variables $\ln \text{PIB}_{it}$, $(\ln \text{PIB}_{it})^2$ y $(\ln \text{PIB}_{it})^3$, así como a la importancia teórica de los signos obtenidos en la estimación, se decidió centrar las variables cuantitativas independientes considerando su valor promedio (Assaf *et al.*, 2019; Chennamaneni *et al.*, 2016; Das, 2019). Por lo mismo, se evaluó la colinealidad de las variables independientes; para ello, se consideraron los índices de condición (IC) y la proporción de descomposición de la varianza (PDC) entre pares de variables de acuerdo con lo recomendado por Assaf *et al.* (2019) y Chennamaneni *et al.* (2016); considerando para su análisis: problemas de colinealidad si hay algún $\text{IC} \geq 30$ bajo $\text{PDC} \geq 0.5$.

Resultados

Estadística descriptiva

El análisis estadístico descriptivo (Tabla 2) permite observar una media de 5.13 kg anual per cápita, 11.2418 pesos mexicanos y 5.56 habitante/km² para los logaritmos naturales de RSU municipal, PIB anual municipal y DP municipal, respectivamente. Los datos de desviación estándar, valor máximo y valor mínimo del $\ln \text{RSU}$, considerando todas las observaciones, aparecen también en la Tabla 2. Se observa que la mediana del $\ln \text{RSU}$ es superior a la media.

Tabla 2. Estadística descriptiva de las variables empleadas en modelos.

Estadístico	$\ln \text{RSU}$ municipales anuales (kg per cápita)	$\ln \text{PIB}$ municipal anual per cápita (pesos mexicanos a precios constantes 2013)	$\ln \text{D}$ (habitantes/km ²)
Media	5.1339	11.2418	5.5629
Mediana	5.2707	11.4659	5.3153
Desviación estándar	0.7959	1.1513	1.46489
Mínimo	1.7480	7.0169	1.7700
Máximo	7.7656	13.6811	9.7703

Fuente: Elaboración propia con información de INEGI (2010), INEGI (2020), INEGI (2021a), INEGI (2021b) e INEGI (2021c).

Los datos de la Tabla 2 de RSU municipales presentan valores mínimos y máximos extremos de origen, por lo que se pueden encontrar cantidades como 0.01573 kg diarios de RSU por habitante, que corresponde a 15.73 gr por día por habitante contra un máximo de 6.4605 kg por día por habitante, que corresponde a 6460.5 gr por día por habitante. Dichas cantidades pueden corresponder tanto a municipios rurales, o bien, municipios conformados como ciudades bajo diversas densidades poblacionales. Sin embargo, los valores reportados deben ser analizados y explicados considerando la metodología para la recopilación de la información de primera mano que se obtiene a partir de los Censos Nacionales de

gobiernos municipales y delegacionales (INEGI, 2013; INEGI, 2020). Los resultados de dichos censos se pueden consultar en INEGI (2020).

Siguiendo con los censos, de acuerdo con INEGI (2013, 2020), el módulo 6 de RSU es un cuestionario que requiere la participación directa del Director General de Servicios Públicos Municipales, el cual proporciona la información.

Estimación de modelos

En el análisis de colinealidad entre variables independientes, considerando un modelo con todas las variables independientes centradas, se encontraron cuatro IC cuyos valores fluctuaron entre 1 a 5.57, indicando colinealidad débil y además sin PDC mayores a 5. En este caso, solo un IC manifestó colinealidad moderada con un valor de 15.15 con un PDC = 0.91 de $(\ln \text{PIB}_{it})^2$ y un PDC = 0.98 de $(\ln \text{PIB}_{it})^3$. Si bien el IC indica una colinealidad moderada, consecuentemente los resultados de los modelos conteniendo $\ln \text{PIB}_{it}$, $(\ln \text{PIB}_{it})^2$, $(\ln \text{PIB}_{it})^3$ y $\ln \text{DP}_{it}$ deben leerse considerando esta colinealidad.

Se hace también la observación que, en los tres tipos de modelos restantes con variables también centradas, conteniendo $\ln \text{PIB}_{it}$; $\ln \text{PIB}_{it}$ y $(\ln \text{PIB}_{it})^2$; $\ln \text{PIB}_{it}$; $(\ln \text{PIB}_{it})^2$ y $\ln \text{DP}_{it}$, se presentaron valores máximos de IC de 1.0, 4.27 y 4.76. Por lo anterior, estos IC indicaron la presencia de colinealidad débil, aunque en los casos de dos y tres variables se llegaron a presentar valores de PDC que fluctuaron en 0.92 y 0.96 entre $\ln \text{PIB}_{it}$ y $(\ln \text{PIB}_{it})^2$.

Para el análisis de los modelos estadísticos, se tomaron en cuenta las hipótesis planteadas por Jaligot & Chenal (2018) para estudiar la existencia de un comportamiento de curva Kuznets en RSU municipales en Europa. Por ello, considerando los signos y la significancia de los parámetros estimados para $\ln \text{PIB}_{it}$, $(\ln \text{PIB}_{it})^2$ y $(\ln \text{PIB}_{it})^3$ de la ecuación 1, las probables hipótesis a contrastar con los modelos son las siguientes:

$\beta_1 + \beta_2 + \beta_3 = 0$. En este caso no existe relación estadística significativa alguna entre los RSU y el PIB.

$\beta_1 > 0$ y $\beta_2 + \beta_3 = 0$. En este caso hay una relación lineal positiva entre RSU y PIB.

$\beta_1 < 0$ y $\beta_2 + \beta_3 = 0$. Este resultado significa una relación monotónica decreciente entre RSU y PIB.

$\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ y $\beta_3 = 0$. Este resultado indica la existencia de una curva en U invertida, sería el caso de la probable existencia de una curva de Kuznets.

$\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$ y $\beta_3 = 0$. Este resultado indica la probable existencia de una curva en forma de U entre RSU y PIB.

$\beta_1 > 0$, $\beta_2 < 0$ y $\beta_3 > 0$. En este caso habría la probable existencia de una figura en forma de N.

$\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$ y $\beta_3 < 0$. Este último resultado sería un resultado opuesto al caso anterior.

Efectos fijos

Para el caso de los resultados de modelos de EF (Tabla 3), se observa que ninguno de los cuatro modelos es significativo al menos al 0.1 de nivel de significancia (en adelante NS). En el modelo 4 que comprende el polinomio cúbico de $\ln \text{PIB}_{it}$ más la variable del ln de la densidad poblacional $\ln \text{DP}_{it}$, los parámetros β_1 y β_2 que acompañan al $\ln \text{PIB}_{it}$ y $(\ln \text{PIB}_{it})^2$ son significativos al 0.1 de NS, ambos con signo positivo. Se debe

considerar también que el término cúbico $(\ln \text{PIB}_{it})^3$ y la densidad poblacional $\ln \text{DP}_{it}$ no son significativos. Igualmente se reportan (Tabla 3), el valor de Rho para EF que corresponde a la correlación intraclase. Dichos valores multiplicados por 100 corresponden a los porcentajes de varianza en la variable dependiente debido a las diferencias a lo largo del tiempo dentro de los paneles. Esto es, especifica qué tan fuertemente las observaciones dentro de cada unidad se asemejan entre sí (Mehmetoglu & Jakobsen, 2017). Los valores de Rho en EF fluctúan entre 53.7% a 57.1%.

Empero, los cuatro modelos de EF estimados deben tomarse con reserva debido a la presencia de autocorrelación estadística significativa de orden AR(1) y de heterocedasticidad en los paneles, rechazando las hipótesis nulas de no autocorrelación de orden AR(1) y homocedasticidad en paneles. Se señala también que se aplicaron pruebas de orden superior AR(2), pero no fueron significativas al menos al 0.1, por lo mismo sus resultados no se reportan.

Tabla 3. Resultados del modelo de EF.

Variable	EF			
	Parámetros estimados			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Constante	5.1339	5.0945	5.0898	5.0757
(error estándar)	(0.0170)	(0.0284)	(0.0292)	(0.03199)
p-valor	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001
$\ln \text{PIB}_{it}$	0.0127	0.1097	0.1070	0.0997
(error estándar)	(0.0170)	(0.0585)	(0.0586)	(0.0590)
p-valor	0.457	0.061	0.0680	0.091
$(\ln \text{PIB}_{it})^2$		0.0297	0.0293	0.0744
(error estándar)		(0.0172)	(0.0172)	(0.0449)
p-valor		0.083	0.088	0.098
$(\ln \text{PIB}_{it})^3$				0.0123
(error estándar)				(0.0113)
p-valor				0.278
$\ln \text{DP}_{it}$			0.2349	0.2443
(error estándar)			(0.3509)	(0.3509)
p-valor			0.503	0.487
F	0.550	1.78	1.34	1.30
p-valor	0.4568	0.1693	0.2617	0.2700
Rho	0.5667	0.5711	0.5372	0.5403
Test H Chi ²	1.2X10 ⁶	2.8X10 ⁶	1.2X10 ⁶	1.2X10 ⁶
p-valor	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001
Test AR(1)	4.05	3.82	3.82	3.87
p-valor	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001

Fuente: Elaboración propia con información de INEGI (2010), INEGI (2020), INEGI (2021a), INEGI (2021b) e INEGI (2021c).

Regresión por Prais-Winsten

Consecuentemente, se obtuvieron los mismos cuatro modelos introduciendo por pasos las variables independientes mediante el proceso de Prais-Winsten para considerar correlación serial AR(1) y con errores estándar corregidos para heterocedasticidad (Tabla 4), siendo este un proceso estadístico robusto para datos de panel en donde el número de unidades de panel N es mayor que el tiempo ($208 > 5$). En la Tabla 4

se observa que los valores de Rho, interpretados como parámetros de autocorrelación (Stata, 2019), son bajos y fluctúan entre 38.4% a 43.3%.

También se observa que, una vez que se introduce en el modelo 3 el término de la densidad poblacional $\ln DP_{it}$, la ecuación ajustada se hace significativa con un NS de 0.01.

En el modelo 4 (Tabla 4) con el polinomio cúbico que comprende $\ln PIB_{it}$, $(\ln PIB_{it})^2$ y $(\ln PIB_{it})^3$ junto con $\ln DP_{it}$, los resultados no significativos de los parámetros que acompañan a $\ln PIB_{it}$, $(\ln PIB_{it})^2$ y $(\ln PIB_{it})^3$ indican que se sustenta la hipótesis de que no hay relación estadística significativa alguna entre el $\ln RSU$ anual municipal y el $\ln PIB$ anual per cápita municipal, por lo que no se puede hablar estadísticamente de la probable existencia de una CKA ni tampoco de una relación positiva o negativa significativa entre $\ln RSU_{it}$ y $\ln PIB_{it}$.

A *ceteris paribus*, los resultados del modelo 4 (Tabla 4) indican la existencia de una relación positiva significativa entre $\ln RSU_{it}$ y $\ln DP_{it}$, el cual es un indicador de la urbanización de los municipios, por lo que a mayor urbanización mayor producción de RSU. Sin embargo, la literatura indica que la discusión entre los métodos para ajustar modelos de panel con autocorrelación y heterocedasticidad permanece abierta (Beck & Katz, 1995; Beck, 2001; Hoechle, 2007; Stata, 2020).

Tabla 4. Modelos ajustados por Prais-Winsten y con corrección de errores.

Variable	Prais-Winsten			
	Parámetros estimados			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Constante	5.1289	5.1424	5.0930	5.0928
(error estándar corregido)	(0.0321)	(0.0366)	(0.0356)	(0.0349)
p-valor	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001
$\ln PIB_{it}$	-0.0063	-0.0392	0.0778	0.0834
(error estándar corregido)	(0.0188)	(0.0564)	(0.0552)	(0.0645)
p-valor	0.737	0.488	0.159	0.196
$(\ln PIB_{it})^2$		-0.0103	0.0249	0.0217
(error estándar corregido)		(0.0152)	(0.0151)	(0.0377)
p-valor		0.498	0.098	0.564
$(\ln PIB_{it})^3$				-0.0012
(error estándar corregido)				(0.0112)
p-valor				0.912
$\ln DP_{it}$			0.1609	0.1611
(error estándar corregido)			(0.0247)	(0.0244)
p-valor			<0.001	<0.001
Wald χ^2	0.11	0.49	42.86	44.35
p-valor	0.7373	0.7844	<0.0001	<0.0001
Rho	0.4301	0.4335	0.3962	0.3842
R ²	0.4709	0.4746	0.4627	0.4503

Fuente: Elaboración propia con información de INEGI (2010), INEGI (2020), INEGI (2021a), INEGI (2021b) e INEGI (2021c).

Mínimos cuadrados generalizados factibles (FGLS)

Aunque la literatura señala que no es conveniente ajustar datos de panel con autocorrelación y heterocedasticidad por FGLS cuando $N > T$ (Baltagi, 1986; Beck & Katz, 1995; Blackwell, 2005; Hoechle, 2007; Stata, 2020), los resultados con este método (Tabla 5) se presentan para poder compararlos con resultados del método de Prais-Winsten (Tabla 4). Los resultados por FGLS indican también que una vez que se introduce la variable de densidad poblacional $\ln DP_{it}$ (modelo 3, Tabla 5), la ecuación ajustada se hace significativa con un NS de 0.01.

En el mismo modelo 3 (Tabla 5), los parámetros que acompañan a $\ln PIB_{it}$ y $(\ln PIB_{it})^2$ son significativos al menos al 0.05, respectivamente. El signo de ambos parámetros indica una relación positiva con el $\ln RSU$. Lo anterior indica la no existencia de una curva de Kuznets. Este comportamiento se ve corroborado con los resultados del modelo 4 que indican una significancia (NS de 0.05) del parámetro que acompaña al $\ln PIB_{it}$, lo que indicaría que existe una relación lineal positiva estadísticamente significativa entre $\ln RSU_{it}$ y $\ln PIB_{it}$. La misma relación positiva significativa se observa entre $\ln RSU_{it}$ y $\ln DP_{it}$.

Tabla 5. Modelos ajustados por Mínimos Cuadrados Generalizados Factibles.

Variable	FGLS			
	Parámetros estimados			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Constante	5.2083	5.2186	5.1866	5.1830
(error estándar)	(0.0171)	(0.0189)	(0.0186)	(0.0185)
p-valor	<0.001	<0.001	<0.001	<0.001
$\ln PIB_{it}$	0.0013	-0.0306	0.0741	0.0687
(error estándar)	(0.0095)	(0.0314)	(0.0306)	(0.0337)
p-valor	0.892	0.330	0.015	0.042
$(\ln PIB_{it})^2$		-0.0095	0.0211	0.0362
(error estándar)		(0.0087)	(0.0085)	(0.0233)
p-valor		0.273	0.013	0.121
$(\ln PIB_{it})^3$				0.0042
(error estándar)				(0.0066)
p-valor				0.521
$\ln DP_{it}$			0.1518	0.1533
(error estándar)			(0.0106)	(0.0105)
p-valor			<0.001	<0.001
Wald χ^2	0.02	1.26	204.72	213.40
p-valor	0.8922	0.5329	<0.0001	<0.0001

Fuente: Elaboración propia con información de INEGI (2010), INEGI (2020), INEGI (2021a), INEGI (2021b) e INEGI (2021c).

Discusión

Consecuentemente, tanto el método de regresión Prais-Winsten (Tabla 4) como FGLS (Tabla 5) indican que no existe evidencia estadísticamente significativa de una CKA entre RSU per cápita y el PIB per cápita para los municipios estudiados en Hidalgo y Estado de México en el período de estudio. No obstante, la relación entre las variables RSU y PIB difiere en ambos modelos. Mientras que en el método más conservador Prais-Winsten no se observa relación estadística significativa entre RSU per cápita y PIB per cápita, en FGLS se encuentra una relación lineal positiva entre ambas variables, por lo que incrementos en el PIB provocan incrementos en los RSU. Igualmente, se tiene que considerar lo señalado por Baltagi (2005) en cuanto a las

desventajas provocadas por el número pequeño de períodos de tiempo para análisis de correlación serial en datos de panel, como los empleados en esta investigación. En este trabajo se consideraron solo cinco periodos de tiempo (2010, 2012, 2014, 2016 y 2018), por lo que los resultados deben leerse considerando esta restricción en la información de RSU municipales urbanos anuales per cápita en las entidades de Hidalgo y Estado de México.

Algo también a considerar en futuras investigaciones es que la variable densidad poblacional (como indicador de urbanización municipal) es positiva y altamente significativa en los modelos de RSU una vez que se corrige la autocorrelación y la heterocedasticidad. Lo anterior indica que a mayor urbanización mayor cantidad de RSU municipales per cápita en las municipalidades estudiadas. En consecuencia, en el análisis del desacoplamiento tendrán que explorarse otras variables que pudieran indicar la urbanización de los municipios, como la pertenencia a zonas o regiones metropolitanas regionales, si cuentan o no con rellenos sanitarios en la municipalidad, la calidad del servicio público de limpia (calidad de los servicios operadores que recogen los RSU), arreglos políticos entre los actores gubernamentales y grupos vecinales en cuanto al manejo y disposición de los RSU municipales, entre otros factores. Sin embargo, algunas de estas variables serán constantes, por lo que se tendrá que recurrir a otros modelos estadísticos de panel, como el modelo de efectos aleatorios.

Estos resultados pudieran no ser definitivamente concluyentes en cuanto a la existencia de una relación estadística significativa entre RSU municipales y PIB municipal, dadas también las características y el número de entidades federativas estudiadas (dos estados de 32 totales) junto con el número de municipios analizados ($n = 208$), que puede ser considerado reducido para los casi 2500 municipios que existen en todo el país (considerando las 16 alcaldías de la Ciudad de México) (INEGI, 2021d). Por lo anterior, surge la necesidad de contrastar la hipótesis de Kuznets considerando un mayor número de municipios de otras entidades federativas mexicanas y tomando en cuenta las regiones norte, centro, sur y sureste del país. De igual manera, es necesario incluir en los modelos, y evaluar la significancia estadística de variables como pertenencia de los municipios a zonas metropolitanas, indicadores de inversión en tecnologías de reciclaje e incluso impuestos a la generación de RSU, además de considerar periodos de tiempo más largos.

A nivel internacional, en la aplicación de la prueba de la CAK sobre RSU se encuentran diversas evidencias y aplicaciones en política pública. Por ejemplo, Cheng *et al.* (2020) realizaron un estudio utilizando datos de panel sobre 258 ciudades en China a nivel municipal, de 2003 a 2016; sus resultados los llevaron a sugerir políticas para la emisión de estos residuos. Se tienen también los estudios de Huang *et al.* (2021) y Madden *et al.* (2019) sobre CAK en RSU y políticas públicas. Sin embargo, en México es la primera vez que se realiza una prueba de este tipo sobre RSU a nivel municipal, de ahí su importancia.

Conclusiones

Con los datos estudiados y en el horizonte de cinco periodos de tiempo estudiados (2010 a 2018), los resultados de los modelos permiten concluir que no hay evidencia estadística significativa de una curva de Kuznets considerando RSU y PIB, ambos per cápita, en las municipalidades de Hidalgo y Estado de México.

Igualmente, al considerar la presencia de autocorrelación y heterocedasticidad en los resultados de EF, los resultados por Prais-Winsten con corrección de heterocedasticidad en los errores estándar evidencian que no hay una relación funcional estadística significativa entre $\ln RSU_{it}$ y $\ln PIB_{it}$. Si embargo, la resolución del problema de autocorrelación tiene que leerse acotadamente por contar solo con cinco periodos de tiempo. En consecuencia, no hay relación entre la generación de RSU y cambios en el PIB de las municipalidades con los datos y temporalidad de la información empleada. Empero, aunque en nuestra

base de datos ($N = 208$ paneles) es mayor al tiempo ($T = 5$ periodos) y no se recomienda el ajuste por FGLS, no existe consenso generalizado para emplear solo los resultados de uno de los dos métodos. Por lo cual se obtuvieron también resultados por FGLS.

En consecuencia, FGLS permite observar que existe una relación lineal positiva significativa entre $\ln RSU_{it}$ y $\ln PIB_{it}$. Por lo tanto, incrementos de RSU municipales per cápita están en función de incrementos en el $\ln PIB$ per cápita municipal. Sin embargo, al no existir consenso entre ambos métodos y considerando además que la base de datos está constituida por paneles cortos ($N = 208$ y $T = 5$), los resultados por Prais-Winsten y FGLS deben leerse considerando estas características de los datos. Finalmente, la variable $\ln DP_{it}$ es positiva y significativa en ambos tipos de modelos, por lo que incrementos en los RSU per cápita de las municipalidades están en función de incremento en la densidad poblacional (grado de urbanización).

Considerando los resultados de este estudio y sus limitaciones, será necesario que futuros estudios contemplen incrementar el número de municipalidades abarcando más entidades federativas mexicanas y también incrementar los periodos de tiempo bajo análisis. Además, se sugiere considerar otras variables como pertenencia a zonas metropolitanas e inversión en tecnologías de reciclaje entre otros factores y analizar su probable significancia estadística dentro de los modelos.

Conflictos de interés

Los autores de este trabajo no tienen conflictos de interés con instituciones u organizaciones gubernamentales, académicas o privadas relacionadas con los temas que trata esta investigación.

Referencias

- Abdollahi, H. (2020). Investigating energy use, environment pollution, and economic growth in developing countries. *Environmental and Climate Technologies*, 24(1). doi: <https://doi.org/10.2478/rtuect-2020-0016>
- Adu, D., & Denkyirah, E. (2019). Economic growth and environmental pollution in West Africa: Testing the environmental Kuznets curve hypothesis. *Kasetsart Journal of Social Sciences*, 40(2), 281-288. doi: <https://doi.org/10.1016/j.kjss.2017.12.008>
- Andrés-Rosales, A., Kwon, N., & Quintana-Romero, L. (2018). El tamaño de las empresas manufactureras y la contaminación medioambiental en México: Una aproximación espacial. *EURE*, 44(131), 1-22. doi: <http://dx.doi.org/10.4067/S0250-71612018000100075>
- Appel, D., Ramalho, J., Duarte, A. P., Arlindo, M., & Da Cruz, L. A. (2020). Economic analysis of a shared municipal solid waste management facility in a metropolitan region. *Waste Management*, 102, 823-837. doi: <https://doi.org/10.1016/j.wasman.2019.11.033>
- Araiza, J. A., Chávez, J. C., & Moreno, J. A. (2017). Cuantificación de residuos sólidos urbanos generados en la cabecera municipal de Berriozábal, Chiapas, México. *Revista Internacional de Contaminación Ambiental*, 33(4), 691-699. doi: <https://doi.org/10.20937/RICA.2017.33.04.12>
- Assaf, A. G., Tsionas, M., & Tasiopoulos, A. (2019). Diagnosing and correcting the effects of multicollinearity: Bayesian implications of ridge regression. *Tourism Management*, 71, 1-8. doi: <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2018.09.008>
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric analysis of panel data*. John Wiley & Sons.
- Baltagi, B. H. (1986). Pooling under misspecification: Some Monte Carlo evidence on the Kmenta and the error components techniques. *Econometric Theory*, 2(03), 429-440. doi: <https://doi.org/10.1017/s0266466600011695>
- Baum, C. F. (2001). Residual diagnostics for cross-section time series regression models. *The Stata Journal*, 1(1), 101-104. <https://journals.sagepub.com/doi/pdf/10.1177/1536867X0100100108>

- Baum, C. F. (2006). An introduction to modern econometrics using Stata. Stata Press.
- Beck, N., & Katz, J. N. (1995). What to do (and not to do) with time-series cross-section data. *The American Political Science Review*, 89(3), 634–647. doi: <https://doi.org/10.2307/2082979>
- Beck, N., & Katz, J. N. (1996). Nuisance vs. substance: Specifying and estimating time-series-cross-section models. *Political Analysis*, 6, 1–36. doi: <https://doi.org/10.1093/pan/6.1.1>
- Beck, N. (2001). Time-series-cross-section data: What have we learned in the past few years? *Annual Review of Political Science*, 4, 271–293. doi: <https://doi.org/10.1146/annurev.polisci.4.1.271>
- Blackwell, J. L. (2005). Estimation and testing of fixed-effect panel-data systems. *The Stata Journal*, 5(2), 202–207. doi: <https://doi.org/10.1177/1536867X0500500205>
- Boelee, E., Geerling, G., Van der Zaan, B., Blauw, A., & Vethaak, A. D. (2019). Water and health: From environmental pressures to integrated responses. *Acta Tropica*, 193, 217–226. doi: <https://doi.org/10.1016/j.actatropica.2019.03.011>
- Born, B., & Breitung, J. (2016). Testing for serial correlation in fixed-effects panel data models. *Econometric Reviews*, 35(7), 1290–1316. doi: <https://doi.org/10.1080/07474938.2014.976524>
- Boubellouta, B., & Kusch-Brandt, S. (2020). Testing the environmental Kuznets Curve hypothesis for E-waste in the EU28+2 countries. *Journal of Cleaner Production*, 277, 1–11. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.123371>
- Boubellouta, B., & Kusch-Brandt, S. (2021). Cross-country evidence on environmental Kuznets curve in waste electrical and electronic equipment for 174 countries. *Sustainable Production and Consumption*, 25, 136–151. doi: <https://doi.org/10.1016/j.spc.2020.08.006>
- Cárdenas-Ferrer, T. M., Santos-Herrero, R. F., Contreras-Moya, A. M., Rosa-Domínguez, E., & Domínguez-Núñez, J. (2019). Propuesta metodológica para el sistema de gestión de los residuos sólidos urbanos en Villa Clara. *Tecnología Química*, 39(2), 471–488. http://scielo.sld.cu/scielo.php?pid=S2224-61852019000200471&script=sci_arttext&tlng=pt
- Chatterjee, S., & Sharma, S. (2019). Microplastics in our oceans and marine health. *Field Actions Science Report*, 19, 54–61. <https://journals.openedition.org/factsreports/5257>
- Cheng, J., Shi, F., Yi, J., & Fu, H. (2020). Analysis of the factors that affect the production of municipal solid waste in China. *Journal of Cleaner Production*, 259, 12008. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.120808>
- Chennamaneni, P. R., Echambadi, R., Hess, J. D., & Syam, N. (2016). Diagnosing harmful collinearity in moderated regressions: A roadmap. *International Journal of Research in Marketing*, 33(1), 172–182. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ijresmar.2015.08.004>
- Chu, Z., Wu, B., He, Z., Zhuang, J., & Wang, W. (2019). The policy-making trend analysis of municipal solid waste in China 1980–2015. *Waste Management & Research*, 37(6), 1–6. doi: <https://doi.org/10.1177/0734242x19836722>
- Da Silva, K. D., De Campos, J. T., & Antonio, G. (2019). Diagnosis of the management of solid urban waste of the municipalities of ABC Paulista of Brasil through the application of sustainability indicators. *Waste Management*, 85, 11–17. doi: <https://doi.org/10.1016/j.wasman.2018.12.001>
- Das, P. (2019). Econometrics in theory and practice: Analysis of cross section, time series and panel data with Stata 15.1. Springer.
- Daskal, S., Ayalón, O., & Shechter, M. (2018). The state of municipal solid waste management in Israel. *Waste Management & Research*, 36(6), 527–534. doi: <https://doi.org/10.1177/0734242x18770248>
- De Souza, R. G., Moraes, A., & Carbonelli, J. (2017). Municipal solid waste in Brazil: A review. *Waste Management & Research*, 35(12), 1195–1209. doi: <https://doi.org/10.1177/0734242X17735375>
- Diario Oficial de la Federación (DOF). (20 de octubre de 2004). NORMA Oficial Mexicana NOM-083-SEMARNAT-2003, Especificaciones de protección ambiental para la selección del sitio, diseño, construcción, operación, monitoreo, clausura y obras complementarias de un sitio de disposición final de residuos sólidos urbanos y de manejo especial. Semarnat. http://www.dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=658648&fecha=20/10/2004.
- Du, Z. (2018). A Literature review on institutional environment and technological innovation. *American Journal of Industrial and Business Management*, 8(9), 1941–1950. doi: <https://doi.org/10.4236/ajibm.2018.89130>

- Duarte, B., Scavarda, L. F., Gusmão, R. G., & Fuss, M. (2021). Improving urban household solid waste management in developing countries based on the German experience. *Waste Management*, 120, 772-783. doi: <https://doi.org/10.1016/j.wasman.2020.11.001>
- Ege, A., & Ege, A. Y. (2019). How to create a friendly environment for innovation? A case for Europe. *Social Indicators Research*, 144(1), 451-473. doi: <https://doi.org/10.1007/s11205-018-2039-4>
- Ercolano, S., Gaeta, G., Ghinoi, S., & Silvestri, F. (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, 397-403. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2018.05.021>
- Environmental Systems Research Institute (ESRI). (2020). *Software ArcGis Versión 10.5*. ESRI.
- Grabarczyk, P., Wagner, M., Frondel, M., & Sommer, S. (2018). A cointegrating polynomial regression analysis of the material Kuznets curve hypothesis. *Resources Policy*, 57, 236-245. doi: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2018.03.009>
- Grossman, G. M., & Krueger, A. B. (1995). Economic growth and the environment. *Quarterly Journal of Economics*, 110(2), 353-377. doi: <https://doi.org/10.2307/2118443>
- Hansley, M. (2021). Home renovation waste upon change of ownership: A Coasian way of addressing an urban externality. *Waste Management*, 119, 145-151. Doi: <https://doi.org/10.1016/j.wasman.2020.09.046>
- Hoechle D. (2007). Robust standard errors for panel regressions with cross-sectional dependence. *The Stata Journal*, 7(3), 281-312. doi: <https://doi.org/10.1177/1536867X0700700301>
- Huang, J., Zhang, S., Zou, Y., Tai, J., Shi, Y., Fu, B., Zhao, J., & Qian, G. (2021). The heterogeneous time and income effects in Kuznets curves of municipal solid waste generation: comparing developed and developing economies. *Science of the Total Environment*, 799, 1-11. doi: <https://doi.org/10.1016/j.scitotenv.2021.149157>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (2010). *Manual de cartografía geoestadística*. INEGI. https://www.inegi.org.mx/contenidos/temas/mapas/mg/metadatos/manual_cartografia_censal.pdf
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (2013). *Censo Nacional de Gobiernos Municipales y Delegacionales 2013*. Memoria de actividades. INEGI. <https://www.inegi.org.mx/programas/cngmd/2013/>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (2020). *Censo Nacional de Gobiernos Municipales y Demarcaciones Territoriales/Delegacionales, 2011, 2013, 2015, 2017, 2019*. INEGI. <https://www.inegi.org.mx/programas/cngmd/2019>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (2021a). *Censos y conteos de población y vivienda*. INEGI. <https://www.inegi.org.mx/datos/?ps=Programas>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (2021b). *Estadística de finanzas públicas estatales y municipales*. INEGI. https://www.inegi.org.mx/sistemas/olap/proyectos/bd/continuas/finanzaspublicas/fpmun.asp?s=est&c=11289&proy=efipem_fmum
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (2021c). *Banco de información económica*. INEGI. <https://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/?idserPadre=1020004300200020#D1020004300200020>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (2021d). *Catálogo Único de Claves de Áreas Geoestadísticas Estatales, Municipales y Localidades*. INEGI. <https://www.inegi.org.mx/app/ageeml/#>
- Istrate, I., García-Gusano, D., Iribarren, D., & Dufour, J. (2019). Long-term opportunities for electricity production through municipal solid waste incineration when internalising external costs. *Journal of Cleaner Production*, 215, 870-877. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.01.137>
- Jaligot, R., & Chenal, J. (2018). Decoupling municipal solid waste generation and economic growth in the canton of Vaud, Switzerland. *Resources, Conservation and Recycling*, 130, 260-266. doi: <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2017.12.014>
- Jaunky, V. C. (2012). Is there a material Kuznets curve for aluminum? Evidence from rich countries. *Resources Policy*, 37(3), 296-307. doi: <https://doi.org/10.1016/j.resourpol.2012.04.001>
- Kaza, S., Yao, L., Bhada-Tata, P., & Van Woerden, F. (2018). *What a waste 2.0: A global snapshot of solid waste management to 2050*. World Bank Group.

- Khair, S., & Rafizul, I. M. (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*, Khulna, Bangladesh. <https://www.semanticscholar.org/paper/application-of-multivariate-and-geostatistical-in-khair-Rafizul/18225aca95d1458915ec649fc77ad4083dd6f136?p2df>
- Kumar, A., & Agrawal, A. (2020). Recent trends in solid waste management status, challenges, and potential for the future Indian cities. *A review. Current Research in Environmental Sustainability*, 2, 1-19. doi: <https://doi.org/10.1016/j.crsust.2020.100011>
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45(1), 1-28. <https://www.jstor.org/stable/1811581>
- Lee, D. (2020). Restructuring municipal solid waste management and governance in Hong Kong: Options and prospects. *Waste Management & Research*, 38(9), 1047-1063. doi: <https://doi.org/10.1177/0734242X20945185>
- Liang, X., Zhao, J., Dong, L., & Xu, K. (2013). Unraveling the origin of exponential law in intra-urban human mobility. *Scientific Reports*, 3, 1-7. doi: <https://doi.org/10.1038/srep02983>
- Maalouf, A., & El-Fadel, M. (2017). Effect of a food waste disposer policy on solid waste and wastewater management with economic implications of environmental externalities. *Waste Management*, 69, 455-462. doi: <https://doi.org/10.1016/j.wasman.2017.08.008>
- Madden, B., Florin, N., Mohr, S., & Giurco, D. (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, 674-686. doi: <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2019.06.025>
- Mehmetoglu, M., & Jakobsen, T. (2017). *Applied statistics using Stata: A guide for the social sciences*. Sage Publications Inc.
- Microsoft Excel (2021). *Excel, versión 365*. Microsoft Corporation.
- Özokcu, S., & Özdemir, Ö. (2017). Economic growth, energy, and environmental Kuznets curve. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 72, 639-647. doi: <https://doi.org/10.1016/j.rser.2017.01.059>
- Paes, M., Araujo, G., Mancini, S., Bortoleto, A., Puppim, J. A., & Kulay, L. A. (2019). Municipal solid waste management: Integrated analysis of environmental and economic indicators based on life cycle assessment. *Journal of Cleaner Production*, 254, 1-12. doi: <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.119848>
- Pereira, T., & Fernandino, G. (2019). Evaluation of solid waste management sustainability of a coastal municipality from northeastern Brazil. *Ocean & Coastal Management*, 179, 1-11. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ocecoaman.2019.104839>
- Pérez-Rodríguez, J. V., Ledesma-Rodríguez, F., & Santana-Gallego, M. (2015). Testing dependence between GDP and tourism's growth rates. *Tourism Management*, 48, 268-282. doi: <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2014.11.007>
- Pontarollo, N., & Mendieta, R. (2020). Land consumption and income in Ecuador: A case of an inverted environmental Kuznets curve. *Ecological Indicators*, 108, 1-13. doi: <https://doi.org/10.1016/j.ecolind.2019.105699>
- Renzhi, N., & Baek, Y. J. (2020). Can financial inclusion be an effective mitigation measure? Evidence from panel data analysis of the environmental Kuznets curve. *Finance Research Letters*, 37, 101725. doi: <https://doi.org/10.1016/j.frl.2020.101725>
- Rodríguez, E., & Montesillo, L. (2017). Propuesta para la gestión sustentable de los residuos sólidos urbanos en la zona central conurbada de Toluca. *Revista Legado de Arquitectura y Diseño*, 12(21), 1-10. <https://legadodearquitecturaydiseno.uaemex.mx/article/view/9375>
- Sánchez, L., & Caballero, K. (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. Doi: <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/economia/a.7769>
- Sánchez, M., Cruz, J., & Maldonado, P. (2019). Gestión de residuos sólidos urbanos en América Latina: Un análisis desde la perspectiva de la generación *Revista Finanzas y Política Económica*, 11(2), 321-336. Doi: <https://doi.org/10.14718/revfinanzpolitecon.2019.11.2.6>

- Shahbaz, M., & Sinha, A. (2019). Environmental Kuznets curve for CO2 emissions: A literature survey. *Journal of Economic Studies*, 46(1), 106-108. doi: <https://doi.org/10.1108/JES-09-2017-0249>
- Shahbaz, M., Van Hoang, T., Mahalik, M. K., & Roubaud, D. (2017). Energy consumption, financial development and economic growth in India: New evidence from a Nonlinear and Asymmetric Analysis. *Energy Economics*, 63, 199-212. doi: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.01.023>
- Shimamoto, K. (2019). Determining factors of waste management in Japan. *Theoretical and Empirical Researches in Urban Management*, 14(3), 62-76. <https://www.cceol.com/search/article-detail?id=806426>
- Singh, G. K., Gupta, K., & Chaudhary, S. (2014). Solid waste management: Its sources, collection, transportation and recycling. *International Journal of Environmental Science and Development*, 5(4), 347-351. doi: <https://doi.org/10.7763/IJESD.2014.V5.507>
- Somdutta, B., & Prasenjit, S. (2020). Municipal solid waste management, household and local government participation: A cross country analysis. *Journal of Environmental Planning and Management*, 63(2), doi: <https://doi.org/10.1080/09640568.2019.1576512>
- Stata (2019). Stata longitudinal data/panel data reference Manual Release 16. Stata Press.
- Stata (2020). *Stata, versión 16.1*. Statacorp.
- Tenório, A. T., Ferreira, F. T., Lima, G., Palma, J., & Da Silva, R. (2018). Urban solid waste challenges in the BRICS countries: A systematic literature review. *Revista Ambiente e Agua*, 13, 1-20. doi: <https://doi.org/10.4136/ambi-agua.2157>
- Tiba, S., & Omri, A. (2017). Literature survey on the relationships between energy, environment and economic growth. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 69, 1129-1146. doi: <https://doi.org/10.1016/j.rser.2016.09.113>
- Tsiamis, D. A., Torres, M., & Castaldi, M. J. (2018). Role of plastics in decoupling municipal solid waste and economic growth in the U.S. *Waste Management*, 77, 147-155. doi: <https://doi.org/10.1016/j.wasman.2018.05.003>
- Vadén, T., Lähde, V., Majava, A., Järvensivu, P., Toivanen, T., Hakala, E., & Eronen, J. T. (2020). Decoupling for ecological sustainability: A categorization and review of research literature. *Environmental Science & Policy*, 112, 236-244. doi: <https://doi.org/10.1016/j.envsci.2020.06.016>
- Venkiteela, L. K. (2020). Status and challenges of solid waste management in Tirupati city. *Materials Today: Proceedings*, 33, 470-474. doi: <https://doi.org/10.1016/j.matpr.2020.05.044>
- Vlachokostas, C., Achillas, C., Michailidou, A., Tsegas, G., & Moussiopoulos, N. (2020). Externalities of energy sources: The operation of a municipal solid waste-to-energy incineration facility in the greater Thessaloniki area, Greece. *Waste Management*, 113, 351-358. doi: <https://doi.org/10.1016/j.wasman.2020.06.015>
- Vujić, G., Gonzalez-Roof, A., Stanisavljević, N., & Ragossnig, A. (2015). Municipal solid waste development phases: Evidence from EU27. *Waste Management & Research*, 33(12), 1112-1120. doi: <https://doi.org/10.1177/0734242X15611738>
- 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. doi: <https://doi.org/10.1007/s11356-020-09109-0>
- Zhao, J., Zhao, Z., & Zhang, H. (2019). The impact of growth, energy and financial development on environmental pollution in China: New evidence from a spatial econometric analysis. *Energy Economics*, 93, 1-18 doi: <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2019.104506>
- Zhao, Z., Zou, J., & Zhang, Z. (2020). Does China's municipal solid waste source separation program work? Evidence from the spatial-two-stage-least squares models. *Sustainability*, 12(4), 1-20. doi: <https://doi.org/10.3390/su12041664>