



MEMORIA

Mesa 2B

Métodos Cuantitativos y Modelación Económica

Octubre 2026

Índice

Análisis bibliométrico de la investigación sobre el programa Sembrando Vida, México (2019–2026)	3
Ley de Engel, comparación del método tradicional y el método de la segunda derivada.	10
Análisis de las variables económicas que determinan las exportaciones de aguacate Hass de México a Estados Unidos de América: 2000 a 2025	26
Factores socioeconómicos asociados a la producción agrícola en los municipios de Oaxaca	42
Cambio en la productividad total de factores de maíz y frijol en México: un análisis mediante el índice de Malmquist, 2003-2024	54
Del centro a la periferia: desigualdad territorial y concentración del ingreso manufacturero en los municipios de Veracruz mediante la curva de Lorenz y el índice de Gini	67
Convergencia beta y sigma del rendimiento municipal de los berries en México, 2012–2024....	82
Uso eficiente del agua en la agricultura: caso: acuífero Huichapan-Tecozautla, Hidalgo.....	93
Pobreza, desempleo e informalidad laboral en México mediante un modelo ARDL y un análisis regional (1993–2024).....	109
Evolución de la desigualdad del ingreso en México (2000-2024).....	121

Análisis bibliométrico de la investigación sobre el programa Sembrando Vida, México (2019–2026)

Gerardo Alfonso Avilés-Ramírez^{1*}; Eloisa Gutierrez-Jimenez¹

¹ Tecnológico Nacional de México, Campus Chiná, Campeche, México

* Autor de correspondencia: gerardo.ar@china.tecnm.mx

ORCID: Avilés-Ramírez 0000-0002-6198-5697; Gutiérrez-Jiménez 0009-0003-6000-402X

Resumen

El programa Sembrando Vida constituye la política de desarrollo rural de mayor cobertura en México, pero su producción científica no había sido caracterizada de forma sistemática. El objetivo del presente estudio fue analizar la estructura y la evolución de la investigación sobre el programa entre 2019 y 2026. Se recuperaron registros bibliográficos mediante Publish or Perish en cinco fuentes (Google Scholar, Crossref, OpenAlex, Scopus y Semantic Scholar). Tras la deduplicación y el cribado temático se conformó un corpus de 363 documentos, analizados mediante indicadores de desempeño y técnicas de mapeo científico. La producción creció de 14 documentos en 2019 a 85 en 2025. Predominó el artículo de revista (50 %) y una elevada dispersión en 144 revistas sin una fuente núcleo. La productividad de autores siguió un patrón de concentración, con la mayoría firmando un solo trabajo, y una red de colaboración fragmentada en grupos pequeños y aislados. El mapa temático identificó cuatro líneas: política social y bienestar, agroforestería y cobertura forestal, actores y equidad de género, y una fuerte impronta geográfica hacia Veracruz, Tabasco, Chiapas y Oaxaca. Se detectaron vacíos en migración y seguridad alimentaria, y una subrepresentación del estado de Campeche. Se concluye que la investigación sobre el programa es reciente, multidisciplinaria y territorialmente desigual, con oportunidades claras para consolidar redes y ampliar la cobertura regional y temática.

Palabras clave: bibliometría; política pública; desarrollo rural; mapeo científico; producción científica.

Abstract

The Sembrando Vida program is the largest rural development policy in Mexico, yet its scientific output had not been systematically characterized. The aim of this study was to analyze the structure and evolution of research on the program between 2019 and 2026. Bibliographic records were retrieved with Publish or Perish from five sources (Google Scholar, Crossref, OpenAlex, Scopus and Semantic Scholar). After deduplication and thematic screening, a corpus of 363 documents was assembled and analyzed through performance indicators and science-mapping techniques. Output grew from 14 documents in 2019 to 85 in 2025. Journal articles predominated (50 %), scattered across 144 journals with no core source. Author productivity followed a concentration pattern, with most authors signing a single work, and a collaboration network fragmented into small, isolated groups. The thematic map identified four lines: social policy and well-being, agroforestry and forest cover, actors and gender equity, and a strong geographic imprint toward Veracruz, Tabasco, Chiapas and Oaxaca. Gaps were found in migration and food security, and an underrepresentation of the state of Campeche. Research on the program is recent, multidisciplinary and territorially uneven, with clear opportunities to consolidate networks and broaden regional and thematic coverage.

Keywords: bibliometrics; public policy; rural development; science mapping; scientific output.

INTRODUCCIÓN

El programa Sembrando Vida, implementado por el Gobierno de México desde 2019, constituye la política de fomento productivo y desarrollo rural de mayor cobertura del país, con objetivos de bienestar, arraigo territorial y restauración ambiental mediante sistemas agroforestales (Secretaría de Bienestar, 2024). Su magnitud presupuestal y social ha motivado un volumen creciente de investigación desde perspectivas económicas, sociales y ambientales (Ramírez-Valverde et al., 2024; Mardero et al., 2025).

El análisis bibliométrico permite describir de forma cuantitativa la estructura y la dinámica de un campo científico a partir de grandes conjuntos de publicaciones, e identificar tendencias, actores y vacíos de investigación (Donthu et al., 2021). Sus dos vertientes son el análisis de desempeño, que mide productividad e impacto, y el mapeo científico, que examina las relaciones entre documentos, autores y temas (Aria & Cuccurullo, 2017).

Pese al aumento de trabajos sobre el programa, no se ha realizado una caracterización bibliométrica que sintetice el estado del conocimiento y oriente futuras agendas. El objetivo del presente estudio fue analizar la estructura y la evolución de la investigación sobre el programa Sembrando Vida entre 2019 y 2026, mediante indicadores de desempeño y técnicas de mapeo científico.

MATERIALES Y MÉTODOS

Fuentes y estrategia de búsqueda. La recuperación de registros se realizó con el programa Publish or Perish (Harzing, 2007) en cinco fuentes: Google Scholar, Crossref, OpenAlex, Scopus y Semantic Scholar. Se emplearon consultas con la frase exacta "Sembrando Vida" combinada con términos geográficos y temáticos (México, estados del sur-sureste, desarrollo rural, agroforestería, pobreza y economía social). Las búsquedas se ejecutaron en agosto de 2026 y se exportaron en formato RIS.

Depuración del corpus. Los archivos se integraron y depuraron con rutinas en Python, de 7 245 registros brutos se eliminaron duplicados por identificador digital y por título normalizado, con lo que se obtuvieron 4 059 registros únicos.

Se aplicaron dos criterios de inclusión: mención explícita del programa en el título o el resumen, y año de publicación de 2019 a 2026. El corpus final quedó conformado por 363 documentos, el procedimiento de selección se resume en el Cuadro 1.

Análisis. El análisis de desempeño comprendió la producción anual, la tipología documental, las revistas fuente y la productividad de autores conforme a la ley de Lotka y el mapeo científico incluyó la red de coautoría y un mapa de co-ocurrencia temática construido por minería de texto sobre los resúmenes, mediante un vocabulario controlado de términos sustantivos y geográficos; la agrupación en racimos se obtuvo con detección de comunidades.

Por limitaciones de los metadatos, el corpus no incluyó datos de afiliación ni listas de referencias citadas, por lo que se omitieron los análisis de instituciones, países, co-citación y acoplamiento bibliográfico. La disparidad en el formato de los nombres entre fuentes implica que el análisis de autoría es aproximado.

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Depuración e indicadores generales. El corpus final reunió 363 documentos publicados entre 2019 y 2026 (Cuadro 1). El 85 % contó con resumen y el 40 % con identificador digital, lo que sustenta el análisis temático basado en resúmenes.

Cuadro 1

Depuración del corpus e indicadores generales

Fase / Indicador	Registros
Registros brutos (19 búsquedas + curado)	7 245
Únicos tras deduplicación	4 059
Corpus final (tema Sembrando Vida, 2019–2026)	363
Documentos con resumen	307
Documentos con identificador digital (DOI)	146
Revistas distintas	144
Autores distintos (aprox.)	618

Nota. Elaboración propia a partir de los registros recuperados con Publish or Perish.

Producción anual. La producción científica mostró un crecimiento sostenido, de 14 documentos en 2019 a 85 en 2025, con 36 registros en 2026 correspondientes a un año aún parcial (Figura 1). El campo se sextuplicó en seis años, lo que refleja el interés académico que ha suscitado el programa desde su implementación.

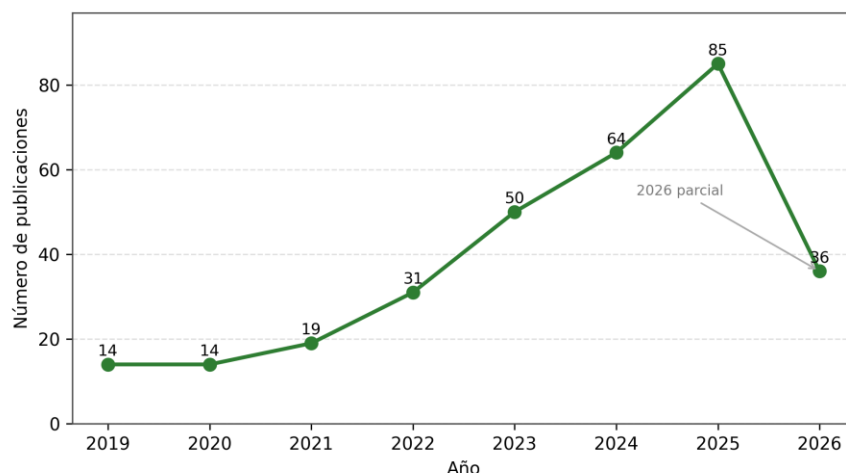


Figura 1

Producción científica anual sobre el programa Sembrando Vida (2019–2026). El dato de 2026 corresponde a un año parcial. Fuente: elaboración propia.

Tipología documental. Predominó el artículo de revista (182 documentos; 50 %), seguido de libros (41), capítulos (17) y tesis (11); un 29 % no pudo tipificarse por limitaciones de los metadatos de Google Scholar (Figura 2). La coexistencia de artículos con libros y tesis sugiere un campo en consolidación, con presencia tanto de literatura arbitrada como de producción académica formativa.

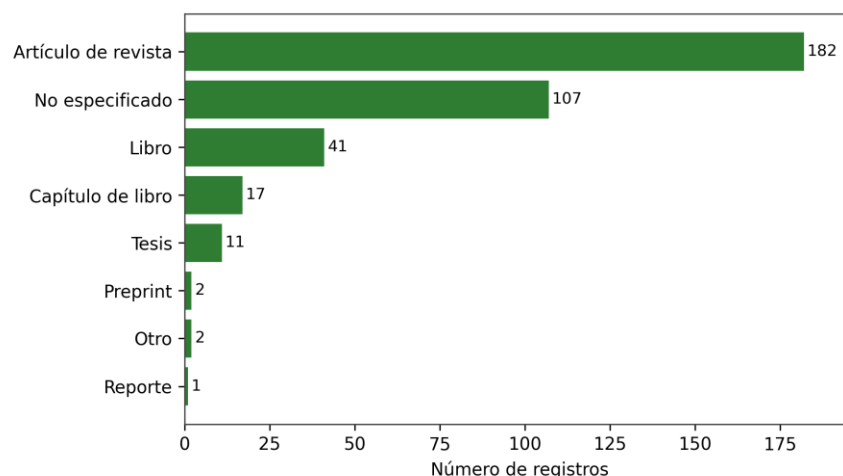


Figura 2

Tipología documental del corpus. Fuente: elaboración propia.

Revistas fuente. Los documentos se distribuyeron en 144 revistas distintas, sin una fuente núcleo: las más frecuentes (Textual, EDUCATECONCIENCIA, Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas y REMEVAL) reunieron apenas cinco o seis trabajos cada una (Figura 3, Cuadro 2). Esta dispersión, contraria a la concentración que predice la ley de Bradford en campos maduros, confirma el carácter emergente y multidisciplinario de la investigación sobre el programa.

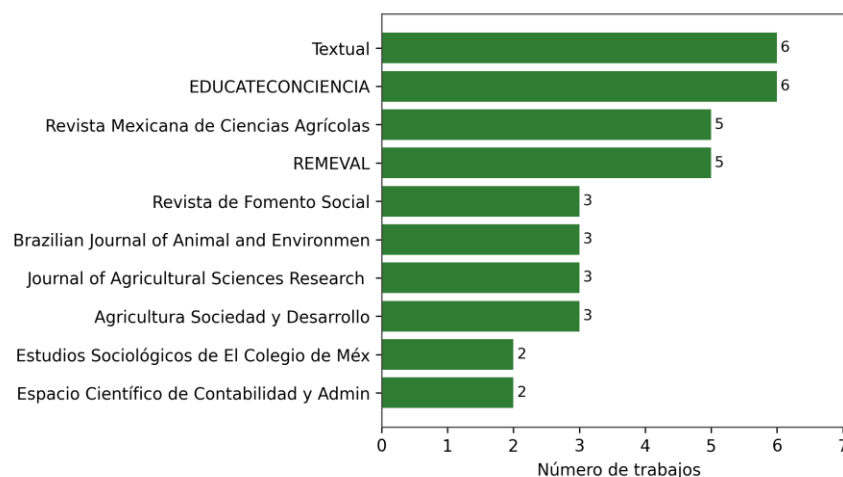


Figura 3

Revistas con mayor número de trabajos sobre el programa. Fuente: elaboración propia.

Cuadro 2

Revistas más productivas del corpus

Revista	Trabajos
Textual	6
EDUCATECONCIENCIA	6
Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas	5
REMEVAL	5

Revista	Trabajos
Revista de Fomento Social	3
Agricultura, Sociedad y Desarrollo	3

Nota. Se excluyeron repositorios y sitios web del ordenamiento de revistas. Fuente: elaboración propia.

Autores y colaboración. Se identificaron alrededor de 618 autores. La productividad siguió un patrón de fuerte concentración conforme a la ley de Lotka, la mayoría firmó un solo documento y solo un pequeño grupo mantuvo una producción recurrente. El índice de colaboración fue del 64 % (226 documentos en coautoría frente a 129 individuales), pero la red de colaboración se estructuró en grupos pequeños y aislados, de tres a seis autores, sin puentes entre sí (Figura 4). No se observó una comunidad científica integrada, lo que es coherente con un campo joven y disperso entre disciplinas e instituciones.

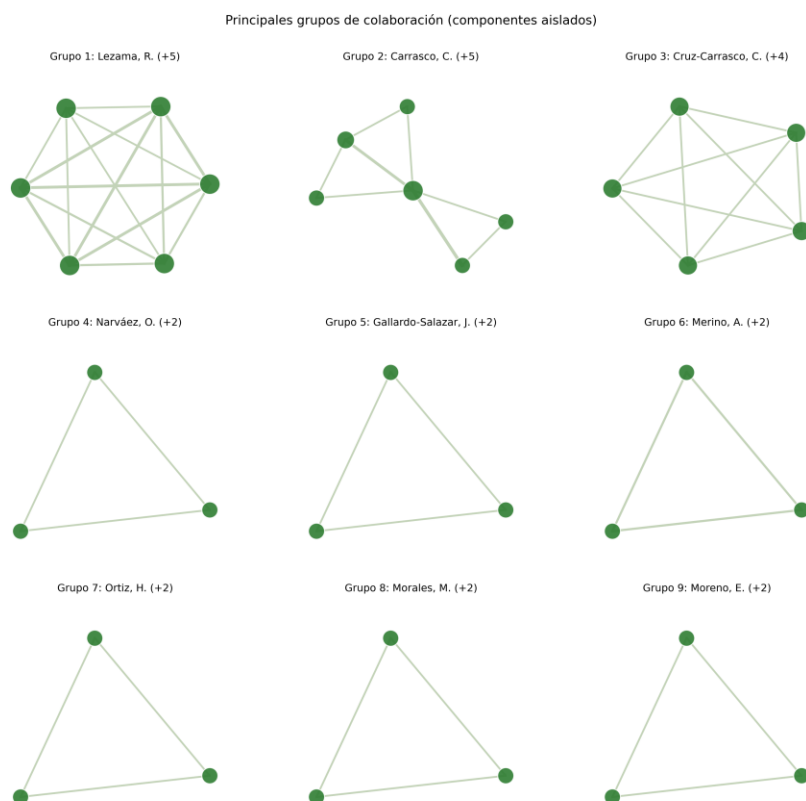


Figura 4

Principales grupos de colaboración (componentes aislados de la red de coautoría). Fuente: elaboración propia.

Mapa temático. El análisis de co-ocurrencia identificó cuatro racimos temáticos (Figura 5, Cuadro 3), el primero es el socio-político que agrupó política social, pobreza, bienestar, comunidades de aprendizaje campesino y capital social; el segundo abarca el área agroambiental, reunió agroforestería, sistemas agroforestales y cobertura forestal; el tercero comprende a actores y equidad, articuló productores, participación y género; por último el cuarto racimo fue geográfico, con predominio de Veracruz, Tabasco, Chiapas y Oaxaca.

El término "productores" resultó el más central del mapa, se identificaron vacíos relevantes en migración y seguridad alimentaria, y una notoria subrepresentación del estado de Campeche, pese a su participación en el programa. Estos vacíos coinciden con líneas de indagación aún incipientes en la evaluación del programa

(Reynolds-Chávez et al., 2024; Tapia-Alba & Chiatchoua, 2025) y señalan oportunidades para futuras investigaciones.

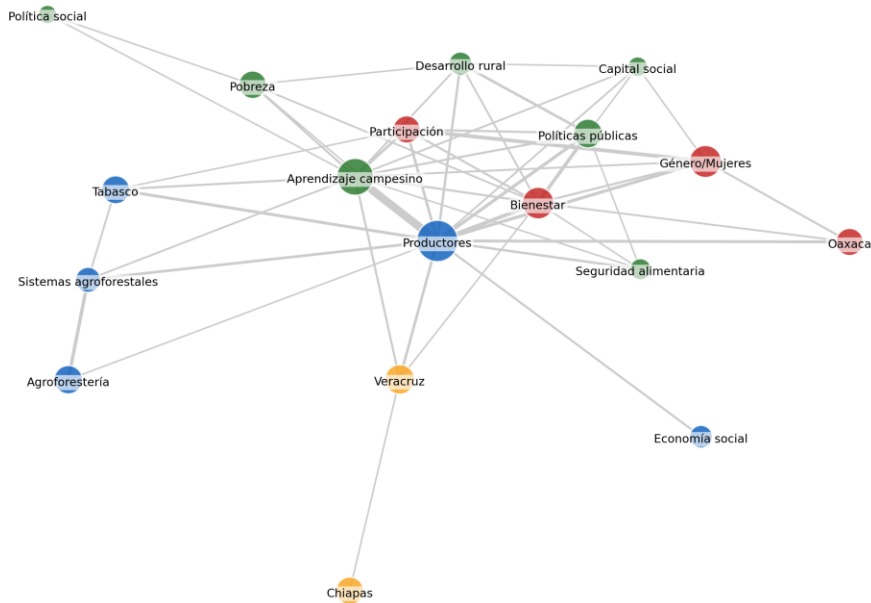


Figura 5
 Mapa de co-ocurrencia temática. El tamaño del nodo indica la frecuencia del término y el color, el racimo temático. Fuente: elaboración propia.

Cuadro 3
 Temas más frecuentes en el corpus

Tema	Frecuencia	Racimo
Productores	70	Actores
Comunidades de aprendizaje campesino	54	Socio-político
Género / Mujeres	39	Actores
Bienestar	38	Socio-político
Políticas públicas	30	Socio-político
Agroforestería	29	Agroambiental
Pobreza	27	Socio-político
Participación	26	Actores
Sistemas agroforestales	21	Agroambiental
Seguridad alimentaria	13	Vacío temático
Migración	9	Vacío temático

Nota. Frecuencia = número de documentos que mencionan el tema. Fuente: elaboración propia.

Limitaciones. El estudio se apoya en fuentes con distinta cobertura y con límites de exportación que truncaron algunas consultas; los metadatos carecieron de afiliación y de referencias citadas, y el formato heterogéneo de los nombres de autor entre fuentes hace aproximado el análisis de autoría. Estas condiciones acotan la precisión de los indicadores, aunque no la validez de los patrones generales identificados.

CONCLUSIONES

La investigación sobre el programa Sembrando Vida es reciente, de crecimiento acelerado y de carácter multidisciplinario. La producción se dispersa en numerosas revistas sin una fuente núcleo, la productividad de autores está concentrada y la colaboración se organiza en grupos pequeños y aislados, sin una comunidad científica integrada. Se observa en el mapa temático cuatro líneas dominantes la política social y bienestar, agroforestería, actores y equidad, y una fuerte impronta geográfica; junto con vacíos en migración y seguridad alimentaria y una subrepresentación del estado de Campeche. Estos resultados ofrecen una base para orientar futuras agendas de investigación y para consolidar redes de colaboración y ampliar la cobertura regional y temática del estudio del programa.

LITERATURA CITADA

- Aria, M., & Cuccurullo, C. (2017). bibliometrix: An R-tool for comprehensive science mapping analysis. *Journal of Informetrics*, 11(4), 959–975. <https://doi.org/10.1016/j.joi.2017.08.007>
- Bradford, S. C. (1934). Sources of information on specific subjects. *Engineering*, 137, 85–86.
- Donthu, N., Kumar, S., Mukherjee, D., Pandey, N., & Lim, W. M. (2021). How to conduct a bibliometric analysis: An overview and guidelines. *Journal of Business Research*, 133, 285–296. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2021.04.070>
- Harzing, A. W. (2007). *Publish or Perish*. <https://harzing.com/resources/publish-or-perish>
- Mardero, S., Schmook, B., Calmé, S., Casanova, G., & White, R. M. (2025). Drifting past policy coherence? Rhetoric and realities of the Mexican Sembrando Vida program's sustainability goals. *Land*, 14(2), 278. <https://doi.org/10.3390/land14020278>
- Page, M. J., McKenzie, J. E., Bossuyt, P. M., Boutron, I., Hoffmann, T. C., Mulrow, C. D., ... Moher, D. (2021). The PRISMA 2020 statement: An updated guideline for reporting systematic reviews. *BMJ*, 372, n71. <https://doi.org/10.1136/bmj.n71>
- Ramírez-Valverde, B., Hernández-Chontal, Á. Y., Juárez-Sánchez, J. P., Gallardo-López, F., & Ocampo-Fletes, I. (2024). Análisis cualitativo de la contribución de "Sembrando Vida" en el alivio de la pobreza. *Entreciencias: Diálogos en la Sociedad del Conocimiento*, 12(26), 1–19. <https://doi.org/10.22201/enesl.20078064e.2024.26.86688>
- Reynolds-Chávez, M. A., Capetillo-Burela, Á., Zetina-Lezama, R., Morales-Guerra, M., & López-López, J. A. (2024). Characterization of the typology of producers in the "Sembrando Vida" program in Oaxaca, Mexico. *Open Access Journal of Science*, 7(1), 152–157. <https://doi.org/10.15406/oajs.2024.07.00228>
- Secretaría de Bienestar. (2024). *Programa Sembrando Vida*. Gobierno de México. <https://www.gob.mx/bienestar>
- Tapia-Alba, J. A., & Chiatchoua, C. (2025). Contribución del programa Sembrando Vida en la reducción de la pobreza en México. *Investigación y Ciencia de la Universidad Autónoma de Aguascalientes*, (94). <https://doi.org/10.33064/iycuaa2025945054>
- van Eck, N. J., & Waltman, L. (2010). Software survey: VOSviewer, a computer program for bibliometric mapping. *Scientometrics*, 84(2), 523–538. <https://doi.org/10.1007/s11192-009-0146-3>

Ley de Engel, comparación del método tradicional y el método de la segunda derivada.

Marco Antonio Sánchez-Jiménez¹, Sergio Ernesto Medina-Cuéllar², Julio César Sánchez-Jiménez³

Mesa: 2. Economía agrícola, desarrollo territorial, tecnología e innovación social.

Resumen:

Se conoce que, a partir de la curva modificada de la Ley de Engel, se obtiene una función cúbica, donde esa función representa a las personas que son pobres y las que no lo son. Entre esos estratos existe un punto único y peculiar que es justo el umbral o límite de pobreza, marcando la transición entre pobres y no pobres. Para eso, existen dos métodos el cual llamaremos el tradicional y el de la segunda derivada. El objetivo es determinar cuál método permite estimar con más certeza y menor margen de error de ese umbral de pobreza. Para eso se usó el concepto básico de la pendiente cuando es igual a cero y su relación con la primera derivada, donde se buscó que el valor calculado de los ingresos del método tradicional y de la segunda derivada, fueran sustituidos en la primera derivada de la función cúbica donde el valor más cercano a cero sería el método con menor incertidumbre para determinar el umbral de pobreza. Se observó que para el método tradicional se obtuvo un valor de 0.549381, mientras que para el método de la segunda derivada su valor fue 0.2787. Por lo tanto, se concluyó que el método de la segunda derivada es más eficaz para estimar el umbral o límite de pobreza.

Palabras clave: Pobreza, Ley de Engel, segunda derivada, umbral de pobreza, punto de inflexión.

Abstract:

It is known that, from the modified Engel's Law curve, a cubic function is obtained, where this function represents both poor and non-poor individuals. Between these strata, there exists a unique and distinct point that corresponds precisely to the poverty threshold, marking the transition from poverty to non-poverty. To determine this threshold, two methods are considered: the traditional method and the second-derivative method. The objective is to identify which method provides a more accurate estimation of the poverty threshold with lower error. For this purpose, the basic concept of slope equal to zero and its relationship with the first derivative was used. The estimated income values obtained from both the traditional method and the second-derivative method were

¹ TecNM/Instituto Tecnológico Superior de Irapuato. Dirección: Silao-Irapuato km 12.5 El Copal, C.P. 36821. Irapuato, Gto. Correo: marco.sj@irapuato.tecnm.mx

² Universidad de Guanajuato. Dirección: Salamanca - Valle de Santiago km 3.5 + 1.8 Comunidad de Palo Blanco, C.P. 36787. Salamanca, Gto. Correo: se.medina@ugto.mx

³ CIATEQ, A.C. Centro de tecnología avanzada. Gerencia de máquinas especiales. Dirección: Av. del Retablo #150, Col. Constituyentes FOVISSSTE, Santiago de Querétaro, Qro., C.P. 76150. Correo: julio.sanchez@ciateq.mx

substituted into the first derivative of the cubic function, and the value closest to zero was considered the best indicator for determining the poverty threshold. The results showed that the traditional method yielded a value of 0.549381, whereas the second-derivative method produced a value of 0.2787. Therefore, it was concluded that the second-derivative method is more effective for estimating the poverty threshold.

Keywords: Poverty, Engel's Law, second derivative, poverty threshold, inflection point.

Introducción

La ley de Engel fue propuesta en el año de 1857 (Engel, 1857), con la idea fundamental de determinar el punto exacto donde se es pobre y se deja de ser pobre (Olea Muñoz et al., 2019; Engel, 1857), desde su aparición, hace más de ciento sesenta años (Kaber-Hriday & Islam-Liton, 2024), dicha ley no ha sufrido cambios significativos en su proceso para determinar ese umbral o límite de pobreza, se a utilizado la misma metodología, la cual se considera un método tradicional, con ligeras adaptaciones, pero sin un cambio profundo en su la forma de resolver las funciones que se obtienen (Matsuyama, 2019). En esta investigación se busca hacer una comparativa entre el método tradicional y el criterio de la segunda derivada (C2D). Se parte del mismo principio que propuso Engel, y de la curva modificada de Engel, se obtiene una función cúbica, con esa función se utiliza el C2D para obtener el punto de inflexión (Adams & Essex, 2021; Larson & Hostetler, 2006; Leithold, 1988; Thomas, 2006), que se traduce como el límite donde se es pobre y deja de serlo (Olea Muñoz et al., 2019; Engel, 1857).

Se revisan los valores obtenidos por ambos métodos y se define cuál de los dos da menor error al momento de encontrar esta estimación. Para lograr esto la Ley de Engel parte de una premisa importante, utilizar solamente dos variables para determinar el umbral de pobreza, el gasto en alimentos y el ingreso (Engel, 1857; Olea Muñoz et al., 2019).

En la revisión de la literatura consultada sobre la Ley de Engel, se limita solamente a determinar el ingreso de pobreza.

La hipótesis propuesta es: El uso del criterio de la segunda derivada para localizar el punto de inflexión en la curva modificada de Engel minimiza el error de estimación del umbral de pobreza en comparación con el método algebraico tradicional de la función promedio, proporcionando una aproximación matemáticamente consistente con un valor de pendiente tangencial significativamente más cercano a cero.

En México, el tema de la pobreza es una de las principales prioridades de la agenda nacional, así como la revisión y definición de políticas públicas que han buscado aminorar la desigualdad y combatir la pobreza son de gran importancia en la actualidad (Godínez Montoya, 2010). El principal problema que se ha encontrado es saber si existe un límite que indique en qué momento dejan de ser pobres. Por lo que esta prioridad se mantiene vigente hasta el día de hoy siendo el Consejo Nacional de Evaluación de la Política

de Desarrollo Social (CONEVAL), el cual era un organismo público descentralizado, encargado de la administración pública federal para generar información de manera objetiva sobre la política social y la medición de la pobreza (CONEVAL, 2023; CONEVAL, 2022,a; CONEVAL, 2022,b; CONEVAL, 2022, c) en México, para la toma de decisiones en esa materia (CONEVAL , 2025), pero a partir del 17 de julio del 2025, esas funciones fueron atribuidas al Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI] (INEGI, 2025_a), el cual es el encargado de realizar la medición de la pobreza multidimensional, aunque gran parte de los reportes que maneja el INEGI siguen siendo tomados de las bases de datos del CONEVAL.

La curva de Engel.

La necesidad de conocer el valor exacto en donde una familia es pobre y deja serlo, es un parte de una necesidad social, que en países como México es de suma importancia, por lo que investigaciones como las desarrolladas por E. Engel en el año de 1857 (Engel, 1857) son vitales, ya que relacionan el presupuesto familiar del gasto en alimentos con los ingresos, variables que al paso del tiempo siguen siendo válidas, como también relacionar el aumento del gasto en alimentos con los niveles bajos niveles de ingreso (Barrientos Marín & Arango Sánchez, 2019; Godínez Montoya, 2010).

Es necesario conocer el análisis de las variables microeconómicas que impactan en la sociedad ya sea de manera negativa o positivamente, ya que son mecanismos que permiten medir indicadores. Para esta investigación se utilizó el ingreso anual de las familias y el gasto anual en alimentos, basados en la teoría de la curva de Engel (Olea Muñoz et al., 2019), asumiendo que el resto las variables se mantienen constantes.

Engel descubrió que cuanto más pobre era un grupo, mayor era el porcentaje de su presupuesto que se destinaba a la alimentación, mientras que un porcentaje menor se destinaba a gastos de salud, vestimenta o educación (Kaber-Hriday & Islam-Liton, 2024), entonces cuanto más pobre es una familia, mayor es la proporción de su gasto total que debe dedicarse al gasto en alimentos (Kaber-Hriday & Islam-Liton, 2024).

Gráficamente se puede expresar que las curvas de Engel pueden ser cóncavas hacia abajo con una elasticidad menor a uno [Figura 1] (Pindyck & Rubinfeld, 2009) o cóncavas hacia arriba con una elasticidad mayor a uno [Figura 2] (Olea Muñoz et al., 2019).

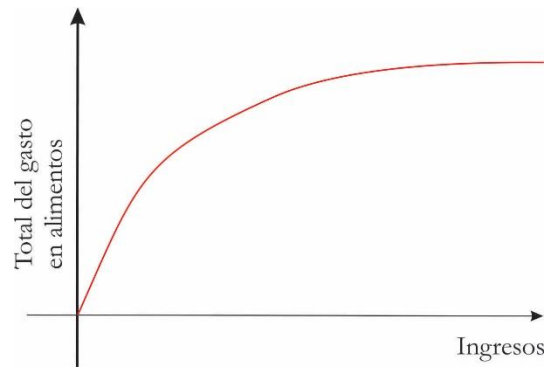


Figura 1. Curva de Engel con concavidad hacia abajo y elasticidad menor a uno (relación ingreso – gasto en alimentos).

Cuando en una familia existen lujos como son los viajes, vacaciones, compra de tecnología de alta gama o alimentos gourmet, la elasticidad es mayor a uno. Esto se puede traducir que mientras más alto es el ingreso familiar, menos gasta en alimentos.

Por lo tanto, la Ley de Engel representa la elasticidad positiva pero decreciente de los ingresos del gasto en alimentos (Kaber-Hriday & Islam-Liton, 2024), es decir, cuando la pendiente es creciente la gráfica es cóncava hacia arriba e indica que cuanto más alto es el ingreso familiar, más baja es la proporción que se invierte en alimentos (Olea Muñoz et al., 2019), entonces se tiene una elasticidad mayor a uno.

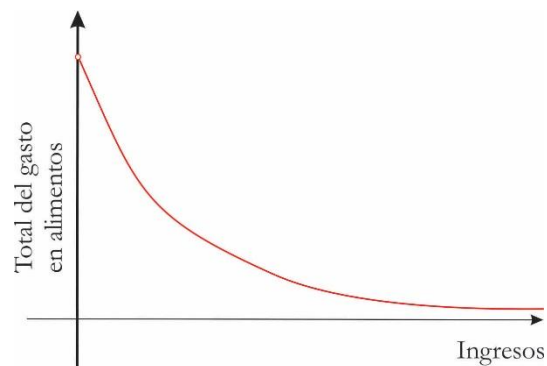


Figura 2. Curva de Engel con concavidad hacia arriba y elasticidad mayor a uno (relación ingreso – gasto en alimentos).

De manera adicional, cuando el ingreso es igual al gasto en alimentos, al ser iguales los valores se obtiene una elasticidad igual a uno. Cuando el valor obtenido es uno, representa el límite o umbral de pobreza (Portillo Vázquez et al., 2015).

Para esta investigación los autores trabajaron con la curva modificada de Engel, la cual es considerada una función cúbica (García Arancibia, 2013; WSO, 2024; Barrientos Marín & Arango Sánchez, 2019; Chai & Stepanova, 2023; Rodríguez García et al., 2026) o de regresión (Del Oro Sáez et al., 2000; Rodríguez García et al., 2026). La curva modificada de Engel parte del supuesto que pobre y no pobres coexisten en una misma sociedad, con diferentes gastos en alimentos y diferentes niveles de ingreso, lo que permite ajustar los datos a una función cúbica (Carugati, 2008), la cual por su naturaleza tiene dos concavidades, esto se puede interpretar que cada concavidad capta y delimita a los dos grupos (Olea Muñoz et al., 2019) [Figura 3]. Al ajustar los datos a una función con dos concavidades permitirá identificar y separar ambos grupos (Portillo V., 2011). A modo de resumen, en el Cuadro 1, se presenta la relación entre la elasticidad, la concavidad con la cual se relaciona y si se es pobre o no.

Cuadro 1. Relación de la elasticidad y la concavidad de la curva

Elasticidad-Ingreso (E)	Propiedad Geométrica de la Curva (G)	Clasificación Socioeconómica
$E < 1$	Curva cóncava hacia abajo ($G'' < 0$)	Población en situación de pobreza: El gasto en alimentos representa una proporción alta y decreciente ante incrementos del ingreso.
$E = 1$	Punto de inflexión ($G'' = 0$)	Límite o umbral de pobreza: Punto crítico de transición entre estratos.
$E > 1$ (en el tramo cúbico)	Curva cóncava hacia arriba ($G'' > 0$)	Población no pobre: Mayor capacidad de distribución del ingreso hacia bienes superiores o ahorro.

Fuente: Elaboración propia con base en la formalización de la curva modificada de Engel.

Donde:

G representa la función original del Gasto en alimentos.

G' (con una prima) representa la primera derivada respecto al ingreso.

G'' (con dos primas) representa la segunda derivada respecto al ingreso.

La función cúbica además de dar el límite entre pobres y no pobres (Carugati, 2008; Rodríguez García et al., 2026), permite obtener el valor del consumo autónomo, el cual se define como el nivel de consumo de alimentos cuando el ingreso en el periodo analizado es igual a cero y el consumidor recurre a ahorro, créditos o disminución de sus inventarios (Olea Muñoz et al., 2019). Es decir, cuando se carece de ingresos o el ingreso es igual a cero (Portillo V., 2011; Portillo Vázquez et al., 2015), las personas deben de sobrevivir haciendo uso de cualquier medio para obtener ese ingreso.

Materiales y Métodos

Como mencionó Carugati (2008), partiendo del supuesto de la coexistencia de pobres y no pobres en una misma sociedad, eso permite ajustar los datos a una función cúbica (Olea Muñoz et al., 2019). Para lograr esto se utilizó el software SPSS ® Statistics ver.23 (SPSS) en español de IBM ®, para determinar la función cúbica, ya que la teoría microeconómica no especifica una forma funcional particular para las curvas de Engel. Los datos se ajustaron a una función polinomial cúbica que refleja las dos concavidades de la curva de Engel (Portillo Vázquez et al., 2015), resultando una función cúbica como se expresa en la ecuación 1.

$$G = \beta_0 + \beta_1 I + \beta_2 I^2 + \beta_3 I^3 + E \quad (1)$$

Donde:

G = Gasto anual en alimentos de los hogares (función original).

I = Ingreso anual.

E = Errores de medición.

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \text{ y } \beta_3$ = Parámetros a estimar.

Método tradicional.

Olea, et al., (2019) y Rodríguez García, (2026) utilizan un método tradicional para obtener el umbral de pobreza, esos autores dicen que una vez obtenida la función cúbica (ver ecuación 1). De forma algebraica, ese punto límite se obtiene de la función promedio que resulta de dividir las variables gasto en alimentos (G) entre el ingreso (I) “ G/I ” (ver ecuación 2).

$$\frac{G}{I} = \frac{\beta_1 I + \beta_2 I^2 + \beta_3 I^3}{I} \quad (2)$$

sin considerar el consumo autónomo (β_0), y derivando después la función promedio (Olea Muñoz et al., 2019), queda la expresión como se observa en la ecuación 3.

$$\frac{d\left(\frac{G}{I}\right)}{dI} = \beta_2 + 2\beta_3 I \quad (3)$$

para finalmente la ecuación 3 igualarla a cero y despejar la variable I (Rodríguez García, 2026). Quedando la función despejada de la siguiente forma (ver ecuación 4)

$$I = \frac{-\beta_2}{2\beta_3} \quad (4)$$

De esa manera se obtiene el ingreso anual que una familia debería de percibir para dejar ser pobre, para determinar el ingreso mensual basta con dividir este ingreso entre los doce meses del año y se obtiene así el ingreso mensual (Rodríguez García, 2026).

Método de la segunda derivada (criterio).

Retomando la ecuación 1, la cual se obtiene de una gráfica con dos concavidades (figura 3), donde, cada punto tangencial a la curva es una pendiente, algunas más pronunciadas que otras, algunas positivas o negativas, incluso algunas crecientes o decrecientes, pero todas estas tienen una característica en particular, todas tienen un ángulo de inclinación. Pero Existe un único punto tangencial cuyo ángulo de inclinación es un ángulo llano (180°), este punto se llama punto de inflexión, ese punto en particular es donde la pendiente (m) tiene un valor de cero ($m = 0$), es decir, se define como un punto donde la gráfica de una función tiene recta tangente y la concavidad cambia (Thomas, 2006).

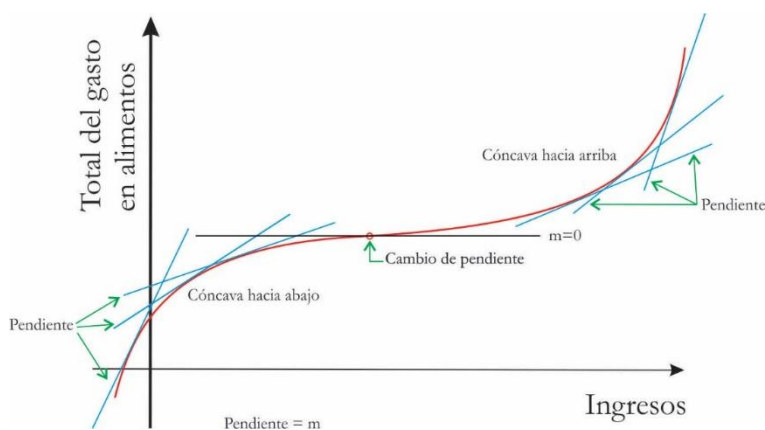


Figura 3. Curva de Engel modificada (relación ingreso – gasto en alimentos).

Localizar este punto de inflexión en la curva modificada de Engel (ver figura 3) indica el umbral de pobreza, expresado en otras palabras, es el punto o límite exacto cuando las familias son pobres o dejan de serlo, ya que es el punto exacto donde termina la curva cóncava hacia arriba e inicia la curva cóncava hacia abajo. Al encontrar este punto se puede saber cuál es el ingreso y consumo mínimo en alimentos para dejar atrás el umbral de pobreza.

El criterio de la segunda derivada es ampliamente utilizado en cálculo diferencial, para encontrar el punto de inflexión de una función cúbica o de orden superior (Adams & Essex, 2021; Larson & Hostetler, 2006; Leithold, 1988; Thomas, 2006; Larson & Edwards, 2022; Larson & Edwards, 2010).

La definición clásica del criterio de la segunda derivada dice que: un punto de una curva donde se obtiene la segunda derivada de una función es positiva en un lado y negativa en el otro, es un punto de inflexión. En tal punto, la segunda derivada de la función es cero (debido a que las derivadas tienen la propiedad del valor intermedio), o no está definida (Thomas, 2006).

Una vez obtenida la función (la ecuación cúbica de Engel) se deriva dos veces la misma función respecto del ingreso (I), es decir, se obtiene la segunda derivada $\left[\frac{dG''}{dI}, G'' \text{ o } f''(I)\right]$, obtenida la función derivada se iguala a cero ($f''(I) = 0$), para luego obtener los valores de la variable I (Larson & Edwards, 2022; Larson & Hostetler, 2006; Thomas, 2006; Leithold, 1988).

Para Leithold (1988, p.232), sea f una función que es diferenciable en algún intervalo abierto que contiene a c , entonces:

Si la $f''(c) > 0$ para todo x en un intervalo, la gráfica de f es cóncava hacia arriba.

Si la $f''(c) < 0$ para todo x en un intervalo, la gráfica de f es cóncava hacia abajo.

Cuando un punto donde la gráfica de una función tiene recta tangente y la concavidad cambia, es un punto de inflexión (Thomas, 2006). Es decir, si la concavidad de f cambia de cóncava hacia arriba a cóncava hacia abajo (o viceversa), en ese punto (Larson & Edwards, 2022) se puede observar el cambio de pendiente (ver Figura 3). El cambio en el sentido de la concavidad indica que se ha obtenido el punto de inflexión (o para esta investigación, el límite o umbral de pobreza).

Criterio para seleccionar el mejor método.

Para poder identificar ¿qué método es mejor?, si el tradicional o el de la segunda derivada, se tiene que definir un parámetro en común para poder evaluarlos, para esto tenemos que entender qué tienen en común y observamos que ambos métodos parten de la ecuación I , de ahí cada método toma caminos diferentes, dando a su vez resultados diferentes.

Como cada método propone soluciones diferentes y diferente valor calculado, es necesario encontrar un criterio que ayude a identificar cuál método tiene menor error o mayor certeza en sus resultados. Para esto se recurrió a la definición fundamental del cálculo diferencial, el cual explica la relación que existe entre la primera derivada y la pendiente. La cual se expresa de la siguiente forma:

Si f está definida en un intervalo abierto que contiene a c y además existe el límite

$$\lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{\Delta y}{\Delta x} = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{f(c+\Delta x) - f(c)}{\Delta x} = m \quad (5)$$

Entonces la recta que pasa por $(c, f(c))$ y cuenta con una pendiente m es la recta tangente a la gráfica de f en el punto $[c, f(c)]$ (Larson & Edwards, 2010).

Además, se sabe que la pendiente de una recta horizontal tiene un valor de cero. Esto demuestra la relación que existe entre la derivada y la pendiente (Larson & Edwards, 2010).

Por lo anterior, se concluye que el método que obtenga el cálculo del ingreso y ese resultado sea sustituido en la derivada de la ecuación I , y que al realizar las operaciones arroje el valor de la pendiente sea más cercano a cero, será el método que mejor estima el umbral de pobreza.

En otras palabras, se obtendrá la primera derivada de la ecuación I , pero, además, se calculan los umbrales de pobreza, uno con el método tradicional y otro con el criterio de la segunda derivada. Los resultados obtenidos de cada método serán sustituidos uno a la vez en la función derivada (ver ecuación 6). Realizadas las operaciones, el resultado que se aproxime más a cero, será el método más eficiente y con mayor certeza en el cálculo del umbral de pobreza.

$$\frac{dG}{dI} = \beta_1 + 2\beta_2 I + 3\beta_3 I^2 = m \quad (6)$$

Para ejemplificar de forma práctica, se tomarán los datos obtenidos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH), realizada por el INEGI (INEGI, 2025), para el Estado de Guanajuato (GTO). Las variables consideradas en este análisis fueron, el ingreso anual de las familias y el gasto en alimentos. Se tomó la última actualización publicada el 30 julio del 2025 del apartado de la Encuesta

Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2024, de este índice se seleccionó (de microdatos) la base de datos denominada: Gastos en los hogares (gastoshogar.*) 2024 (INEGI, 2025), la base descargada se llama enigh2024_ns_gastoshogar_csv.zip. De esta información se obtuvieron los datos sobre los ingresos (ing_cor) y del gasto en alimentos (alimentos). Se filtró utilizando la nomenclatura definida por el INEGI para el Estado de Guanajuato que Corresponde al numeral 11 y de sus respectivos municipios (STPS, 2025).

Estimación de la función cúbica.

Para obtener la función cúbica se utilizó SPSS con la secuencia de analizar, regresión y estimación de curva (IBM, 2025), de ahí se obtiene la gráfica de dispersión. Ya generada la gráfica y su línea de tendencia cúbica (en SPSS), se selecciona y se va a las propiedades de la gráfica para obtener la función cúbica (IBM, 2025).

En el Cuadro 2 se observó que la representación de los coeficientes de la ecuación cúbica se expresa en el apartado denominado Estimaciones de parámetro, donde el valor b_1 representa la variable I de manera lineal, la b_2 es la I^2 (de manera cuadrada) y b_3 representa a la I^3 (de manera cúbica), el termino independiente b_0 es una constante. Además, de este Cuadro se obtiene el coeficiente de correlación R^2 .

Cuadro 2. Resumen de modelo y estimación de parámetros.

Variable dependiente: alimentos. La variable independiente es ing_cor.

Ecuación	Resumen del modelo					Estimaciones de parámetro			
	R^2	F	gl ₁	gl ₂	Sig.	Constante	b_1	b_2	b_3
Cúbico	0.325	499.620	3	3117	0.000	6449.689	0.180	-4.259E-7	6.144E-13

Fuente: Elaboración propia, realizado en SPSS.

Del cuadro 2, se observó que el coeficiente R^2 es de 0.325. Para modelos predictivos ese valor indicaría que no existe correlación entre las variables, ya que los valores de R^2 deben de oscilar entre 0.5 y 1, sin embargo, esa condición aplica únicamente para modelos predictivos, (Levin & Rubin, 2004; Black, 2020; Lind et al., 2008), no así para estimaciones o para el establecimiento de límites, donde según González Oribe, (2020) y Godínez Montoya, (2010), el valor de R^2 puede oscilar entre valores de 0.2 y 0.3. Para Godínez, Et. Al. (2016) dicen que el valor bajo de R^2 sugiere que, dentro de una misma población, hay una gran variabilidad en el gasto destinado a alimentos, incluso entre familias con niveles de ingresos similares.

En el cuadro 2 se observó que existe una relación entre los ingresos (I) y el gasto en alimentos (G). Del análisis de regresión se obtiene, los coeficientes de la función cúbica, mostrados en la ecuación 7.

$$G = 6449.689 + 0.18031I - 4.25909 \times 10^{-7} I^2 + 6.14375 \times 10^{-13} I^3 \quad (7)$$

Cálculo del umbral de pobreza utilizado el método clásico.

Para obtener el ingreso por el método clásico, se debe retomar la ecuación 4, la cual indica que se deben de tomar los valores de β_2 y β_3 .

$$\text{Para } \beta_2 = -4.25909 \times 10^{-7}$$

$$\text{Para } \beta_3 = 6.14375 \times 10^{-13}$$

$$I = \frac{-\beta_2}{2\beta_3} = \frac{-(-4.25909 \times 10^{-7})}{2(6.14375 \times 10^{-13})} = 346,619.7355 \quad (8)$$

Es decir, el ingreso anual utilizando este método indica que una familia debe de tener un ingreso anual superior a \$346,619.73 pesos mexicanos para dejar de ser pobres.

Cálculo del umbral de pobreza utilizado el método de la segunda derivada.

De la ecuación 7 se obtiene la segunda derivada G'' ; derivando el gasto respecto al ingreso, quedando expresado en ecuación 9.

$$G'' = \frac{dG'}{dI} = -8.51818 \times 10^{-7} + 3.68625 \times 10^{-12} I \quad (9)$$

Aplicando el método de la segunda derivada, la cual nos dice que $f''(x) = 0$, entonces trasladado este principio a la ecuación 9 se reinterpreta como $f''(I)=0$ o $G''=0$. Entonces la expresión queda de la siguiente manera.

$$-8.51818 \times 10^{-7} + 3.68625 \times 10^{-12} I = 0 \quad (10)$$

Se despeja I de la ecuación 10 y se obtiene su valor, el cual representa el punto de inflexión de la función cúbica, es decir, este es el punto donde pasa de ser una gráfica con concavidad hacia abajo a cóncava hacia arriba. Este método indica que una familia debe de tener un ingreso anual superior a \$231,079.82 pesos mexicanos para dejar de ser pobres (ver ecuación 11).

$$I = \frac{8.51818 \times 10^{-7}}{3.68625 \times 10^{-12}} = 231,079.82 \quad (11)$$

Análisis comparativos entre métodos.

El ingreso anual obtenido por el método tradicional es de $I_1 = \$346,619.73$ pesos mexicanos anuales, pero utilizando el método de la segunda derivada se calculó un ingreso de $I_2 = \$231,079.82$ pesos mexicanos de forma anual. Se observó que existe una diferencia significativa entre métodos de \$115,539.91 pesos mexicanos. Es justa esta diferencia la que dio pie a realizar esta investigación.

Para determinar cuál método es el que tiene menor error, tomamos la ecuación 7 y obtenemos su primera derivada como se ve en la ecuación 12, lo que se busca es que una vez que calculan los valores de I_1 e I_2 en la ecuación 12, el valor más cercano a cero, será el umbral de pobreza que tenga menor error y se aproxime a la solución real.

$$f'(I) = \frac{dG}{dI} = 0.18031 - 8.51818 \times 10^{-7}I + 1.843125 \times 10^{-12}I^2 \quad (12)$$

Por lo tanto, ahora en la ecuación 12 se sustituye I_1 por el valor calculado por el método clásico, se realizan las operaciones algebraicas y se obtiene un valor, como se observa en la ecuación 13.

$$f'(346,619.73) = 0.18031 - 8.51818 \times 10^{-7}(346,619.73) + 1.843125 \times 10^{-12}(346,619.73) = 0.549381 \quad (13)$$

Se repite el mismo procedimiento, pero ahora con el valor obtenido por el método de la segunda derivada en la ecuación 12. Dando el resultado que se observa en la ecuación 14.

$$f'(231,079.82) = 0.18031 - 8.51818 \times 10^{-7}(231,079.82) + 1.843125 \times 10^{-12}(231,079.82) = 0.2787 \quad (14)$$

Resultados y discusiones.

El ingreso anual que debe de obtener una familia para dejar de ser pobres, cambia en función del método que se emplee, se observó que, utilizando el método tradicional, el valor del umbral de pobreza es de \$346,619.73 pesos mexicanos anuales y utilizando el método de la segunda derivada, da un umbral de pobreza de \$231,079.82 pesos mexicanos anual, se observó, además, que existe una diferencia significativa

entre el método clásico y el método de la segunda derivada. Entonces, ¿cuál método se debe de utilizar para calcular con certeza el umbral de pobreza de una familia Guanajuatense?

Como se explicó anteriormente, el criterio para determinar el mejor método es utilizar la definición clásica de la primera derivada, el cual a groso modo dice que la primera derivada de una función es igual a la pendiente de la función y cuando la función se iguala a cero es una línea horizontal con un ángulo llano de 180° , esto representa un cambio de pendiente, es decir es un punto crítico.

Entonces, una vez que se sustituyen los valores de los ingresos en la ecuación 12, se obtienen para el método tradicional, un valor de 0.549381, para el método de la segunda derivada el valor obtenido es de 0.2787. Se observa que el valor que más se aproxima a cero es el valor de 0.2787 que corresponde al método de la segunda derivada.

Cabe resaltar que para lograr esto, se deben de considerar todas las variables de la pobreza multifactorial como constantes y que no cambian, considerando así solo las variables de ingresos y gastos en alimentos, este resultado se acota solo a esas dos variables, para así, lograr una aproximación. Es de esperar que este modelo tenga limitaciones ya que la investigación es transversal, tomando solo la información que emite el INEGI por medio del ENIGH (INEGI, 2025) para el Estado de Guanajuato.

Conclusiones

Con los resultados obtenidos, se comprueba la hipótesis planteada originalmente, ya que la investigación arroja resultados concluyentes que el método de la segunda derivada tiene menor error ya, que el valor obtenido de la ecuación 14, está más cercana al valor de cero que el valor obtenido por el método tradicional.

Entonces se puede concluir que el mejor método para calcular el umbral de pobreza utilizando la Ley de Engel es el método de la segunda derivada, ya que sus valores cuentan con mayor certeza.

Al usar matemáticas básicas, permite utilizar cualquier software o aplicación (matemático) y encontrar el punto de inflexión sin necesidad de hacer estimaciones o interpolación a los valores, dando así un valor exacto y certero.

Una ventaja de utilizar la Ley de Engel y encontrar el umbral de pobreza con el método de la segunda derivada es que se puede utilizar en ciudades, estados, municipios, comunidades o países, ya que solo es necesario saber el ingreso de la población y el gasto en alimentos, determinado solo el periodo a analizar.

Durante la revisión de los datos se encontró adicionalmente que el número promedio de integrantes de una familia fue de 3.6 personas, para el Estado de Guanajuato, basado en los datos del ENIGH.

Encontrar el umbral de pobreza, sirve para crear estrategias y políticas públicas para que los responsables de la toma de decisiones cuenten con una herramienta para erradicar la pobreza y para que la población en general sepa si es pobre o no, ya que puede llegar a asumir que se encuentra en un nivel socioeconómico diferente y puede no tener conciencia de su situación actual, lo cual le impide generar acciones para brincar ese umbral y dejar de ser pobre.

Literatura Citada

- Adams, R., & Essex, C. (2021). *Calculus: A Complete Course* (10a. ed.). Pearson.
- Barrientos Marín, J., & Arango Sánchez, E. (2019). La curva de Engel de los hogares en Medellín, Colombia 2012-2015. *Apuntes del CENES*, 38(68), 185 - 212.
<https://doi.org/10.19053/01203053.v38.n68.2019.8479>
- Black, K. (2020). *Business statistics for contemporary decision making* (10a ed.). United State: John Wiley & Sons, Inc.
- Carugati, M. (2008). *Estimación de curvas de Engel en Argentina* . [Tesis no publicada]: Universidad Nacional de Mar del Plata . https://nulan.mdp.edu.ar/id/eprint/636/1/carugati_m.pdf
- Chai, A., & Stepanova, E. (2023). *Chapter 50: Engel curves, spending diversity and welfare measurement. In Research Handbook on Measuring Poverty and Deprivation*. Cheltenham, UK: Edward Elgar Publishing. <https://doi.org/10.4337/9781800883451.00067>
- CONEVAL . (2025). *Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social* . ¿Quiénes somos?: <https://www.coneval.org.mx/quienessomos/Paginas/Quienes-Somos.aspx>
- CONEVAL. (2022, c). *Medición de la pobreza 2022*. (C. N. Social, Ed.) Retrieved Mayo de 2025, from Estados Unidos Mexicanos. Distribución del porcentaje de la población por indicadores de pobreza, vulnerabilidad y novulnerabilidad.:
https://www.coneval.org.mx/Medicion/PublishingImages/Pobreza_2022/Pobreza_Nacional_2022.jpg
- CONEVAL. (2022,a). *¿CÓMO SE LOGRÓ CONSTRUIR LA MEDICIÓN DE POBREZA DEL CONEVAL?* Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social:
[https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Documents/Como_logro_construir_la_medicion_de_Coneval%20\(1\).pdf](https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Documents/Como_logro_construir_la_medicion_de_Coneval%20(1).pdf)
- CONEVAL. (2022,b). *MEDICIÓN DE LA POBREZA. METODOLOGÍA PARA LA MEDICIÓN DE LA POBREZA EN MÉXICO*: <https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Paginas/Metodologia.aspx>
- CONEVAL. (Agosto de 2023). *Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social*. Retrieved 4 de Marzo de 2025, from *Medición de la pobreza 2022*:
https://www.coneval.org.mx/Medicion/MP/Documents/MMP_2022/Documento_de_analisis_sobre_la_medicion_multidimensional_de_la_pobreza_2022.pdf
- Del Oro Sáez, C. P., Rodríguez Rey, M., & Riobóo Almanzor, J. M. (2000). Estimación de curvas de Engel: un enfoque no paramétrico y su aplicación al caso gallego. *Estudios de economía aplicada*, 16(3). <https://www.redalyc.org/pdf/301/30116307.pdf>

- Engel, E. (1857). Die Produktions-und Consumptions verhältnisse des Königreschs Sachsen. [Reeditado en (1895)]. *Bulletin de Institut International de Statistique*, 9, 1-54.
- García Arancibia, R. (2013). Sobre las curvas de Engel. Una breve revisión de su evolución histórica. *Ensayos de Economía*(42), 175-188.
<https://repositorio.unal.edu.co/bitstream/handle/unal/73957/41258-186093-1-PB.pdf?sequence=1>
- Godínez Montoya, L. (2010). *Determinación del nivel de ingreso de las familias que identifican el límite de la pobreza*. [Tesis de doctorado no publicada]: Universidad Autónoma de Chapingo .
<https://repositorio.chapingo.edu.mx/server/api/core/bitstreams/e02a4560-b9ee-455a-85b4-59fa65bd6ddc/content>
- IBM. (2025). *Guía del usuario de IBM SPSS Statistics 26 Core System*. Retrieved 7 de Agosto de 2025, from
https://www.ibm.com/docs/en/SSLVMB_26.0.0/pdf/es/IBM_SPSS_Statistics_Core_System_User_Guide.pdf
- INEGI. (30 de Julio de 2025). *Información Demográfica y Social*. (Instituto Nacional de Estadística y Geografía) Retrieved 5 de Febrero de 2025, from Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares Estacional (ENIGH) 2024:
<https://www.inegi.org.mx/programas/enigh/nc/2024/#microdatos>
- INEGI. (13 de Agosto de 2025_a). *Comunicado de Prensa Pobreza Multidimensional*. Retrieved 10 de junio de 2026, from Comunicado de prensa 118/25 Pobreza multidimensional:
https://www.inegi.org.mx/contenidos/saladeprensa/boletines/2025/pm/pm2025_08.pdf
- Kaber-Hriday, S., & Islam-Liton, M. R. (2024). Comprobación de la ley de Engel en el patrón de consumo de los habitantes de Tangail Sadar Upazila en Bangladesh. *Revista Semestre Económico*, 13(1), 4-10. <https://doi.org/10.26867/se.2024.v13i1.159>,
- Larson, R. E., & Hostetler, R. P. (2006). *Cálculo y geometría analítica* (8a. ed. ed.). México, D.F.: McGraw-Hill.
- Larson, R., & Edwards, B. (2010). *Cálculo 1 de una variable* (9a. Ed. ed.). McGrawHill Education.
- Larson, R., & Edwards, B. H. (2022). *Calculus* (11a ed.). Cengage Learning.
- Leithold, L. (1988). *El cálculo* (7a. ed. ed.). México, D.F.: Oxford University Press.
- Levin, R., & Rubin, D. (2004). *Estadística para administración y economía* (7a. ed. ed.). México : Pearson Education . Retrieved 5 de Noviembre de 2024.
- Lind, D., Marchal, W., & Wathen, S. A. (2008). *Estadística aplicada a los negocios y la economía*. México, D.F. , México: McGraw Hill - Interamericana. Retrieved Febrero de 2025.
- Matsuyama, K. (2019). Engel's Law in the Global Economy: Demand-Induced Patterns of Structural Change, Innovation, and Trade. *Econometrica*, 87(2), 497-528.
<https://doi.org/https://doi.org/10.3982/ECTA13765>
- Olea Muñoz, M. C., Portillo Vásquez, M., & Reyes Moreno, A. (2019). Identificación del límite de pobreza en el Estado de Guerrero. *Revista Mexicana de Economía Agrícola y de los Recursos Naturales*, XII(1), 93-112.

- Pindyck, R. S., & Rubinfeld, D. L. (2009). Capítulo 4, La demanda del individuo y del mercado. En R. S. Pindyck, & D. L. Rubinfeld, *Microeconomía* (pág. 888). Madrid, España: PEARSON EDUCACIÓN, S.A. Retrieved 04 de Julio de 2025.
- Portillo V., M. (2011). La función cúbica, como instrumento de estudios de la pobreza. *Revista mexicana de economía agrícola y de los recursos naturale*, 4.
- Portillo Vázquez, M., Pérez Soto, F., Figueroa Hernández, E. G., Pérez Soto, M. T., & Barrios Puente, G. (2015). La función de producción cúbica, su aplicación en la agricultura. *Revista mexicana de agronegocios*, 37, 11-24.
http://ri.uaemex.mx/bitstream/handle/20.500.11799/41180/12_Art_Funcion_cubica.pdf
- Rodríguez García, J. M. (2026). *Identificación del límite de pobreza en el Estado de Guanajuato para la toma de decisiones utilizando la Curva de Engel*. [Tesis de Doctorado, no publicada]: Universidad de Celaya.
- Rodríguez García, J. M., Medina Cuellar, S. E., & Sánchez Jiménez, M. A. (2026). Determinación del umbral de pobreza en Guanajuato: un enfoque innovador mediante la ley de Engel y el criterio de la segunda derivada. *Acta Universitaria*(36), 1-17. <https://doi.org/10.15174/au.2026.4564>
- STPS. (2025). *Comisión Nacional de Salarios Mínimos*. Retrieved 20 de Julio de 2025, from Estructura municipal Versión 2.doc:
<http://www.conasami.gob.mx/pdf/estructura%20municipal/area%20geografica%20C/GUANAJOATO.pdf>
- Thomas, G. B. (2006). *Cálculo. Una variable* (11a. ed.). México: Pearson Educación.
- WSO. (18 de Diciembre de 2024). *What Is Engel's Law?* Wall Street Oasis (WSO):
<https://www.wallstreetoasis.com/resources/skills/economics/engels-law>

Análisis de las variables económicas que determinan las exportaciones de aguacate Hass de México a Estados Unidos de América: 2000 a 2025

Diego Francisco Cruz López^{1*}, Ignacio Caamal Cauich², Verna Gricel Pat Fernández³.

Resumen

El objetivo del trabajo fue analizar la relación que existe entre las exportaciones de aguacate de México a EUA y sus determinantes económicos. Para estimar la función de demanda de exportaciones de aguacate Hass, se emplearon series de tiempo anuales del periodo 2000-2025, construidas con cuatro variables: exportaciones totales, precio unitario real de exportación, PIB real de Estados Unidos y demanda total de importaciones de aguacate de ese país. Todas las variables se transformaron mediante logaritmo natural para obtener elasticidades directas. Posteriormente, se aplicó la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) a cada serie en nivel y en primera diferencia, confirmándose que las cuatro variables son integradas de orden uno. Ante la presencia de raíces unitarias, se procedió con la prueba de cointegración de Johansen, la cual detectó dos vectores de cointegración al 5% de significancia, evidenciando una relación de equilibrio de largo plazo entre las variables. Con base en estos resultados, se estimó un modelo de regresión log-log mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) para obtener la función de exportación de largo plazo, con un ajuste de $R^2 = 0.987$. Dado el hallazgo de cointegración, se especificó un Modelo de Corrección de Errores (MCE), cuyo coeficiente de ajuste ($\lambda = -0.482$) resultó significativo al 1.0%, indicando que el 48.0% del desequilibrio se corrige cada año. Finalmente, se realizaron pruebas diagnósticas de Breusch-Godfrey, Breusch-Pagan, Jarque-Bera, RESET de Ramsey y CUSUM, confirmando la validez estadística y la estabilidad estructural del modelo. El análisis se llevó a cabo en EViews 12.

Palabras clave: modelo econométrico, demanda de exportación, elasticidad precio, elasticidad ingreso, aguacate.

Abstract

The objective of this study was to analyze the relationship between Mexico's avocado exports to the United States and their economic determinants. To estimate the demand function for Hass avocado exports, annual time series for the period 2000–2025 were used, constructed using four variables: total exports, real unit export price, real U.S. GDP, and total U.S. demand for avocado imports. All variables were transformed using the natural logarithm to obtain direct elasticities. Subsequently, the Augmented Dickey-Fuller (ADF) test was applied to each series at the level and first-difference levels, confirming that the four variables are integrated of order one. Given the presence of unit roots, the Johansen cointegration test was performed, which detected two cointegration vectors at the 5% significance level, indicating a long-run equilibrium relationship among the variables. Based on these results, a log-log regression model was estimated using Ordinary Least Squares (OLS) to obtain the long-run export function, with an R^2 of 0.987. Given the finding of cointegration, an Error Correction Model (ECM) was specified, whose adjustment coefficient ($\lambda = -0.482$) was significant at the 1% level, indicating that 48% of the imbalance is corrected each year. Finally, diagnostic tests—including Breusch-Godfrey, Breusch-Pagan, Jarque-Bera, Ramsey's RESET, and CUSUM—were performed, confirming the statistical validity and structural stability of the model. The analysis was conducted in EViews 12.

Keywords: econometric model, export demand, price elasticity, income elasticity, avocado.

Introducción

El aguacate Hass se ha consolidado como uno de los productos agroalimentarios más dinámicos y estratégicos para la economía mexicana, particularmente por su creciente demanda en el mercado de Estados Unidos de América (EUA). La dinámica reciente del comercio internacional de aguacate confirma que México mantuvo en 2025 un liderazgo sólido en la oferta mundial de este fruto. Las exportaciones mexicanas alcanzaron 1.32 millones de toneladas, equivalentes a más del 43 % del volumen global, con un valor cercano a 4 mil 70 millones de dólares, consolidando al país como el principal proveedor del mercado internacional. Perú y los Países Bajos permanecen como los competidores más cercanos, con participaciones del 15 % y 13 % del volumen mundial, respectivamente. En términos comerciales, el aguacate se mantiene como el tercer producto agroalimentario exportado por México, solo por debajo de la cerveza y el tequila, con un valor aproximado de 3 mil 400 millones de dólares en 2025. Referente a la demanda, Estados Unidos continúa siendo el mayor importador, 92% de sus importaciones provienen de México, con 1.25 millones de toneladas, lo que representa cerca del 40 % del total mundial, reforzando su papel como destino estratégico para la producción mexicana. En el contexto nacional, la superficie sembrada de aguacate en 2025 ascendió a 260 mil 800 hectáreas, con Michoacán como principal entidad productora al concentrar más del 69 % del total, seguido de Jalisco y el Estado de México. La superficie cosechada alcanzó 244 mil 900 hectáreas, mientras que la producción nacional se estimó en 2.52 millones de toneladas, manteniendo una tendencia creciente impulsada por condiciones agroclimáticas favorables, mejoras tecnológicas y una demanda internacional sostenida. El cultivo del aguacate representa el 4.4 % del PIB agrícola y 9 % de la producción frutícola del país, lo que evidencia su relevancia económica y social en las regiones productoras. El consumo per cápita nacional se ubicó en 8.4 kg. (SIAP, 2025).

El análisis de las exportaciones de aguacate Hass hacia Estados Unidos requiere considerar un conjunto de factores estructurales y coyunturales que influyen tanto en la oferta mexicana como en la demanda estadounidense. Entre estos factores destacan: producto interno bruto de EUA, precio unitario de exportación de México y demanda total de importaciones de aguacate de EUA. Estudios recientes han demostrado que México mantiene ventajas comparativas reveladas en la exportación de aguacate, aunque con variaciones en los indicadores según el periodo analizado. Algunas otras investigaciones han incorporado modelos econométricos y análisis de equilibrio parcial para evaluar la viabilidad de incrementar el volumen exportado. (SIAP, 2025). En este contexto, el estudio de las variables económicas que determinan las exportaciones de aguacate Hass de México hacia Estados Unidos adquiere relevancia estratégica para comprender la sostenibilidad del liderazgo mexicano en este mercado. Factores como la competitividad internacional, los costos relativos, la demanda estadounidense, la estructura productiva regional, la logística transfronteriza y la estabilidad macroeconómica influyen de manera directa en el desempeño exportador. Además, la creciente diversificación de la oferta global y las políticas comerciales estadounidenses obligan a evaluar continuamente la posición de México en el mercado. Por tanto, un análisis integral de estas variables permite no solo explicar el comportamiento histórico de las exportaciones, sino también anticipar escenarios futuros y diseñar estrategias que fortalezcan la competitividad del sector. La literatura económica plantea que el

precio de exportación está interrelacionado con los factores de la demanda, tales como el precio de los productos sustitutos y el ingreso; mientras que las exportaciones están en función del producto interno bruto del país importador, el precio unitario de exportación del país exportador y la demanda total de importaciones del país importador (García et al., 2003). La base teórica para formular la función de demanda de exportaciones o de importaciones es la teoría de la demanda. Por ello, las estimaciones econométricas de la función de importación y de exportación de los países se basan en el modelo de demanda de flujos de comercio internacional de sustitutos imperfectos (Goldstein, 1985). Así mismo, las variables que influyen en las exportaciones pueden variar en el proceso de intercambio de bienes y servicios para cada economía, ya que las economías tienen diferentes características de comercio (Arroyo et al., 2015).

En los modelos econométricos, los flujos de importaciones de un país se relacionan con el ingreso doméstico, con el precio de las importaciones, el tipo de cambio doméstico, la población total, entre otros (Murray, 1976). Por otra parte, los flujos de exportaciones se relacionan con el ingreso del país receptor de los bienes exportados, el precio de las exportaciones domésticas, el costo unitario laboral del país exportador, entre otros. Las variables precio de importación y de exportación e ingreso son cruciales para la definición y efectividad de la política comercial de importación, que dependen en gran medida de las elasticidades precio e ingreso de la demanda (Leamer, 2006). Las elasticidades de la demanda son el instrumento de análisis que permite medir el grado de sensibilidad de la demanda de exportaciones al cambio de alguna variable explicativa (Pérez et al., 2015). En ese sentido, Fullerton et al. (1999), analizaron las estimaciones empíricas de las elasticidades de ingreso y precio de la demanda de importaciones y exportaciones para los Estados Unidos desde 1976, con resultados de la elasticidad precio negativa y la elasticidad ingreso positiva. En consecuencia, el análisis econométrico de la función de exportación del aguacate Hass hacia EUA permite identificar la magnitud y dirección del efecto del producto interno bruto estadounidense, el precio unitario de exportación mexicano y la demanda total de importaciones de Estados Unidos sobre el volumen exportado. La evidencia empírica reciente sugiere que el PIB estadounidense mantiene una relación positiva y significativa con las importaciones agroalimentarias, mientras que el precio unitario de exportación presenta elasticidades negativas, coherentes con la teoría económica (Pérez et al., 2024). Por su parte, la demanda total de importaciones refleja la capacidad de absorción del mercado estadounidense y su interacción con la oferta global, lo que la convierte en una variable clave para explicar la dinámica exportadora mexicana. El objetivo del trabajo fue identificar y analizar las variables que determinan las variaciones de las exportaciones de aguacate de México a EUA (producto interno bruto, precio unitario de exportación de México, demanda total de importaciones de aguacate) y calcular las elasticidades precio e ingreso de las exportaciones de aguacate de México a EUA, durante el periodo de 2000 a 2025. La hipótesis general planteada es que alguna de las variables incluidas en el modelo (producto interno bruto, precio unitario de exportación de México, demanda total de importaciones de aguacate) explica las variaciones de las exportaciones de este producto de México a EUA. De manera específica, México es competitivo a nivel internacional en las exportaciones de aguacate, explicado por los valores de los índices de comercio situados por arriba del punto crítico, coincidente con la actual posición como uno de los principales productores y el exportador número uno de aguacate en el mercado internacional.

Revisión teórica

El análisis econométrico de las exportaciones agroalimentarias ha evolucionado desde los primeros modelos de demanda de exportaciones formulados en la década de 1970. La base conceptual continúa siendo la función de demanda de exportaciones, la cual establece que el volumen exportado depende del ingreso del país importador, del precio del productor, del precio de exportación, del tipo de cambio y de los precios relativos frente a competidores internacionales (Murray, 1976). Este enfoque ha sido retomado y ampliado por múltiples autores, quienes han demostrado que los flujos comerciales agrícolas responden tanto a factores macroeconómicos como a condiciones microeconómicas propias de cada cadena productiva. En el caso del aguacate Hass, cuya demanda en EUA ha crecido de manera sostenida durante las últimas dos décadas, la literatura señala que las exportaciones mexicanas están determinadas por la interacción entre precios internacionales, competitividad relativa, ingreso estadounidense, costos logísticos y disponibilidad interna del producto (USDA, 2024). Los estudios clásicos sobre demanda de exportaciones agrícolas han utilizado modelos de regresión lineal múltiple para estimar elasticidades precio e ingreso. Sánchez et al. (2011), por ejemplo, analizaron la demanda de importaciones de limón persa en Estados Unidos procedente de México, demostrando que el ingreso estadounidense y los precios relativos son determinantes significativos del volumen importado. Este trabajo es relevante porque utiliza un enfoque bilateral similar al que se requiere para estudiar el comercio de aguacate entre México y Estados Unidos. De manera complementaria, Cerda (2004) estimó las elasticidades de demanda de manzanas chilenas en la Unión Europea, encontrando que la sensibilidad del consumidor europeo a los precios y a la competencia interfrutal condiciona la participación de mercado. Mohamed et al. (2008), por su parte, estimaron la oferta de exportación y la demanda de importación de aguacate mexicano hacia Europa, destacando que los precios internacionales, la disponibilidad interna y los costos de transporte son factores clave para explicar la dinámica exportadora. Estos estudios constituyen antecedentes metodológicos fundamentales, ya que permiten identificar variables económicas recurrentes en la literatura y adaptar modelos econométricos a las particularidades del comercio bilateral México–Estados Unidos.

El estudio de las funciones de exportación en productos agroalimentarios ha cobrado relevancia en los últimos años debido al crecimiento acelerado del comercio internacional de alimentos, la diversificación de mercados y la necesidad de comprender los factores que determinan la competitividad de los países exportadores. A partir de 2010, la literatura sobre comercio agroalimentario ha incorporado enfoques más complejos, como modelos de cointegración, vectores autorregresivos (VAR), modelos de corrección de errores (VECM) y análisis de competitividad revelada. Aravena (2005) planteó que la demanda de exportaciones depende del precio unitario de exportación, del ingreso del país importador, de los precios de competidores y del tipo de cambio, bajo supuestos de competencia perfecta y ausencia de ilusión monetaria, lo cual implica trabajar con variables reales deflactadas mediante índices de precios apropiados. Este enfoque ha sido ampliamente retomado en estudios recientes que analizan productos agrícolas con alta concentración de demanda, como el aguacate, el limón, el mango y las berries. La literatura coincide en que la deflatación de variables nominales es indispensable para evitar sesgos en la estimación de elasticidades y para garantizar la validez econométrica de los modelos (FAO, 2022). Hernández (2022) demostró que las exportaciones de aguacate mexicano hacia Estados Unidos responden significativamente al precio internacional, al ingreso estadounidense y a la competitividad relativa frente a Perú y Colombia. Su estudio, basado en modelos de regresión y análisis de elasticidades, muestra que la demanda estadounidense presenta una elasticidad ingreso positiva, lo que implica que el aguacate se comporta como un bien normal con fuerte crecimiento

en periodos de expansión económica. Asimismo, encontraron que el tipo de cambio peso–dólar influye en la rentabilidad de los exportadores mexicanos, especialmente en periodos de volatilidad cambiaria. Por su parte, Cruz et al. (2025) analizaron la competitividad de las exportaciones mexicanas de aguacate mediante indicadores como el índice de ventaja comparativa revelada (RCA), el índice de comercio intraindustrial y la participación de mercado. Sus resultados muestran que México mantiene una ventaja comparativa revelada positiva en el mercado estadounidense, aunque su magnitud fluctúa según los costos logísticos, la estacionalidad y la evolución del tipo de cambio. Este estudio es particularmente relevante porque incorpora datos recientes (2020–2025), periodo marcado por disrupciones logísticas globales, restricciones sanitarias y cambios en la estructura de costos del transporte internacional.

En el caso del aguacate, diversos estudios han demostrado que las exportaciones responden a variables macroeconómicas como el ingreso del país importador, los precios relativos, la competitividad internacional y la estructura productiva. Collantes (2025) analizaron el impacto de las exportaciones de aguacate en el crecimiento económico de Perú mediante un modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (OLS), encontrando que un incremento del 1 % en las exportaciones genera un aumento del 0.40 % en el PIB, lo que confirma la relevancia del sector exportador en economías agro-dependientes. Aunque su estudio se centra en el impacto macroeconómico, sus resultados refuerzan la importancia de modelar adecuadamente la función de exportación para comprender la dinámica del comercio internacional del aguacate. Ochoa (2022) desarrolló modelos de regresión lineal y redes neuronales recurrentes (RNN) para predecir las exportaciones de aguacate mexicano, demostrando que la regresión lineal presenta mayor precisión en el corto plazo, mientras que las RNN ofrecen ventajas para proyecciones de mediano plazo. Este tipo de estudios complementa el análisis econométrico tradicional, ya que permite identificar patrones no lineales y mejorar la capacidad predictiva de las funciones de exportación.

Otro elemento relevante en la literatura es el análisis de los costos logísticos y su impacto en las exportaciones. Estudios recientes señalan que el aumento en los costos de transporte, los tiempos de tránsito y las regulaciones fitosanitarias influyen en la competitividad del aguacate mexicano (FAO, 2022). El aguacate es un producto altamente perecedero, por lo que la eficiencia logística es un determinante clave del volumen exportado. En este sentido, los modelos econométricos contemporáneos han incorporado variables como los costos de transporte, los tiempos de inspección fronteriza y la disponibilidad de infraestructura de frío, lo que ha permitido explicar variaciones en el volumen exportado que no pueden atribuirse únicamente a precios o ingreso. Finalmente, se ha enfatizado la importancia de integrar variables estructurales en los modelos econométricos, tales como la superficie sembrada, la producción nacional, la certificación fitosanitaria y la estacionalidad, sin embargo, la literatura advierte que la expansión de la superficie sembrada no garantiza un aumento proporcional de las exportaciones, ya que factores como la disponibilidad de agua, la regulación ambiental y la certificación de huertos influyen en la capacidad exportadora. En conjunto, la literatura revisada sostiene que el análisis de las exportaciones de aguacate Hass de México hacia Estados Unidos requiere integrar variables macroeconómicas (tipo de cambio, ingreso estadounidense, precios internacionales), microeconómicas (costos de producción, estacionalidad, logística), estructurales (superficie sembrada, certificación) y de competitividad internacional (precios de competidores, participación de mercado). Esta complejidad justifica el uso de modelos econométricos multivariados que permitan identificar relaciones de corto y largo plazo, estimar elasticidades y evaluar la sensibilidad de las exportaciones ante cambios en las condiciones económicas internas y externas.

Materiales y métodos

Para la estimación del modelo econométrico de demanda de exportaciones de aguacate Hass de México hacia Estados Unidos, se utilizaron series de tiempo anuales correspondientes al periodo 2000-2025, construidas a partir de cuatro variables económicas fundamentales. Las series fueron recopiladas de fuentes oficiales: el Bureau of Economic Analysis (BEA) para el PIB real de Estados Unidos, el Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera (SIAP) para las exportaciones mexicanas y el precio unitario real, y el Departamento de Agricultura de los Estados Unidos a través de su Servicio de Investigación Económica (USDA-ERS) para las importaciones totales de aguacate de ese país. Complementariamente, se consultaron datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO, 2025). Las variables que integran el modelo son las siguientes: (1) Exportaciones totales de aguacate Hass de México a Estados Unidos, expresadas en toneladas (EXP_t); (2) Precio unitario real de exportación de México, expresado en dólares por tonelada ($PUER_t$); (3) Producto Interno Bruto real de Estados Unidos, expresado en miles de dólares ($PIBR_t$); y (4) Demanda total de importaciones de aguacate de Estados Unidos, expresada en toneladas métricas ($DIMP_t$). El Cuadro 1 presenta las series en su forma original.

Cuadro 1. Datos macroeconómicos de México y Estados Unidos, 2000-2025

Año	Exportaciones (ton)	Precio Unitario (USD/ton)	PIB real (miles de USD)	Importaciones (ton)
2000	55,000	1,200	13,131,000	150,000
2001	65,000	1,300	13,345,000	180,000
2002	75,000	1,400	13,623,000	210,000
2003	90,000	1,500	14,063,000	250,000
2004	110,000	1,600	14,623,000	300,000
2005	150,000	1,750	15,097,000	360,000
2006	180,000	1,900	15,534,000	420,000
2007	220,000	2,050	15,785,000	500,000
2008	260,000	2,200	15,626,000	580,000
2009	300,000	2,350	15,209,000	650,000
2010	340,000	2,500	15,598,000	720,000
2011	390,000	2,700	15,840,000	800,000
2012	450,000	2,850	16,197,000	880,000
2013	510,000	3,000	16,495,000	960,000
2014	600,000	3,150	16,912,000	1,050,000

2015	720,000	3,300	17,386,000	1,150,000
2016	850,000	3,450	17,679,000	1,250,000
2017	930,000	3,600	18,144,000	1,320,000
2018	1,000,000	3,750	18,638,000	1,380,000
2019	1,050,000	3,900	18,977,000	1,420,000
2020	1,080,000	4,050	18,384,000	1,460,000
2021	1,100,000	4,200	19,147,000	1,500,000
2022	1,150,000	4,350	19,610,000	1,520,000
2023	1,200,000	4,500	20,050,000	1,550,000
2024	1,130,000	4,600	20,480,000	1,580,000
2025	1,131,900	4,620	20,762,000	1,479,000

Fuente: USDA-ERS y FAO (2025). Elaboración propia

Con el propósito de estabilizar la varianza de las series, reducir la presencia de heterocedasticidad y facilitar la interpretación de los coeficientes como elasticidades directas, todas las variables fueron transformadas mediante logaritmo natural antes de proceder con el análisis econométrico. Las variables transformadas se denotan como:

$$EXP_t = \alpha + \beta_1 PUER_t + \beta_2 PIBR_t + \beta_3 DIM_t + \varepsilon$$

Dónde:

EXP_t = Exportaciones totales de aguacate de México a EUA (toneladas) en el año t

β_0 = Intercepto de la función de exportación de aguacate de México a EUA

β_1, β_2 y β_3 = Parámetros de las variables del modelo

$PUER_t$ = Precio unitario de exportación real del aguacate de México a EUA (dólares por tonelada) en el año t

$PIBR_t$ = Producto interno bruto real de EUA (millones de dólares) en el año t

DIM_t = Demanda de importaciones total de aguacate de EUA (toneladas) en el año t

ε = Término de error del modelo en el año t.

Pruebas de Raíz Unitaria (Estacionariedad)

Se determinó el orden de integración de cada variable, dado que la estimación con series no estacionarias puede generar regresiones espurias con estadísticos t y R^2 inflados artificialmente (Granger, 1987). Para ello, se aplicó la prueba de Dickey-Fuller Aumentada (ADF) (Dickey, 1979) a los logaritmos de cada variable en nivel y en primera diferencia.

Pruebas de Dickey-Fuller Aumentada (ADF)

La especificación general de la prueba ADF con constante e intercepto es la siguiente:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta_{t-1} + \gamma Y_{t-1} + \sum \delta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Donde ΔY_t representa la primera diferencia de la variable, α es el término constante, β_t es la tendencia determinística, γ es el coeficiente cuya significancia se contrasta, j indica el número de rezagos incluidos para corregir la autocorrelación de los residuos, y ε_t es el término de error de ruido blanco. La hipótesis nula es $H_0: \gamma = 0$ (existe raíz unitaria, la serie es no estacionaria), contra la hipótesis alternativa $H_1: \gamma < 0$ (la serie es estacionaria). El número óptimo de rezagos se determinó mediante el Criterio de Información de Akaike (AIC). Los resultados se presentan en el Cuadro 2.

Cuadro 2. Resultados de la prueba ADF

Año	ADF	P value	Conclusión
exp_t	-1.43	-3.00	No estacionaria I (0)
Δexp_t	-4.82**	-3.00	Estacionaria I (1)
$puer_t$	-1.71	-3.00	No estacionaria I (0)
$\Delta puer_t$	-5.14**	-3.00	Estacionaria I (1)
$pibr_t$	-0.98	-3.00	No estacionaria I (0)
$\Delta pibr_t$	-4.37**	-3.00	Estacionaria I (1)
dim_t	-1.22	-3.00	No estacionaria I (0)
Δdim_t	-4.61**	-3.00	Estacionaria I (1)

Nota: ** Significativo al 5%. Δ denota primera diferencia. Valores críticos de MacKinnon (1996).

Fuente: Elaboración propia con datos del USDA-ERS, BEA y SIAP (2025). Software: EViews 12.

Los resultados del Cuadro 2 indican que las cuatro variables son no estacionarias en nivel, pues los estadísticos ADF no superan el valor crítico al 5% de significancia. Sin embargo, al tomar la primera diferencia de cada serie ($\Delta \ln$), todos los estadísticos resultan significativos, rechazando la hipótesis nula de raíz unitaria. Por tanto, se concluye que todas las variables son integradas de orden uno, I(1), lo que constituye el requisito necesario para proceder con el análisis de cointegración.

Pruebas de Cointegración de Jahansen

Dado que todas las variables son I (1), se procedió a verificar la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre ellas mediante la prueba de cointegración de Johansen (1988). Esta metodología, basada en la estimación de un Modelo de Vector Autorregresivo (VAR), es superior al enfoque bivariado de Engle y Granger (1987) cuando se trabaja con más de dos variables, pues permite identificar múltiples vectores de cointegración de forma simultánea y sin imponer restricciones sobre cuál es la variable dependiente

Especificación del Modelo VAR

El modelo VAR de orden k se especifica como:

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_k Y_{t-k} + \phi D_t + \varepsilon_t$$

Donde $Y_t = (exp_t, puer_t, pib_t, imp_t)$ es el vector de variables endógenas, Así son matrices de coeficientes (4×4), D_t representa los términos determinísticos (constante), y $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$ es el vector de errores. El número óptimo de rezagos se determinó mediante los criterios AIC y Schwarz (BIC), seleccionando $k = 2$.

Estadísticos de la Traza y Máximo Eigenvalue

Johansen (1988) propone dos estadísticos para contrastar el número de vectores de cointegración r : el estadístico de la traza (λ -traza) y el estadístico del máximo eigenvalue ($\lambda - max$). Las hipótesis del estadístico de la traza son H_0 : rango (Π) $\leq r$ contra H_1 : rango (Π) $> r$, mientras que las del máximo eigenvalue son H_0 : rango (Π) = r contra H_1 : rango (Π) = $r+1$. Los resultados se presentan en el Cuadro 3.

Cuadro 3. Resultados de la prueba de Cointegración de Johansen (estadístico Traza)

H_0 =rango	Eigenvalor	Traza	Valor crítico	Decisión
$r = 0$	0.8821	78.43**	47.21	Rechazar H_0
$r \leq 1$	0.6543	38.17**	29.68	Rechazar H_0
$r \leq 2$	0.4312	18.92	15.41	No rechazar
$r \leq 3$	0.2105	6.84	3.76	No rechazar

Nota: ** Significativo al 5%. Valores críticos de Osterwald-Lenum (1992) con tendencia lineal restringida.

Fuente: Elaboración propia. Software: EViews 12.

Los resultados del Cuadro 3 indican la existencia de dos vectores de cointegración al 5% de significancia. Esto confirma que las cuatro variables comparten una relación de equilibrio de largo plazo estadísticamente robusta. La presencia de cointegración justifica plenamente la estimación de un Modelo de Corrección de Errores (MCE) para capturar tanto la dinámica de corto plazo como la relación de largo plazo entre las exportaciones mexicanas de aguacate y sus determinantes

3.3) Estimación del Modelo de Largo Plazo (MCO)

Con base en la teoría económica del comercio internacional y en la evidencia de cointegración, se especificó un modelo de regresión log-log (doble logarítmico) que relaciona las exportaciones mexicanas de aguacate con sus principales determinantes. La función de exportación adoptó la siguiente forma:

$$exp_t = \alpha_0 + \alpha_1 puer_t + \alpha_2 pibr_t + \alpha_3 dimp_t + \varepsilon_t$$

Donde α_0 es el intercepto; α_1 es la elasticidad-precio de las exportaciones (se espera $\alpha_1 < 0$); α_2 es la elasticidad-ingreso de las exportaciones respecto al PIB de Estados Unidos (se espera $\alpha_2 > 0$); α_3 es la elasticidad de las exportaciones respecto a la demanda total de importaciones de aguacate de EE.UU. (se espera $\alpha_3 > 0$); y ε_t es el término de perturbación aleatoria.

Resultados de la Estimación MCO

Los parámetros del vector de cointegración fueron estimados mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) aplicado sobre las variables en logaritmos. Los resultados se presentan en el Cuadro 4.

Cuadro 4. Estimación del Modelo de Largo Plazo (MCO)

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	p-value
α_0	-2.3847	0.8421	-2.832	0.0112
$\alpha_1 puer_t$	-0.4215	0.1032	-4.084	0.0006
$\alpha_2 pibr_t$	1.8763	0.2154	8.712	0.0000
$\alpha_3 dimp_t$	0.6124	0.1478	4.144	0.0005

Nota: ** $p < 0.01$. $R^2 = 0.9871$; R^2 ajustado = 0.9851; $F(3,22) = 491.3$ ($p < 0.0001$); $DW = 1.94$.

Fuente: Elaboración propia. Software: EViews 12.

Función de Exportación Estimada de Largo Plazo

Con base en los resultados del Cuadro 4, la función de exportación de aguacate Hass de México hacia Estados Unidos queda expresada como:

$$exp_t = -2.3847 - 0.4215 puer_t + 1.8763 pibr_t + 0.6124 dimp_t$$

Todos los coeficientes son estadísticamente significativos al 1% y presentan los signos esperados conforme a la teoría económica. El $R^2 = 0.9871$ indica que el modelo explica el 98.71% de la variabilidad total de las exportaciones mexicanas de aguacate, lo que refleja un ajuste de alta calidad. El estadístico $F = 491.3$ confirma la significancia conjunta del modelo.

Modelo de Corrección de Errores (MCE)

La confirmación de cointegración entre las variables implica que, aunque pueden desviarse del equilibrio en el corto plazo, existe una fuerza de atracción que las lleva de regreso al equilibrio de largo plazo. Para capturar simultáneamente la dinámica de corto plazo y el ajuste hacia el equilibrio, se estimó un Modelo de Corrección de Errores (MCE), siguiendo la representación de Engle y Granger (1987). El MCE se especifica como:

$$\exp_t = \beta_0 + \beta_1 \Delta puer_t + \beta_2 \Delta pibr_t + \beta_3 \Delta dimp_t + \lambda ect_{t-1} + \mu_t$$

Donde Δ denota la primera diferencia del logaritmo; ($ect_{t-1} = \exp_{t-1} - \exp^{t-1}$) es el término de corrección de errores (residuos rezagados de la ecuación de largo plazo); λ es el coeficiente de ajuste, cuyo signo negativo y significancia estadística confirman la existencia de cointegración y mide la velocidad de ajuste hacia el equilibrio; y $\mu_t \sim N(0, \sigma^2)$ es el término de error.

Resultados del MCE

Cuadro 5. Estimación del Modelo de Corrección de Errores (MCE)

Variable	Coefficiente	Error estándar	Estadístico t	p-value
β_0	0.0312	0.0124	2.516	0.0213
$\beta_1 \Delta puer_t$	-0.3108	0.0876	-3.548	0.0023**
$\beta_2 \Delta pibr_t$	1.4215	0.3102	4.583	0.0002**
$\beta_3 \Delta dimp_t$	0.5031	0.1234	4.076	0.0007**
$ect_{t-1} \lambda$	-0.4823	0.1105	-4.366	0.0004**

Nota: ** $p < 0.01$. $R^2 = 0.8743$; R^2 ajustado = 0.8421; $F(4,20) = 34.72$ ($p < 0.0001$); $DW = 2.03$.

Fuente: Elaboración propia. Software: EViews 12.

Pruebas diagnósticas del modelo

Para validar la robustez estadística del modelo estimado y verificar que se cumplen los supuestos clásicos del método MCO, se realizaron las siguientes pruebas de diagnóstico sobre los residuos del MCE:

Cuadro 6. Pruebas de Diagnóstico del Modelo MCE

Prueba	Estadístico	p-value	Conclusión
Breusch-Godfrey (autocorrelación)	LM=1.843	0.3982	No hay autocorrelación
Breusch-Pagan (heterocedasticidad)	$\chi^2 = 3.214$	0.5212	Homocedasticidad
Jarque-Bera (normalidad)	JB=1.562	0.4578	Residuos normales
RESET de Ramsey (forma funcional)	F=1.124	0.3412	Forma correcta
CUSUM (estabilidad parámetros)	Dentro		Estabilidad estructural

Fuente: Elaboración propia. Software: EViews 12.

La prueba de Breusch-Godfrey no rechaza la hipótesis nula de ausencia de autocorrelación serial ($p = 0.3982$), indicando que los residuos del modelo no presentan correlación en el tiempo. La prueba de Breusch-Pagan confirma homocedasticidad ($p = 0.5212$), es decir, la varianza de los errores es constante a lo largo del periodo. La prueba de Jarque-Bera ($p = 0.4578$) no rechaza la hipótesis de normalidad de los

residuos, validando la inferencia estadística basada en la distribución t y F. La prueba RESET de Ramsey ($p = 0.3412$) no detecta problemas de forma funcional mal especificada, confirmando que la especificación log-log es apropiada. Finalmente, la prueba CUSUM muestra que los parámetros del modelo son estables a lo largo del periodo de análisis, sin evidencia de cambio estructural. En conjunto, los resultados de las pruebas diagnósticas confirman que el modelo MCE satisface los supuestos del teorema de Gauss-Markov, es estadísticamente válido y produce estimadores insesgados, eficientes y consistentes (Best Linear Unbiased Estimators, BLUE).

3.6) Función de Exportación de Aguacate Hass

Con base en la totalidad del análisis econométrico desarrollado (que comprende la transformación logarítmica de las variables, las pruebas de raíz unitaria ADF, la cointegración de Johansen, la estimación MCO de largo plazo y el Modelo de Corrección de Errores) se obtiene la siguiente función de exportación de aguacate Hass de México hacia Estados Unidos:

Función de largo plazo

$$exp_t = -2.3847 - 0.4215 puer_t + 1.8763 pibr_t + 0.6124 dimp_t$$

$$R^2 = 0.9871, F = 491.3 \text{ y } n = 26$$

Dinámica de corto plazo (MCE)

$$exp^t = 0.0312 - 0.3108 \Delta puer_t + 1.4215 \Delta pibr_t + 0.5031 \Delta dimp_t - 0.4823 ect_{t-1}$$

$$R^2 = 0.8743, F = 34.72 \text{ y } ECT = -0.4823 \text{ (vel. ajuste anual)}$$

Resultados

Del modelo de MCO

El coeficiente del precio de exportación ($\alpha^1 = -0.4215$) indica que un incremento del 1% en el precio unitario de exportación se asocia, en promedio, con una reducción del 0.42% en las exportaciones, lo que refleja una demanda inelástica al precio en el mercado estadounidense. Este resultado es consistente con la posición dominante de México como principal proveedor de aguacate Hass en dicho mercado. El coeficiente del PIB real de Estados Unidos ($\alpha_2 = 1.8763$) representa la elasticidad-ingreso de la demanda de exportaciones. Un aumento del 1% en el PIB estadounidense genera un incremento del 1.88% en las exportaciones mexicanas de aguacate, confirmando que el aguacate es un bien normal con demanda elástica respecto al ingreso del país importador. Este resultado subraya la importancia del ciclo económico de Estados Unidos como determinante estructural de las exportaciones agrícolas mexicanas. El coeficiente de la demanda total de importaciones ($\alpha_3 = 0.6124$) muestra que ante un aumento del 1% en la demanda agregada de aguacate de Estados Unidos, las exportaciones mexicanas se incrementan en 0.61%, reflejando la alta participación de mercado de México y la correlación positiva entre el mercado importador y las ventas nacionales.

Del modelo MCE

El coeficiente de corrección de errores $ECT_{t-1} = -0.4823$ es negativo y estadísticamente significativo al 1% ($t = -4.366$; $p = 0.0004$), lo que confirma la existencia de una relación de cointegración y valida los resultados de largo plazo obtenidos previamente. El valor del coeficiente indica que, ante una desviación del equilibrio de largo plazo, las exportaciones mexicanas de aguacate se ajustan en un 48.23% por año.

Esto implica que aproximadamente dos años son necesarios para que el sistema retorne al equilibrio tras un choque exógeno. Los coeficientes de corto plazo son de menor magnitud que los de largo plazo, lo cual es esperado. La elasticidad-precio de corto plazo ($\beta_1 = -0.3108$) es inferior en valor absoluto a la de largo plazo ($\alpha_1 = -0.4215$), reflejando que los productores y exportadores tardan en ajustar sus decisiones ante cambios en los precios. De manera análoga, la elasticidad-ingreso de corto plazo ($\beta_2 = 1.4215$) es inferior a la de largo plazo ($\alpha_2 = 1.8763$), lo que sugiere que el pleno impacto del crecimiento económico de Estados Unidos sobre las exportaciones mexicanas de aguacate se materializa gradualmente.

De la Función de Exportación

La función de exportación estimada confirma empíricamente que las exportaciones mexicanas de aguacate Hass hacia Estados Unidos responden de manera significativa y con los signos esperados a las variaciones en el precio unitario de exportación, al crecimiento económico del mercado importador y a la demanda agregada de aguacate en dicho mercado. La elasticidad-precio negativa (-0.42) refleja la competitividad estructural de México en el mercado estadounidense; la elasticidad-ingreso elevada (1.88) subraya el carácter procíclico de la demanda; y la elasticidad respecto a las importaciones totales (0.61) confirma el liderazgo de México en la provisión del mercado. El coeficiente de ajuste ($\lambda = -0.4823$) evidencia una corrección moderadamente rápida de los desequilibrios de corto plazo.

Discusión

Los resultados del modelo de MCO muestran un comportamiento coherente con la teoría económica y con la estructura del mercado del aguacate Hass en Estados Unidos. La elasticidad-precio negativa y de baja magnitud (-0.42) confirma que la demanda estadounidense es inelástica, lo cual es consistente con la posición dominante de México como proveedor casi monopolístico. En mercados con alta dependencia de un solo origen, los consumidores y distribuidores tienen menor capacidad de sustitución, lo que reduce la sensibilidad ante variaciones en el precio. Este hallazgo coincide con estudios previos que documentan la fortaleza competitiva del aguacate mexicano y su capacidad para sostener volúmenes elevados de exportación incluso en contextos de fluctuaciones de precios. Asimismo, la elasticidad-ingreso elevada (1.88) evidencia que el aguacate se comporta como un bien normal y procíclico, reforzando la idea de que el dinamismo económico estadounidense es un determinante estructural del desempeño exportador mexicano. El modelo de corrección de errores (MCE) aporta evidencia robusta sobre la existencia de una relación de equilibrio de largo plazo entre las exportaciones mexicanas y sus determinantes fundamentales. El coeficiente de ajuste (-0.4823), significativo al 1%, indica que casi la mitad de cualquier desviación respecto al equilibrio se corrige en un año, lo que implica un retorno relativamente rápido hacia la senda de largo plazo. Este comportamiento es típico de mercados agroalimentarios con cadenas de suministro consolidadas y relaciones comerciales estables, donde los ajustes ante choques exógenos —como variaciones en precios internacionales, cambios regulatorios o alteraciones en la demanda— se procesan de manera gradual pero consistente. Además, las elasticidades de corto plazo menores que las de largo plazo confirman que los agentes económicos requieren tiempo para ajustar producción, contratos y logística, lo cual es congruente con la naturaleza perenne del cultivo y con los ciclos de inversión agrícola.

Finalmente, la función de exportación estimada integra de manera coherente los resultados de ambos modelos, mostrando que las exportaciones mexicanas responden con los signos esperados y con magnitudes plausibles a los factores económicos clave del mercado estadounidense. La combinación de una elasticidad-

precio inelástica, una elasticidad-ingreso elevada y una respuesta positiva a la demanda total de importaciones confirma el liderazgo estructural de México en este mercado y la fuerte dependencia de las exportaciones respecto al ciclo económico estadounidense. El coeficiente de corrección de errores refuerza la idea de que el sector aguacatero opera bajo un equilibrio estable, donde los choques de corto plazo no alteran la tendencia de largo plazo. En conjunto, estos resultados no solo validan la pertinencia del modelo econométrico utilizado, sino que también ofrecen evidencia empírica sólida para el diseño de estrategias de competitividad, diversificación y gestión de riesgos en el sector exportador mexicano.

Conclusiones

El presente estudio tuvo como objetivo analizar los determinantes de las exportaciones mexicanas de aguacate Hass hacia el mercado estadounidense mediante la estimación de una función de exportación y un modelo de corrección de errores (MCE). Los resultados obtenidos permiten extraer conclusiones relevantes tanto desde una perspectiva econométrica como desde el ámbito de la política comercial y sectorial. En primer lugar, los resultados del modelo de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) confirman que las exportaciones mexicanas de aguacate Hass responden de manera estadísticamente significativa y con los signos esperados a sus principales determinantes. La elasticidad-precio negativa e inelástica (-0.42) evidencia que México ocupa una posición dominante en el mercado estadounidense, lo que reduce la sensibilidad de las exportaciones ante variaciones en el precio unitario. Esta condición refleja una ventaja competitiva estructural derivada de factores como la proximidad geográfica, la escala productiva y las redes comerciales consolidadas con distribuidores e importadores en Estados Unidos.

En segundo lugar, la elasticidad-ingreso elevada (1.88) confirma que el aguacate se comporta como un bien normal con demanda procíclica respecto al ingreso del país importador. Este hallazgo implica que el dinamismo de la economía estadounidense constituye un determinante estructural del desempeño exportador mexicano, de modo que períodos de expansión económica en Estados Unidos generan incrementos más que proporcionales en la demanda de aguacate mexicano. Esta relación subraya la importancia de monitorear el ciclo económico del principal socio comercial de México como variable de referencia para la planeación del sector exportador. En tercer lugar, la elasticidad positiva respecto a la demanda total de importaciones de aguacate (0.61) ratifica el liderazgo de México como proveedor dominante en dicho mercado. El crecimiento de la demanda agregada estadounidense de aguacate se traduce en incrementos directos y significativos en las exportaciones mexicanas, lo que refleja la alta correlación entre la expansión del mercado y la participación de México en él. En cuanto a la dinámica de ajuste, los resultados del MCE muestran que las exportaciones mexicanas de aguacate presentan una relación de equilibrio de largo plazo con sus determinantes fundamentales. El coeficiente de corrección de errores (-0.4823), significativo al nivel del 1%, indica que aproximadamente la mitad de cualquier desequilibrio se corrige en el transcurso de un año, lo que implica que el sistema retorna al equilibrio en un plazo aproximado de dos años ante choques exógenos. Este comportamiento es consistente con las características estructurales del sector: cadenas de suministro consolidadas, contratos de largo plazo y la naturaleza perenne del cultivo del aguacate, que limitan la velocidad de ajuste inmediato, pero garantizan una convergencia estable hacia la tendencia de largo plazo. Finalmente, la comparación entre las elasticidades de corto y largo plazo revela que los agentes económicos —productores, exportadores y distribuidores— requieren tiempo para adaptar sus decisiones productivas, logísticas y contractuales ante cambios en los precios o en el ingreso del país importador. Las elasticidades de corto plazo son sistemáticamente inferiores a las de largo plazo, lo cual es congruente con la rigidez propia de los ciclos agrícolas y de inversión en el sector

aguacatero. En conjunto, los resultados de este trabajo ofrecen evidencia empírica sólida sobre los factores que impulsan las exportaciones mexicanas de aguacate Hass y sobre la estabilidad de su relación con el mercado estadounidense. Estos hallazgos son de utilidad para el diseño de políticas sectoriales orientadas a fortalecer la competitividad exportadora, gestionar los riesgos asociados a la volatilidad de precios y al ciclo económico externo, y explorar estrategias de diversificación de mercados que reduzcan la dependencia estructural respecto a un único destino de exportación.

Literatura Citada

- Aravena, C. 2005. Demanda de exportaciones e importaciones de bienes y servicios para Argentina y Chile. Naciones Unidas-CEPAL. Santiago de Chile, Chile. Serie estudios estadísticos y prospectivos. Núm. 36. 30 p.
- Arroyo-López, M. del P. E., & Ramos-Rangel, J. A. (2015). *The role of sourcing service agents in the competitiveness of Mexico as an international sourcing region*
- Bureau of Economic Analysis. 2018. Gross domestic product. USA. US. Department of Commerce. <https://www.bea.gov/data/gdp/gross-domestic-product>.
- Cerda, A. U. 2004. Elasticidades de demanda por manzanas chilenas en el mercado de la unión europea: una estimación econométrica. Chile. Agric. Téc. 64(4):1-12.
- Collantes, R. (2025). Impacto de las exportaciones de aguacate en el crecimiento económico del Perú: un análisis mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios. *Revista Peruana de Economía y Desarrollo*, 9(1), 22–39.
- Cruz-López, D. F., Caamal-Cauich, I., Pat-Fernández, V. G., & Ávila-Dorantes, J. A. (2025). *Competitividad y ventaja comparativa revelada de las exportaciones de aguacate Hass de México*. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*, 16(1), 1–15. <https://doi.org/10.29312/remexca.v16i1.3153>
- Dickey, D. A., y Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431. <https://doi.org/10.2307/2286348>
- FAOSTAT. 2022,2025. Base de datos estadísticos de la FAO. <http://www.fao.org/faostat/es/#data>.
- Fullerton, T. M.; Sawyer, J. W. C. and Sprinkle, R. L. 1999. Latin American trade elasticities. *United States of America. J. Econ. Fin.* 23(2):143-156.
- García, R.; García, A. J. y García, R. C. 2003. Teoría del mercado de productos agrícolas. Colegio de Postgraduados-Instituto de Socioeconomía Estadística e Informática, Programa de Postgraduados en Economía. Montecillo, Estado de México, México. 382 p.
- Goldstein, M. and Khan, M. S. 1985. Income and price effects in foreign trade. In: *handbook of international economics*. Jones, R. W. and Kenen, P. B. 1a (Ed.). Elsevier. 2(2):1041-1105.
- Granger, C. W. J., y Newbold, P. (1974). Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(74\)90034-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(74)90034-7)
- Hernández, L. A. (2022). *Determinantes de las exportaciones de aguacate mexicano hacia Estados Unidos: un análisis de elasticidades y competitividad relativa*. *Revista de Economía y Agronegocios*, 14(2), 55–78.

- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2-3), 231-254. [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)
- Leamer, E. E. and Stern, R. M. 2006. Quantitative international economics. Routledge. 1ª (Ed.). United States of America. 209 p.
- Mohamed, H. E.; Valdivia, R.; Portillo, M. y Ávila, J. A. 2008. Estimación de la oferta de exportación y demanda de importación de aguacate mexicano hacia el mercado europeo. *Rev. Mex. Econ. Agric. Rec. Nat.* 1(1):117-136.
- Murray, T., & Ginman, P. (1976). *An empirical examination of the traditional aggregate import demand model*. *Review of Economics and Statistics*, 58(1), 75-80. <https://doi.org/10.2307/1924921>
- Ochoa, J. M. (2022). Modelos predictivos de exportaciones de aguacate mexicano: comparación entre regresión lineal y redes neuronales recurrentes. *Journal of Agricultural Data Science*, 3(2), 101-120
- Pérez, E., Herrera, S., & Rodríguez, J. (2015). *Elasticidades de comercio exterior para México: una estimación mediante modelos de corrección de errores*. *Revista Problemas del Desarrollo*, 46(181), 137-160.
- Pérez, L., Gómez, R., & Martínez, A. (2024). *Determinantes de las importaciones agroalimentarias de Estados Unidos: evidencia reciente y estimaciones de elasticidades*. *Revista de Economía Agroalimentaria*, 12(1), 45-67.
- Sánchez, M., García, A., & Martínez, J. (2011). *Determinantes de la demanda de importaciones de limón persa en Estados Unidos: un enfoque de regresión lineal múltiple*. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*, 2(4), 587-602.
- SIAP-SADER. <https://www.gob.mx/siap/documentos/siacon-ng-161430>.
- USDA-Foreign Agricultural Service. 2018. <https://apps.fas.usda.gov/gats/>.

Factores socioeconómicos asociados a la producción agrícola en los municipios de Oaxaca

Imelda Vargas-Abasolo, Francisco Pérez-Soto, Eduardo Valdés-Velarde, Efraín García-Palacios

Resumen

Oaxaca es el estado con mayor diversidad biológica y cultural de México, reflejada en amplia variedad de sistemas de cultivo y contextos socioeconómicos. El objetivo de este estudio fue analizar la relación entre el valor de producción agrícola por hectárea, las clases de cultivo y las características socioeconómicas municipales, representadas por los porcentajes de población bajo la línea de pobreza, indígena y afroamericana. Se integró una base de datos de corte transversal con información agrícola de 2024 y variables socioeconómicas municipales de 2020. Los cultivos se agruparon en seis categorías según su orientación productiva. Se realizaron análisis descriptivos, cartografía temática, correlaciones de Pearson y modelos de regresión lineal múltiple con términos de interacción, utilizando errores estándar robustos HC3 para la inferencia estadística. Los cultivos hortícolas registraron el mayor valor de producción por hectárea (816,774 \$/ha), mientras que los granos y cereales, aunque estuvieron presentes en todos los municipios y concentraron la mayor superficie cosechada, presentaron el menor valor (6,989 \$/ha). El porcentaje de población bajo la línea de pobreza se asoció negativamente con el valor de producción agrícola por hectárea, mientras que las asociaciones con la composición étnica municipal variaron según la clase de cultivo. El modelo con las interacciones entre las clases de cultivo y los porcentajes de población indígena y afroamericana presentó el mejor ajuste ($R^2 = 0.731$). Los resultados muestran que la relación entre las condiciones socioeconómicas y el valor de la producción agrícola varía según el sistema productivo, lo que aporta evidencia para diseñar políticas públicas diferenciadas.

Palabras clave: clasificación de cultivos, línea de pobreza; población indígena, población afroamericana.

Abstract

Oaxaca is the Mexican state with the greatest biological and cultural diversity, reflected in its wide variety of cropping systems and socioeconomic contexts. The objective of this study was to analyze the relationship between the agricultural production value per hectare, crop classes, and municipal socioeconomic characteristics, represented by the percentages of the population living below the poverty line, Indigenous population, and Afro-Mexican population. A cross-sectional database was compiled using agricultural data from 2024 and municipal socioeconomic data from 2020. Crops were grouped into six categories according to their productive orientation. Descriptive analyses, thematic mapping, Pearson correlation analyses, and multiple linear regression models with interaction terms were performed, using HC3 robust standard errors for statistical inference. Horticultural crops recorded the highest agricultural production value per hectare (MXN 816,774/ha), whereas grains and cereals, although present in all municipalities and accounting for the largest harvested area, exhibited the lowest value (MXN 6,989/ha). The percentage of the population living below the poverty line was negatively associated with the agricultural production value per hectare, whereas the associations with municipal ethnic composition varied according to crop class. The model including interactions between crop classes and the percentages of the Indigenous and Afro-Mexican populations provided the best fit ($R^2 = 0.731$). These findings indicate that the relationship between socioeconomic conditions and the agricultural production value varies across production systems, providing evidence to support the design of differentiated public policies.

Keywords: Crop classification, poverty line, Indigenous population, Afro-Mexican population.

Introducción

La agricultura es una de las principales actividades económicas de las regiones rurales; su progreso depende tanto de los recursos naturales como de las condiciones socioeconómicas del territorio, entre ellas la infraestructura, el acceso a los mercados, las políticas públicas y el capital humano (Jayne et al., 2019). La productividad agrícola deriva de la interacción entre factores biofísicos y socioeconómicos, y depende de la eficiencia con que se utilizan conjuntamente los factores de producción tierra, trabajo, capital y otros insumos. Su crecimiento sostenido favorece la disponibilidad de alimentos, mejora los ingresos de los productores y contribuye al desarrollo económico (Fuglie, 2018). Desde el enfoque del desarrollo territorial, el territorio constituye un espacio de interacción económica y social donde las relaciones entre actores, instituciones y mercados influyen en las oportunidades de crecimiento y desarrollo de las actividades productivas. Las diferencias observadas entre territorios no pueden explicarse únicamente por sus características físicas, sino también por sus condiciones económicas, sociales e institucionales, por lo que las políticas públicas deben diseñarse considerando las particularidades de cada región y no mediante estrategias homogéneas (Berdegú et al., 2015). En Oaxaca, estas diferencias territoriales son particularmente evidentes. Una parte importante de la agricultura se desarrolla bajo condiciones de marginación social, donde predominan unidades de producción familiar con acceso limitado a infraestructura, mercados, capacitación y organizaciones de apoyo, lo que restringe las oportunidades para incorporar innovaciones, mejorar la productividad y acceder a mercados de mayor valor (Díaz et al., 2020). La especialización en actividades con mayor valor agregado se relaciona con menores niveles de pobreza municipal, lo que sugiere que el tipo de actividad económica predominante influye en el desempeño económico de los municipios (Hernández & Almonte, 2024).

Oaxaca es el estado con mayor diversidad cultural y biológica de México, lo que implica una alta diversidad en sus sistemas productivos y territorios rurales. Las regiones indígenas y afromexicanas han experimentado procesos diferenciados de transformación agrícola asociados con cambios en los mercados, las políticas públicas y las condiciones ambientales, generando contrastes en las oportunidades de desarrollo entre municipios (Masferrer León & Trejo Barrientos, 2019). Por lo tanto, la agricultura continúa siendo una actividad relevante para muchas comunidades indígenas, no sólo por su importancia económica, sino también por su contribución a la organización social, la seguridad alimentaria y el desarrollo local. La diversificación productiva, la articulación con los mercados y las estrategias locales de organización pueden contribuir a mejorar las condiciones de bienestar de estas comunidades, mientras las diferencias entre los territorios siguen siendo un factor importante para explicar el valor de la producción agrícola (López Mercado et al., 2016).

En estudios sobre sistemas agrosilvícolas tradicionales en comunidades mixtecas y afromexicanas de Oaxaca, la organización de la producción responde a la interacción entre condiciones ambientales, conocimientos locales y estrategias de manejo del territorio. La diversidad de especies y las prácticas de conservación están integradas en las actividades productivas de estas comunidades, esto refleja que las características del territorio también influyen en el desempeño de la producción agrícola, además de los factores productivos. (Pérez-Nicolás et al., 2024). Aunque la agricultura en Oaxaca ha sido estudiada desde distintas perspectivas, aún existe poca evidencia a escala municipal sobre la relación entre el valor de la producción agrícola por hectárea y las características socioeconómicas de los municipios. En este estudio se plantea la hipótesis de que la proporción de población indígena, afromexicana y de población bajo la línea de pobreza se asocia significativamente con dicho indicador. Por lo tanto, el objetivo fue analizar dicha relación en los municipios del estado de Oaxaca.

Materiales y Métodos

Se integró información agrícola, socioeconómica y geográfica de los municipios de Oaxaca. Los datos agrícolas se obtuvieron de las Estadísticas de Producción Agrícola 2024 del Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera (DGSIA, 2025) se incluyó información sobre el valor de la producción, la superficie sembrada, la superficie cosechada y el volumen de producción. La información socioeconómica se obtuvo de la base de datos de Medición de la Pobreza 2020 (CONEVAL, 2021) y del Censo de Población y Vivienda 2020 (INEGI, 2021). De esta se usaron los porcentajes de población bajo la línea de pobreza,

población indígena y población afromexicana a nivel municipal. Para la representación territorial se utilizó la cartografía municipal del Marco Geoestadístico 2024 del INEGI (INEGI, 2025). La información agrícola y socioeconómica se integró mediante la clave geoestadística municipal y se excluyeron los municipios con valor de producción agrícola igual a cero.

Con el propósito de facilitar el análisis, las especies agrícolas cultivadas en Oaxaca se agruparon en categorías de cultivo. Si bien los cultivos suelen clasificarse en categorías generales, como cereales, hortalizas y frutales, los criterios de clasificación pueden adaptarse a las características productivas de cada país y a distintos enfoques, como el descriptivo, ecológico, agronómico, hortícola u ornamental (Balasubramanian, 2014; FAO, 2017). La base de datos de Estadísticas de Producción Agrícola del estado de Oaxaca registró 75 tipos de cultivos. Para reducir la complejidad del análisis y contar con grupos comparables, se agruparon en una clasificación definida según el destino predominante de la producción. Este procedimiento permitió integrar cultivos con características productivas y económicas semejantes, disminuyendo la heterogeneidad asociada al análisis individual de un número elevado de productos agrícolas. En consecuencia, la clasificación utilizada responde a un criterio de orientación productiva y destino económico, más que a una clasificación botánica o agronómica tradicional. La clasificación propuesta se agrupó en seis categorías (Cuadro 1).

Cuadro 1. Descripción de la Clasificación de cultivos propuesta.

Clasificación de cultivos	Descripción
Agroindustriales	Cultivos para procesamiento industrial para la obtención de alimentos, bebidas o materias primas.
Granos y cereales	Granos secos utilizados para la alimentación humana, animal o como insumo agroindustrial.
Forrajes	Cultivos para alimentación del ganado, mediante pastoreo directo o como forraje cosechado.
Frutales	Cultivos perennes destinados a la producción de frutos para consumo fresco o procesamiento agroindustrial.
Hortícolas	Cultivos de ciclo corto destinados al consumo humano, que incluyen hortalizas de hoja, tallo, raíz, bulbo, flor, fruto o semilla.
Ornamentales y otros	Cultivos ornamentales, medicinales, aromáticos, de vivero, especias y otras especies de uso específico.

Fuente: Elaboración propia con datos Agrícolas 2024 de DGSIAF.

El valor de la producción por hectárea cosechada se calculó como:

$$VP_{ha} = \frac{\text{Valor de producción}}{\text{Superficie cosechada}} \quad (1)$$

Posteriormente, el valor de producción por hectárea se transformó mediante la función logarítmica natural, utilizando la expresión $\log(1 + VP_{ha})$, con el propósito de reducir su asimetría y estabilizar la varianza (Wooldridge, 2020).

Una vez construida la base de datos, se llevó a cabo un análisis exploratorio mediante estadísticos descriptivos, mapas temáticos y matrices de correlación. Los mapas se utilizaron para representar la distribución espacial de las clases de cultivo, la superficie cosechada y el valor de la producción agrícola por hectárea, mientras que las relaciones entre las variables numéricas se evaluaron mediante el coeficiente de correlación de Pearson, tanto para el conjunto de datos como por clase de cultivo.

$$r_{XY} = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 \sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}} \quad (2)$$

donde: r_{XY} es el coeficiente de correlación muestral de Pearson entre las variables aleatorias X y Y ; x_i y y_i representan las observaciones de dichas variables en la i -ésima unidad de análisis; $\bar{x}$ y $\bar{y}$ corresponden a sus medias muestrales, respectivamente; y n es el número de observaciones.

Se estimaron tres modelos de regresión lineal múltiple, considerando como variable de respuesta el valor de la producción agrícola por hectárea transformado logarítmicamente. El Modelo 1 incluyó únicamente la clasificación de cultivos como variable explicativa. En el Modelo 2 se incorporaron las variables de porcentaje de población bajo la línea de pobreza, porcentaje de población indígena y porcentaje de población afroamericana, finalmente, el Modelo 3 añadió las interacciones entre la clasificación de cultivos y el porcentaje de población indígena, así como entre la clasificación de cultivos y el porcentaje de población afroamericana, con el propósito de evaluar si la relación entre estas variables y el valor de la producción agrícola por hectárea difería entre las distintas clases de cultivo. La comparación entre los modelos se realizó mediante el coeficiente de determinación ajustado (R^2 ajustado) y los criterios de información de Akaike (AIC) y bayesiano (BIC), seleccionándose el modelo que ofreciera el mejor desempeño estadístico y una representación más adecuada del fenómeno analizado.

La ecuación general del modelo estimado se expresa como:

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j \text{ Clase}_{ij} + \delta \text{ Pobreza}_i + \sum_{j=1}^k \gamma_j (\text{Clase}_{ij} \times \text{Indigena}_i) + \sum_{j=1}^k \theta_j (\text{Clase}_{ij} \times \text{Afro}_i) + \varepsilon_i \quad (3)$$

Donde:

Y_i : valor de la producción agrícola por hectárea transformado logarítmicamente para el municipio i ; β_0 : intercepto del modelo; β_j : coeficiente asociado a la clase de cultivo j ; Clase_{ij} : variable indicadora correspondiente a la clase de cultivo j para el municipio i ; δ : coeficiente asociado al porcentaje de población bajo la línea de pobreza; Pobreza_i : porcentaje de población bajo la línea de pobreza del municipio i ; γ_j : coeficiente asociado a la interacción entre la clase de cultivo j y el porcentaje de población indígena; Indigena_i : porcentaje de población indígena del municipio i ; θ_j : coeficiente asociado a la interacción entre la clase de cultivo j y el porcentaje de población afroamericana; Afro_i : porcentaje de población afroamericana del municipio i ; ε_i : término de error aleatorio asociado al municipio i ; $i = 1, 2, \dots, n$: municipios incluidos en el análisis; $j = 1, 2, \dots, k$: clases de cultivo incorporadas mediante variables indicadoras.

La categoría Agroindustriales se estableció como nivel de referencia para la estimación de los efectos de las restantes clases de cultivo. El ajuste de los modelos se evaluó mediante el coeficiente de determinación (R^2), mientras que la posible presencia de multicolinealidad se examinó mediante los factores de inflación de la varianza (VIF). Asimismo, se realizó una inspección gráfica de los residuos estandarizados para identificar observaciones potencialmente influyentes y evaluar el comportamiento general del modelo.

Los diagnósticos del modelo evidenciaron la presencia de heterocedasticidad, condición frecuente en estudios con información municipal debido a la elevada heterogeneidad entre las unidades territoriales (Long & Ervin, 2000). Aunque los coeficientes estimados mediante mínimos cuadrados ordinarios permanecen insesgados en presencia de heterocedasticidad, los errores estándar pueden estimarse de forma incorrecta, comprometiendo la validez de la inferencia estadística y de las pruebas de significancia (MacKinnon & White, 1985). Por ello, todas las inferencias se realizaron utilizando errores estándar robustos tipo HC3, los cuales ajustan la matriz de varianzas y covarianzas frente a la presencia de heterocedasticidad, proporcionando estimaciones más confiables para la inferencia estadística (Long & Ervin, 2000; MacKinnon & White, 1985). El estimador robusto HC3 puede expresarse como:

$$\widehat{\text{Var}}(\hat{\beta})_{HC3} = (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \left(\sum_{i=1}^n \frac{\hat{u}_i^2}{(1 - h_{ii})^2} \mathbf{x}_i \mathbf{x}_i^T \right) (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \quad (4)$$

Donde:

$\hat{\beta} = (\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_{k-1}, \hat{\gamma}_1, \dots, \hat{\gamma}_k, \hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_k)^T$: vector de parámetros estimados del modelo de regresión; n : número total de observaciones; $\hat{u}_i$: residuo estimado correspondiente a la observación i ; $\mathbf{x}_i$: vector de variables explicativas asociado a la observación i ; $\mathbf{X}$: matriz de diseño que contiene las variables explicativas incluidas en el modelo; h_{ii} : elemento diagonal de la matriz de proyección, que representa el apalancamiento de la observación i .

Resultados y Discusión

Como resultado de la integración de la información agrícola y socioeconómica, se obtuvo una base de datos conformada por 1,828 observaciones correspondientes a 566 municipios del estado de Oaxaca, clasificadas en las seis categorías de cultivo descritas en el **Cuadro 1**.

Sobre las principales características productivas de las clases de cultivo consideradas en el estudio, granos y cereales fue la única clase presente en la totalidad de los municipios (100.0 %), seguida de Frutales (62.5 %), Hortícolas (60.2 %), Agroindustriales (51.8 %) y Forrajes (42.2 %). En contraste, Ornamentales y otros presentó la menor cobertura territorial, con presencia en 35 municipios (6.2 %) (**Cuadro 2**).

Cuadro 2. Producción agrícola por clase de cultivo, Oaxaca (n = 1,828).

Clase de cultivo	Núm. de municipios	% de municipios	Valor de producción (millones \$)	Sup. cosechada (ha)	Sup. sembrada (ha)	Volumen (ton)	Valor prom. por ha (\$/ha)
Agroindustriales	293	51.8	5,288.10	200,493	228,827	3,568,366	75,871
Granos y cereales	566	100	4,655.10	575,053	582,597	880,688	6,989
Forrajes	239	42.2	8,956.80	479,760	479,762	17,928,272	26,601
Frutales	354	62.5	8,462.40	66,167	73,823	1,271,179	102,144
Hortícolas	341	60.2	1,778.80	5,844	5,851	194,544	816,774
Ornamentales y otros	35	6.2	14.1	197	198	1,402	59,108

Fuente: Fuente: Elaboración propia con datos agrícolas 2024 de DGSIAF.

La información del **Cuadro 2** también evidencia diferencias importantes entre las clases de cultivo en términos de producción, superficie y generación de valor. Forrajes registró el mayor valor de producción, con 8,956.8 millones de pesos, así como el mayor volumen de producción, con 17.9 millones de toneladas. Por su parte, Granos y cereales concentró la mayor superficie cosechada (575,053 ha); sin embargo, presentó el menor valor promedio por hectárea (\$6,989/ha). En contraste, la categoría Hortícolas, con únicamente 5,844 ha cosechadas y un valor de producción de 1,778.8 millones de pesos, alcanzó el mayor valor promedio por hectárea (\$816,774/ha), seguida de Frutales (\$102,144/ha).

Cuadro 3. Estadísticos descriptivos de las variables continuas (n = 1,828).

Variable	Media	Mediana	Desviación Estándar (DE)	Mínimo	Máximo
Valor de producción por ha (\$/ha)	191,078	26,812	444,783	2,240	2,401,864
Log (valor de producción por ha)	10.4	10.2	1.79	7.71	14.7
% Población bajo línea de pobreza	78	82.1	17.1	20.6	99.6
% Población indígena	34.5	20.4	33.5	0	94.3
% Población afromexicana	4.56	1.22	12.6	0	95.7

Fuente: Elaboración con datos agrícolas de DGSIAF, CONEVAL e INEGI.

Los estadísticos descriptivos de las variables continuas incluidas en el análisis se calcularon a partir de las observaciones analizadas (**Cuadro 3**). El valor de producción por hectárea presentó una distribución

marcadamente asimétrica, reflejada en una media (\$191,078/ha) considerablemente superior a la mediana (\$26,812/ha). Las variables socioeconómicas mostraron una amplia variabilidad entre las observaciones analizadas, particularmente el porcentaje de población indígena y el porcentaje de población afroamericana, cuyos valores oscilaron entre 0 y 94.3 % y entre 0 y 95.7 %, respectivamente

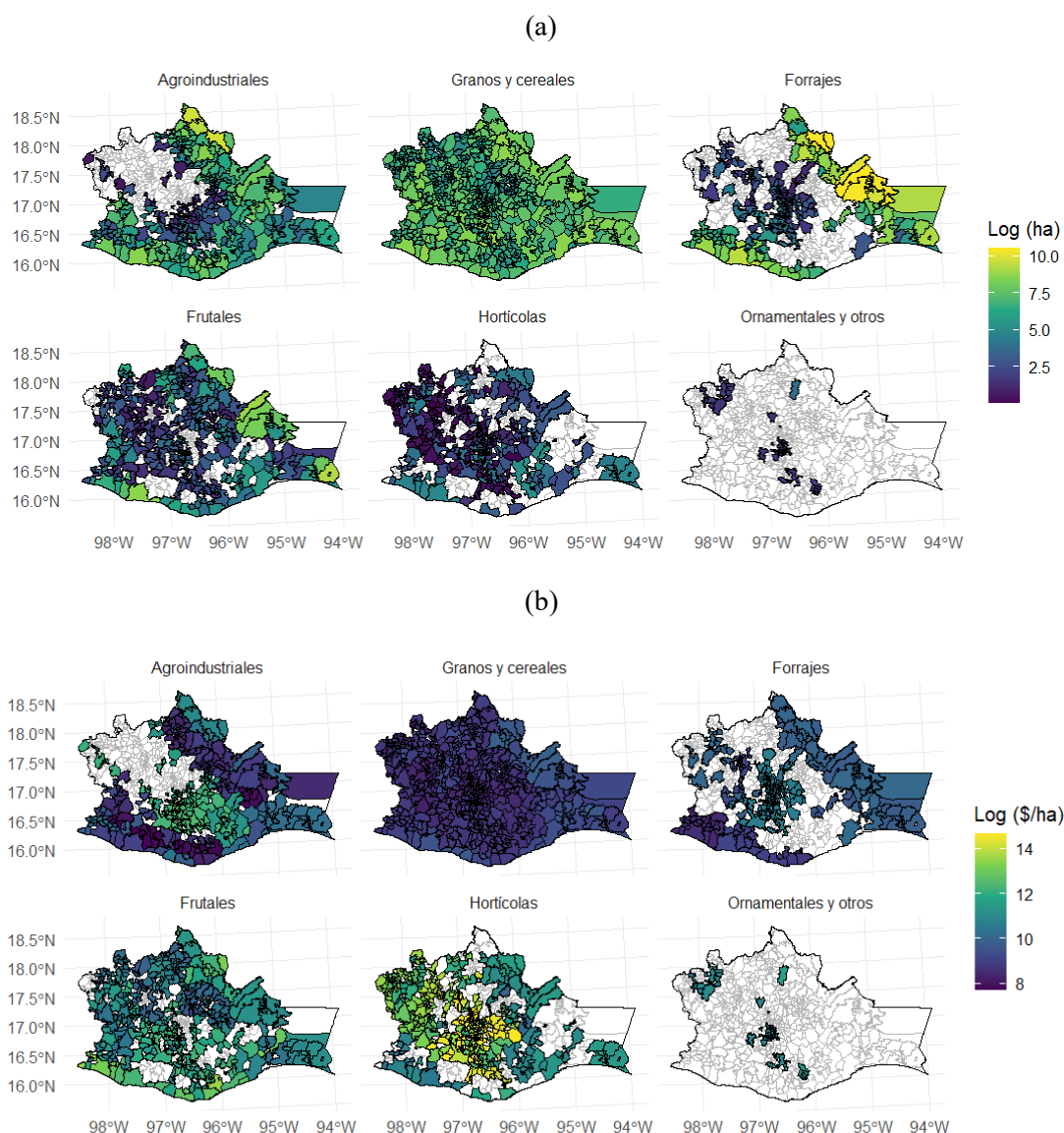


Figura 1. Distribución espacial de la superficie cosechada (a) y valor de producción agrícola por hectárea (b) por municipio y clase de cultivo en Oaxaca durante 2024. Fuente: Elaboración propia.

En cuanto a la distribución espacial, la **Figura 1** muestra diferencias importantes entre las clases de cultivo en términos de cobertura territorial (a) y valor de producción por hectárea (b). Granos y cereales presentó la mayor cobertura territorial, aunque registró los valores más bajos y homogéneos de producción por hectárea. En contraste, Hortícolas mostró una cobertura territorial más limitada, pero concentró los mayores valores de producción por hectárea. Por su parte, Forrajes presentó una cobertura intermedia y valores también intermedios de producción por hectárea, mientras que Ornamentales y otros registró la menor cobertura territorial y presencia en un reducido número de municipios.

Cuadro 4. Principales municipios en cuanto a valor de la producción por hectárea, según clase de cultivo.

Clase de cultivo	Municipio	Valor por ha (\$/ha)	Clase de cultivo	Municipio	Valor por ha (\$/ha)
Agroindustriales	San Andrés Zabache	292,403	Frutales	San Miguel del Puerto	807,996
	San Dionisio Ocotlán	282,306		Santiago Llano Grande	802,810
	Monjas	276,794		Santiago Tapextla	774,296
	La Compañía	276,139		Santa Catarina Mechoacán	602,966
	San Agustín Amatengo	273,131		Santiago Pinotepa Nacional	539,446
Granos y cereales	Ayotzintepc	26,677	Hortícolas	Santiago Matatlán	2,401,864
	Santa María Jacatepec	20,625		San Jerónimo Sosola	2,395,927
	Santiago Yaveo	20,198		Nazareno Etla	2,392,012
	San Juan Bautista Valle Nacional	19,615		Santiago Tlazoyaltepec	2,390,422
	San Juan Cotzocón	19,179		San Pablo Etla	2,383,555
Forrajes	Coatecas Altas	47,112	Ornamentales y otros	San Felipe Usila	118,595
	San Bartolo Coyotepec	46,214		San Pedro Mixtepec	79,356
	Miahuatlán de Porfirio Díaz	46,138		San Juan Ozolotepec	76,945
	Yaxe	46,127		San Francisco Ozolotepec	75,168
	San Pablo Etla	46,006		San Andrés Paxtlán	74,865

Fuente: elaboración propia con datos de DGSIAF e INEGI (2025), Marco Geoestadístico.

Para cada clase de cultivo, se presentan los cinco municipios con el mayor valor de producción por hectárea. Santiago Matatlán registró el mayor valor de producción por hectárea (2,401,864 \$/ha), San Miguel del Puerto y San Andrés Zabache encabezaron las categorías Frutales y Agroindustriales, respectivamente. Por su parte, los municipios con mayores valores dentro de la categoría Básicos no superaron los 27 mil \$/ha, reflejando las diferencias en el valor de producción por hectárea entre las clases de cultivo (**Cuadro 4**).



Figura 2. Correlaciones de Pearson entre el valor de producción por hectárea y las variables socioeconómicas municipales. Fuente: Elaboración propia.

El análisis de correlación de Pearson (**Figura 2**) mostró que, en el conjunto de datos, el valor de producción por hectárea presentó correlaciones negativas de magnitud baja con la población bajo la línea de pobreza ($r = -0.09$), la población indígena ($r = -0.14$) y la población afromexicana ($r = -0.06$). La asociación de mayor magnitud se observó entre la población bajo la línea de pobreza y la población indígena ($r = 0.53$), indicando una relación positiva moderada entre ambos indicadores. Por su parte, la población afromexicana presentó correlaciones débiles y negativas con la población bajo la línea de pobreza ($r = -0.13$) y la población indígena ($r = -0.15$).

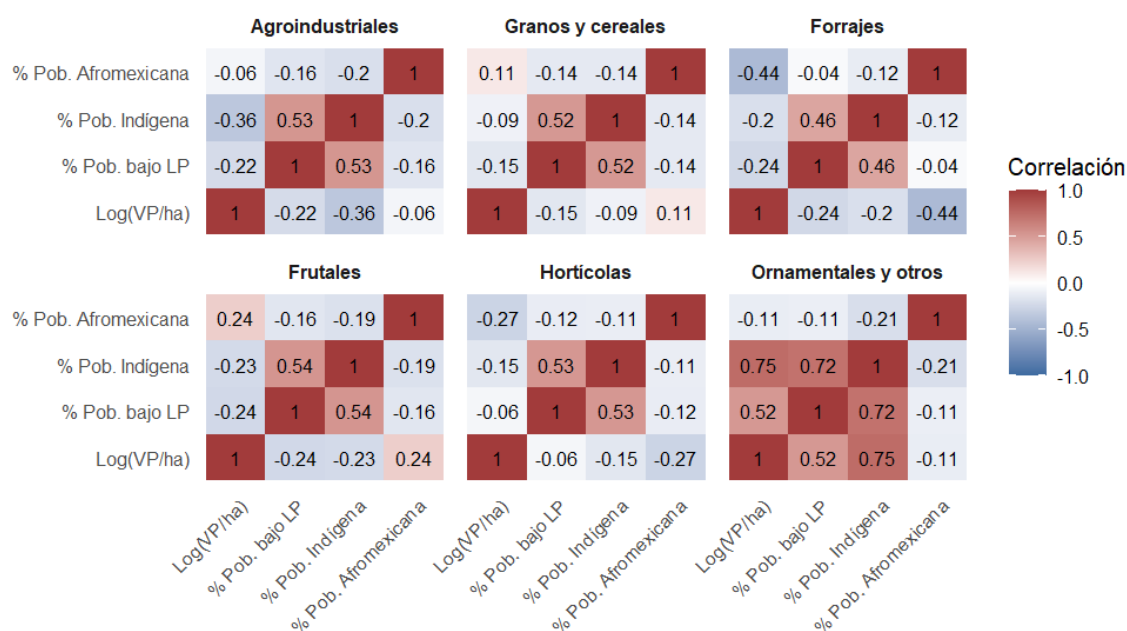


Figura 3. Correlaciones de Pearson entre el valor de producción por hectárea y las variables socioeconómicas municipales por clase de cultivo. Fuente: Elaboración propia.

Al desagregar el análisis por clase de cultivo (**Figura 3**), las asociaciones mostraron una mayor variabilidad respecto al análisis general. En Agroindustriales se observó la mayor correlación negativa entre el valor de producción por hectárea y la población indígena ($r = -0.36$), mientras que en Forrajes la asociación negativa de mayor magnitud correspondió a la población afromexicana ($r = -0.44$). En contraste, Frutales ($r = 0.24$) y Granos y cereales ($r = 0.11$) fueron las únicas clases donde el valor de producción por hectárea presentó una correlación positiva con la población afromexicana. Asimismo, en Ornamentales y otros se registraron correlaciones positivas entre el valor de producción por hectárea y la población bajo la línea de pobreza ($r = 0.52$), así como con la población indígena ($r = 0.75$); sin embargo, estos resultados deben interpretarse con cautela debido al reducido número de observaciones de esta clase ($n = 35$).

Cuadro 5. Comparación del ajuste de los modelos de regresión.

Modelo	Error estándar residual	R ²	R ² ajustado	AIC	BIC	Estadístico F	Breusch–Pagan
Modelo 1	0.992	0.693	0.692	5165.1	5203.7	821	646.84
Modelo 2	0.966	0.709	0.708	5071.2	5126.3	553.9	610.79
Modelo 3	0.926	0.734	0.731	4928.7	5038.9	276.9	550.62

Fuente: Elaboración propia.

Nota: Los valores de AIC y BIC menores indican un mejor ajuste relativo entre modelos. En los tres modelos, la prueba de Breusch–Pagan detectó heterocedasticidad ($p < 0.001$); por ello, la inferencia estadística se realizó mediante errores estándar robustos tipo HC3.

Los indicadores de ajuste de los tres modelos de regresión mostraron un mejoramiento progresivo conforme se incorporaron las variables socioeconómicas y los términos de interacción. La especificación inicial explicó el 69.3 % de la variabilidad del logaritmo del valor de producción agrícola por hectárea. Al incorporar las variables socioeconómicas municipales, el R^2 ajustado aumentó de 0.692 a 0.708, mientras que la inclusión de las interacciones elevó este indicador hasta 0.731. De manera consistente, el error estándar residual disminuyó y los criterios de información AIC y BIC alcanzaron sus valores mínimos en el Modelo 3, indicando un mejor ajuste respecto a los demás modelos evaluados. En consecuencia, la interpretación de los coeficientes se realizó con base en este modelo (**Cuadro 5**).

Cuadro 6. Coeficientes estimados del Modelo 3 con errores estándar robustos HC3

Variable	Coeficiente	Error estándar robusto	Valor <i>t</i>	Valor <i>p</i>
Intercepto	11.29	0.169	66.98	<0.001
Granos y cereales	-2.179	0.152	-14.31	<0.001
Forrajes	-0.753	0.159	-4.73	<0.001
Frutales	0.26	0.17	1.53	0.127
Hortícolas	2.386	0.173	13.77	<0.001
Ornamentales y otros	-0.156	0.154	-1.01	0.311
Población bajo la línea de pobreza (%)	-0.0044	0.0014	-3.04	0.002
Agroindustriales × Población indígena	-0.0167	0.0026	-6.33	<0.001
Granos y cereales × Población indígena	0.0004	0.0005	0.87	0.386
Forrajes × Población indígena	-0.0055	0.0018	-3.09	0.002
Frutales × Población indígena	-0.004	0.0014	-2.89	0.004
Hortícolas × Población indígena	-0.0061	0.0023	-2.64	0.008
Ornamentales y otros × Población indígena	0.0064	0.0014	4.53	<0.001
Agroindustriales × Población afromexicana	-0.0155	0.0037	-4.15	<0.001
Granos y cereales × Población afromexicana	0.0025	0.0009	2.74	0.006
Forrajes × Población afromexicana	-0.021	0.0017	-12.27	<0.001
Frutales × Población afromexicana	0.0145	0.0052	2.81	0.005
Hortícolas × Población afromexicana	-0.0407	0.0054	-7.58	<0.001
Ornamentales y otros × Población afromexicana	0.0068	0.0157	0.43	0.664

Fuente: Elaboración propia.

Los coeficientes del Modelo 3 se presentan en el **Cuadro 6**. Considerando como categoría de referencia los cultivos agroindustriales, las clases de cultivo mostraron diferencias importantes en el valor de producción agrícola por hectárea. En particular, los cultivos hortícolas presentaron el mayor efecto positivo ($\hat{\beta} = 2.386$; $p < 0.001$), mientras que los granos y cereales ($\hat{\beta} = -2.179$; $p < 0.001$) y los forrajes ($\hat{\beta} = -0.753$; $p < 0.001$) registraron valores inferiores respecto a la categoría de referencia. Por su parte, los frutales no mostraron diferencias estadísticamente significativas al considerar errores estándar robustos, al igual que la categoría Ornamentales y otros.

Entre las variables socioeconómicas, únicamente el porcentaje de población bajo la línea de pobreza presentó un efecto principal significativo ($\hat{\delta} = -0.0044$; $p = 0.002$), lo que indica que, manteniendo constantes las demás variables del modelo, municipios con mayores niveles de pobreza tendieron a registrar menores valores de producción agrícola por hectárea.

Las interacciones evidenciaron que la relación entre la composición étnica municipal y el valor de producción agrícola por hectárea difirió entre las clases de cultivo. En el caso de la población indígena, se observaron efectos negativos en Agroindustriales, Forrajes, Frutales y Hortícolas, mientras que en Granos y cereales no se detectó una asociación significativa. Respecto a la población afromexicana, las asociaciones también variaron según la clase de cultivo: Agroindustriales, Forrajes y Hortícolas presentaron coeficientes negativos, mientras que Granos y cereales y Frutales mostraron coeficientes positivos. En Ornamentales y otros no se identificaron asociaciones estadísticamente significativas.

Los resultados confirman que el valor de producción agrícola por hectárea en los municipios de Oaxaca está asociado tanto con el tipo de cultivo como con las condiciones socioeconómicas del territorio, de acuerdo con el enfoque de gobernanza territorial que sostiene que las diferencias productivas entre regiones responden a factores institucionales y sociales específicos de cada contexto, y no solo a condiciones biofísicas (Kato et al., 2022). Los resultados descriptivos mostraron que Hortícolas y Frutales registraron elevados valores de producción por hectárea, frente a los menores niveles observados en Granos y cereales. Sin embargo, en el modelo ajustado únicamente Hortícolas mantuvo una diferencia positiva y estadísticamente significativa respecto a Agroindustriales, mientras que Frutales no presentó diferencias significativas. Este resultado refuerza la evidencia de que la especialización en cultivos con mayor valor económico por unidad de superficie puede asociarse con mejores indicadores económicos municipales (Hernández & Almonte, 2024) y con menor incidencia de pobreza (Haile, 2025), consistente con la

literatura sobre la relación entre una mayor generación de valor de producción agrícola y mejores condiciones socioeconómicas (Boccaletti et al., 2025; Coca et al., 2023). La agricultura no contribuye de manera homogénea al desarrollo territorial, sino que los sistemas productivos que combinan cultivos básicos destinados al autoconsumo con cultivos de mayor valor comercial pueden favorecer mejores condiciones de desarrollo en municipios indígenas (López Mercado et al., 2016). Asimismo, la agricultura oaxaqueña ha experimentado una reconfiguración productiva caracterizada por la consolidación de determinados agroproductos y la sustitución gradual de otros, proceso que refleja decisiones estratégicas de los productores frente a las condiciones del mercado y que resulta congruente con los patrones de especialización observados entre las distintas clases de cultivo analizadas en este estudio (Tapia Guerrero & Sánchez Juárez, 2021).

La asociación negativa y significativa entre el porcentaje de población bajo la línea de pobreza y el valor de producción por hectárea indica que los municipios con mayores niveles de pobreza tienden a registrar una menor generación de valor de producción agrícola por unidad de superficie. Aunque el presente estudio no permite establecer relaciones causales, este resultado coincide con la evidencia que señala que la pobreza rural limita las oportunidades de inversión, incorporación de tecnología, acceso a financiamiento y participación en mercados de mayor rentabilidad (Haile, 2025; Tapia Guerrero & Sánchez Juárez, 2021). La persistencia de condiciones de pobreza puede restringir el aprovechamiento económico de la actividad agrícola, particularmente en municipios donde predominan unidades de producción de pequeña escala.

Las interacciones entre las clases de cultivo y la composición étnica municipal evidenciaron que la asociación entre el porcentaje de población indígena y afroamericana con el valor de producción agrícola por hectárea varió según la clase de cultivo. En particular, se observaron asociaciones negativas en los cultivos agroindustriales, forrajeros y hortícolas, lo que coincide con estudios que documentan el acceso limitado de las unidades de producción familiar en regiones indígenas de Oaxaca a infraestructura, crédito, capacitación y mercados de mayor valor (Díaz et al., 2020). No obstante, esta asociación no necesariamente implica que la composición étnica determine un menor valor de producción agrícola, sino que puede reflejar desigualdades territoriales persistentes que condicionan las oportunidades productivas de numerosos municipios rurales. En este sentido, la pobreza y la falta de oportunidades continúan concentrándose en las zonas rurales y afectan particularmente a pequeños productores y pueblos indígenas, aun cuando éstos mantienen una participación activa en los mercados agrícolas (Tapia Guerrero & Sánchez Juárez, 2021). De forma similar, otros autores señalan que la agricultura puede constituir un motor del desarrollo territorial indígena cuando se combina con formas de organización comunitaria y sistemas productivos que articulan cultivos básicos y comerciales, lo que sugiere que las diferencias observadas en el presente estudio también pueden estar relacionadas con las condiciones bajo las cuales se desarrolla la actividad agrícola y no únicamente con la estructura demográfica de los municipios (López Mercado et al., 2016).

Por otra parte, la interacción positiva observada entre los cultivos frutales y la población afroamericana sugiere que, en determinados sistemas productivos, una mayor proporción de población afroamericana puede asociarse con un mayor valor de producción agrícola por hectárea. Este resultado coincide con otro estudio en el que las comunidades afroamericanas de la costa de Oaxaca mantienen sistemas agrosilvícolas donde coexisten cultivos alimentarios y comerciales, como cocotero, limón, papaya, maíz y otros frutales, destinados tanto al autoconsumo como a la comercialización local y regional (Pérez-Nicolás et al., 2024). Asimismo, otros autores destacan la importancia de los cultivos nativos y de los sistemas tradicionales de producción como estrategias que fortalecen la comercialización diferenciada y la diversificación productiva (Sánchez-Gómez et al., 2024). En conjunto, estos antecedentes sugieren que la relación entre composición étnica municipal y valor de producción agrícola depende del sistema productivo predominante y del contexto territorial donde éste se desarrolla, resultado que coincide con la heterogeneidad observada entre clases de cultivo en el presente estudio. En esta misma dirección, otros autores señalan que las transformaciones productivas en las regiones indígenas y afroamericanas de Oaxaca han seguido trayectorias diferenciadas, determinadas por los procesos históricos de integración a los mercados y por las características sociales y territoriales de cada región (Masferrer León & Trejo Barrientos, 2019).

En conjunto, estos resultados respaldan la hipótesis planteada: el porcentaje de población bajo la línea de pobreza y la composición étnica municipal se asociaron de manera significativa y heterogénea con el valor de producción agrícola por hectárea, y dicha asociación varía sustancialmente según el tipo de cultivo predominante en cada municipio. Esto evidencia que el valor económico de la agricultura municipal no depende únicamente de la especialización productiva, sino también de las condiciones sociales del territorio en que ésta se desarrolla. En consecuencia, los resultados refuerzan la necesidad de diseñar políticas agrícolas diferenciadas según el sistema productivo y el contexto territorial, en lugar de implementar estrategias homogéneas para todo el estado.

Conclusiones

El análisis evidenció diferencias importantes en el valor de producción agrícola por hectárea entre las clases de cultivo en los municipios de Oaxaca. Los cultivos hortícolas registraron el mayor valor económico por unidad de superficie, mientras que los granos y cereales presentaron los menores niveles. En conjunto, los resultados muestran que una mayor superficie cultivada o un mayor volumen de producción no necesariamente se traducen en una mayor generación de valor económico.

Asimismo, el porcentaje de población bajo la línea de pobreza se asoció negativamente con el valor de producción agrícola por hectárea. Las interacciones entre las clases de cultivo y la composición étnica municipal evidenciaron que esta relación no fue homogénea entre los sistemas productivos. Se identificaron asociaciones negativas en Agroindustriales, Forrajes y Hortícolas, mientras que en Frutales y Granos y cereales se observaron asociaciones positivas con la población afromexicana. Estos resultados indican que la relación entre las características socioeconómicas del territorio y el valor económico de la agricultura depende del tipo de cultivo predominante.

La incorporación de las interacciones mejoró la capacidad explicativa del modelo y permitió confirmar la hipótesis planteada: las diferencias en el valor de producción agrícola por hectárea no responden únicamente al tipo de cultivo ni exclusivamente a las condiciones socioeconómicas municipales, sino a la interacción entre ambos componentes. En consecuencia, las políticas orientadas al fortalecimiento de la agricultura en Oaxaca deberían considerar simultáneamente la especialización productiva y las características sociales de cada territorio, promoviendo estrategias diferenciadas acordes con la diversidad agrícola y socioeconómica de los municipios.

Literatura citada

- Balasubramanian, A. (2014). Classification of Agricultural Crops (pp. 1–9). Centre for Advanced Studies in Earth Science, University of Mysore. https://www.researchgate.net/publication/314205688_CLASSIFICATION_OF_AGRICULTURAL_CROPS
- Berdegúe, J. A., Carriazo, F., Jara, B., Modrego, F., & Soloaga, I. (2015). Cities, Territories, and Inclusive Growth: Unraveling Urban-Rural Linkages in Chile, Colombia, and Mexico. *World Development*, 73, 56–71. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2014.12.013>
- Boccaletti, S., Maranzano, P., & Viegas, M. (2025). Inequality and Concentration in Farmland Production and Size: A Regional Analysis for the European Union from 2010 to 2020. *Bio-based and Applied Economics*. <https://doi.org/10.36253/bae-17797>
- Coca, O., Creangă, D., Viziteu, Ș., Brumă, I. S., & Ștefan, G. (2023). Analysis of the Determinants of Agriculture Performance at the European Union Level. *Agriculture*, 13(3), 616, 2–23. <https://doi.org/10.3390/agriculture13030616>
- CONEVAL. (2021). Base de datos de la medición multidimensional de la pobreza a nivel municipal, 2010-2020. https://www.coneval.org.mx/Medicion/Paginas/Programas_BD_municipal_2010_2020.aspx

- DGSIAP. (2025). Base de Datos de Producción Agrícola Municipal. <https://nube.agricultura.gob.mx/datosAbiertos/Agricola.php>
- Díaz, D. L., Rodríguez, G., Cruz, B. C., Castillo Leal, M., & Santiago, G. M. (2020). Innovación en el Desarrollo de Unidades de Producción Agrícola Familiar en Localidades Marginadas de Oaxaca. *CIENCIA ergo-sum*, 27(3), 1–11. <https://doi.org/10.30878/ces.v27n3a1>
- FAO. (2017). World Programme for the Census of Agriculture 2020: Programme, Concepts and Definitions. <https://www.fao.org/3/i4913e/i4913e.pdf>
- Fuglie, K. O. (2018). Is Agricultural Productivity Slowing? *Global Food Security*, 17, 73–83. <https://doi.org/10.1016/j.gfs.2018.05.001>
- Haile, D. (2025). The Effect of Agricultural Productivity on Poverty: What Does Meta-Regression Analyses Reveal? *Cogent Social Sciences*, 11(1), 1–30. <https://doi.org/10.1080/23311886.2025.2580057>
- Hernández, V. I., & Almonte, L. de J. (2024). Pobreza y Especialización Productiva. Un Estudio de Econometría Espacial para los Municipios de Oaxaca, México, 2020. *Revista de Economía*, 41(103), 99–127. <https://doi.org/10.33937/reveco.2024.408>
- INEGI. (2021). Censo de Población y Vivienda 2020. Base de Datos. <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/>
- INEGI. (2025). Marco Geoestadístico 2025. <https://www.inegi.org.mx/app/biblioteca/ficha.html?upc=794551163061>
- Jayne, T. S., Benfica, R., Yeboah, F. K., & Chamberlin, J. (2019). Agricultural Transformation and Africa's Economic Development. En A. K. Fosu (Ed.), *African Economic Development* (pp. 349–375). Emerald Publishing. <https://doi.org/10.1108/978-1-78743-783-820192018>
- Kato, K. Y. M., Delgado, N. G., & Romano, J. O. (2022). Territorial Approach and Rural Development Challenges: Governance, State and Territorial Markets. *Sustainability*, 14(12), 7105, 2–23. <https://doi.org/10.3390/su14127105>
- Long, J. S., & Ervin, L. H. (2000). Using Heteroscedasticity Consistent Standard Errors in the Linear Regression Model. *The American Statistician*, 54(3), 217–224. <https://doi.org/10.1080/00031305.2000.10474549>
- López Mercado, A., Bárcenas, M. del R., & Cerón Monroy, H. (2016). El Papel de la Agricultura para Revertir Condiciones de Marginación y Pobreza en Municipios Indígenas de México. *Revista de Economía*, 33(87), 37–68. <https://doi.org/10.33937/reveco.2016.65>
- MacKinnon, J. G., & White, H. (1985). Some Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimators with Improved Finite Sample Properties. *Journal of Econometrics*, 29(3), 305–325. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(85\)90158-7](https://doi.org/10.1016/0304-4076(85)90158-7)
- Masferrer León, C. V., & Trejo Barrientos, L. (Eds.). (2019). *Diversidades en Crisis: Transformaciones Socioambientales en Regiones Indígenas y Afromexicanas de Oaxaca*. Secretaría de Cultura and Instituto Nacional de Antropología e Historia.
- Pérez-Nicolás, M., Blancas, J., Moreno-Calles, A. I., Beltrán-Rodríguez, L., & Abad-Fitz, I. (2024). Sistemas Agrosilvícolas de Comunidades Mixtecas y Afromexicanas en la Costa de Oaxaca, México. *Botanical Sciences*, 102(2), 416–437. <https://doi.org/10.17129/botsci.3401>
- Sánchez-Gómez, C., Caamal-Cauich, I., & Pat-Fernández, V. G. (2024). Soberanía alimentaria en la producción y comercialización de hortalizas nativas de México. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*, 15(6), 1–12. <https://doi.org/10.29312/remexca.v15i6.3589>
- Tapia Guerrero, L. Á., & Sánchez Juárez, G. K. (2021). La Pequeña Producción Agrícola y los Mercados. Cambios Recientes en Regiones de Oaxaca. *Región y Sociedad*, 33, e1500. <https://doi.org/10.22198/rys2021/33/1500>

Cambio en la productividad total de factores de maíz y frijol en México: un análisis mediante el índice de Malmquist, 2003-2024

Alejandro Revilla Chaviano¹, Natividad Hernández Mendoza¹, Pablo Iván Flores González¹, Nadia Rosa Chaviano Rodríguez²

¹Universidad Politécnica de Texcoco. Carretera Federal Los Reyes-Texcoco, Km. 14.2 s/n, Colonia San Miguel Coatlinchán, C.P. 56250, Texcoco, Estado de México. Correo: barcarevilla@gmail.com, natyhm88@hotmail.com, pablo.floresgz@hotmail.com

²Universidad Autónoma Chapingo. Carretera Federal México-Texcoco Km. 38.5, El Cooperativo, C.P. 56230, Texcoco, Estado de México. Correo: chavianonadia@gmail.com

Resumen

México enfrenta una paradoja estructural: pese a su papel histórico como productor de maíz y frijol, sus importaciones de ambos granos han crecido de forma sostenida, mientras la brecha de productividad entre entidades federativas permanece poco caracterizada a nivel de cultivo. Este trabajo analiza el cambio en la productividad total de factores (PTF) de maíz y frijol en las 32 entidades federativas de México entre 2003 y 2024, mediante el índice de Malmquist (DEA), con la superficie cosechada de riego y de temporal como insumos diferenciados de la frontera de producción. Los datos provienen del Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera (SIAP), agregados de nivel municipal a nivel estatal. La PTF del maíz creció 1.32% anual, y la del frijol 0.74%; en ambos casos el crecimiento se explica por el cambio técnico y no por el cambio de eficiencia, que resultó negativo en maíz. La proporción de superficie de riego se asocia positivamente con la productividad dinámica, con mayor fuerza en maíz ($r=0.46$) que en frijol ($r=0.31$). La comparación entre PROCAMPO/PROAGRO Productivo (2003-2018) y Producción para el Bienestar (2019-2024) no muestra un patrón uniforme entre cultivos, resultado que se interpreta con cautela por la sensibilidad de las ventanas cortas en este tipo de índice. Se concluye que la brecha territorial de productividad, más que su nivel promedio, explica en buena medida la persistente dependencia de importaciones, y que las políticas de transferencia tecnológica hacia las entidades rezagadas tienen mayor margen de rendimiento inmediato que las orientadas a generar innovación adicional.

Palabras clave: productividad total de factores; índice de Malmquist; análisis envolvente de datos; maíz; frijol

Abstract

Mexico faces a structural paradox: despite its historical role as center of origin and producer of maize and common bean, imports of both grains have grown steadily, while the productivity gap between states remains poorly characterized at the crop level. This study analyzes total factor productivity (TFP) change for maize and common bean across Mexico's 32 states between 2003 and 2024, using the Malmquist index based on Data Envelopment Analysis (DEA), incorporating irrigated and rainfed harvested area as differentiated inputs in the construction of the production frontier. Data come from the Agri-Food and Fisheries Information Service (SIAP), aggregated from the municipal to the state level. Maize TFP grew 1.32% per year on average, and common bean TFP grew 0.74%; in both cases growth is explained by technical change rather than efficiency change, which was negative for maize. The share of irrigated area is positively associated with dynamic productivity, more strongly for maize ($r=0.46$) than for common bean ($r=0.31$). The comparison between the PROCAMPO/PROAGRO Productivo period (2003-2018) and the Producción para el Bienestar period (2019-2024) shows no uniform pattern across crops and is interpreted with caution given the sensitivity of short windows in this type of index. The study concludes that the territorial productivity gap, more than its average level, largely explains the persistent import dependence, and that technology-transfer policies directed at lagging states offer greater short-run returns than those aimed at generating additional innovation.

Keywords: total factor productivity; Malmquist index; data envelopment analysis; maize; common bean

Introducción

Detrás de esas cifras hay una paradoja estructural en la producción de los dos granos más emblemáticos del país. En el caso del maíz, el país alcanzó en 2025 un volumen de importación cercano a 24.5 millones de toneladas (Grupo Consultor de Mercados Agrícolas [GCMA], 2026) pese a mantenerse entre los principales productores mundiales del grano, cifra que contrasta con un crecimiento de apenas 30% en la producción nacional entre 1994 y 2024 frente a un incremento de 1000% en las importaciones durante el mismo periodo (SIAP, 2025). El frijol, aunque con un panorama distinto (México conserva una autosuficiencia superior al 90%), exhibe una fragilidad estructural propia: alrededor del 90% de la superficie cultivada depende directamente del temporal, lo que se tradujo en una caída de 23% en el volumen de producción entre 2022 y 2023 a causa de la sequía (Cámara de Diputados, 2024). Ambos cultivos comparten centro de origen mesoamericano y un lugar central en la dieta nacional, y sin embargo atraviesan trayectorias de productividad marcadamente distintas.

Parte de esta trayectoria diferenciada tiene su origen en la apertura comercial iniciada con el Tratado de Libre Comercio de América del Norte. Yúnez-Naude (2006) documentó que, contrario a lo previsto por algunos de sus promotores, el tratado no incrementó la producción de maíz mexicano (cultivo considerado no competitivo frente a Estados Unidos) sino que intensificó tendencias que ya operaban antes de su entrada en vigor, entre ellas la creciente dependencia de importaciones. El frijol, junto con el maíz, formó parte del reducido grupo de productos "sensibles" cuya desgravación arancelaria se programó a 15 años precisamente para amortiguar este tipo de choques. Dos décadas después de concluido ese calendario, resulta pertinente preguntarse si la brecha de productividad entre ambos cultivos (y entre las entidades que los producen) responde más a un problema de ineficiencia técnica remediabile en el corto plazo, o a una brecha tecnológica estructural que solo se cierra con cambio técnico de largo aliento.

Frente a este panorama, la pregunta relevante no es solamente cuánto se produce, sino qué tan eficientemente se produce y si esa eficiencia mejora, se estanca o retrocede en el tiempo. Esta distinción tiene una base teórica precisa desde el trabajo seminal de Farrell (1957), quien formalizó la medición de la eficiencia productiva como la distancia de una unidad respecto a la frontera de mejores prácticas alcanzable con la tecnología disponible. Charnes et al. (1978) operacionalizaron esa idea mediante el Análisis Envolvente de Datos (DEA), un método de programación lineal que construye la frontera empíricamente a partir de las unidades observadas sin necesidad de imponer una forma funcional paramétrica; Banker et al. (1984) extendieron después el modelo original para admitir rendimientos variables a escala, lo que permite separar la ineficiencia técnica pura de la ineficiencia de escala. Sobre esta base, Caves et al. (1982) introdujeron el índice de productividad de Malmquist como herramienta de comparación intertemporal, y Färe et al. (1994) mostraron cómo calcularlo mediante DEA, descomponiéndolo en cambio de eficiencia técnica y cambio técnico. Esta descomposición resulta particularmente útil para la agricultura mexicana, donde rara vez se dispone de series confiables de precios de insumos a nivel estatal que permitieran un enfoque basado en índices de precios.

La aplicación de este enfoque a la agricultura mexicana no es nueva, pero sí incompleta. Martínez-Damián et al. (2013) aplicaron el índice de Malmquist a las entidades federativas mexicanas, aunque con un enfoque macroeconómico agregado (PIB, mano de obra y capital) y no cultivo-específico. En un plano más cercano al enfoque de frontera de producción, Colin Castillo et al. (2024) evaluaron la eficiencia técnica de la producción de riego de maíz, alfalfa, sorgo y plátano en tres regiones hidrológicas del país, documentando heterogeneidad regional relevante incluso dentro de un mismo cultivo. Para el frijol específicamente, Márquez Contreras et al. (2018) aplicaron DEA a explotaciones con múltiples insumos y encontraron que las ineficiencias asociadas a la tecnología superan a las asociadas al tamaño de la explotación, mientras que

Borja-Bravo et al. (2018) documentaron, para el altiplano semiárido, que el paquete tecnológico recomendado por el INIFAP casi triplica el rendimiento de temporal respecto a la tecnología tradicional. De los Santos-Ramos et al. (2017) ofrecen el antecedente descriptivo más completo sobre la dinámica conjunta de maíz y frijol en México entre 1980 y 2014. En el ámbito internacional, Coelli y Rao (2005) aplicaron Malmquist a 93 países entre 1980 y 2000 y encontraron que la mayor parte del crecimiento de la productividad agrícola proviene del cambio técnico y no del cambio de eficiencia, patrón que sirve como referencia para contrastar los hallazgos de este estudio.

Sin embargo, no se ha identificado en la literatura revisada un estudio que aplique el índice de Malmquist de manera comparativa entre maíz y frijol a nivel de entidad federativa en México durante un periodo suficientemente largo (2003-2024) para capturar tanto el ciclo de política de PROCAMPO como su transición hacia los programas de fertilizantes subsidiados de la administración actual, y que además incorpore la modalidad hídrica (riego y temporal) como insumos diferenciados dentro de la propia frontera de producción, y no como variable de control posterior. Esta es la brecha que el presente trabajo busca atender.

Se plantea como hipótesis central que el cambio técnico, más que el cambio de eficiencia técnica, explica la mayor parte de la variación en la productividad total de factores de ambos cultivos durante el periodo de estudio, y que las entidades con mayor proporción de superficie irrigada exhiben trayectorias de productividad más dinámicas y menos volátiles que aquellas de predominancia temporal. En consecuencia, el objetivo de este trabajo es analizar el cambio en la productividad total de factores de maíz y frijol en las entidades federativas de México entre 2003 y 2024, mediante el índice de Malmquist basado en Análisis Envolvente de Datos, descomponiendo dicho cambio en sus componentes de eficiencia técnica y cambio tecnológico, con el fin de identificar patrones diferenciados asociados a la modalidad hídrica de producción.

Materiales y Métodos

El estudio se realizó a nivel de las 32 entidades federativas de México, para los cultivos de maíz grano y frijol, durante el periodo 2003-2024 (22 años agrícolas). La información proviene del Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera (SIAP, 2025), a través de su sistema de Cierre de la Producción Agrícola por entidad federativa, que reporta de manera desagregada la superficie sembrada, cosechada y siniestrada, así como el volumen de producción, diferenciando entre modalidad de riego y de temporal. Se conformó un panel de 32 unidades de decisión (DMU) por año y por cultivo, lo que arroja hasta 704 observaciones por cultivo antes de depurar entidades sin producción registrada en algún año del periodo.

Se definió como variable de producto (output) el volumen de producción en toneladas, y como variables de insumo (inputs) la superficie cosechada bajo riego y la superficie cosechada de temporal, ambas en hectáreas. Esta especificación de dos insumos (en lugar de un insumo agregado de tierra) permite que la modalidad hídrica opere como un factor estructural dentro de la propia construcción de la frontera de producción, en lugar de tratarse como una covariable exógena de un modelo de ineficiencia, como es más común en la literatura de frontera estocástica (Colin Castillo et al., 2024). Las entidades sin superficie bajo alguna de las dos modalidades en un año determinado se codificaron con un valor de insumo igual a cero, procedimiento estándar en aplicaciones DEA cuando la ausencia de una modalidad refleja una condición real de la unidad productiva y no un dato faltante.

El índice de productividad de Malmquist se calculó siguiendo la especificación de Färe et al. (1994), que descompone el cambio en la productividad total de factores entre los periodos t y $t+1$ en dos componentes

multiplicativos: el cambio en la eficiencia técnica (EFFCH) y el cambio técnico (TECHCH). Formalmente, para una entidad o , el índice se define como:

$$M_o = \left\{ \frac{D_o^t(t+1)}{D_o^t(t)} \times \frac{D_o^{t+1}(t+1)}{D_o^{t+1}(t)} \right\}^{1/2} \quad (1)$$

$$M_o = \frac{D_o^{t+1}(t+1)}{D_o^t(t)} \times \left\{ \frac{D_o^t(t)}{D_o^{t+1}(t)} \times \frac{D_o^t(t+1)}{D_o^{t+1}(t+1)} \right\}^{1/2} = EFFCH \times TECHCH \quad (2)$$

donde $Dot(\cdot)$ y $Dot+1(\cdot)$ son las funciones de distancia orientadas al producto respecto a la tecnología observada en los periodos t y $t+1$, respectivamente, evaluadas con los insumos y el producto del propio periodo t o del periodo $t+1$ según corresponda. La ecuación (2) descompone este índice en el cambio de eficiencia técnica (EFFCH), definido como el primer cociente, y el cambio técnico (TECHCH), definido como la media geométrica de los dos cocientes restantes. Es importante señalar que esta descomposición no está exenta de controversia: Ray y Desli (1997) mostraron que la especificación de Färe et al. (1994) no es la única posible, y propusieron una descomposición alternativa en la que el componente de cambio en la eficiencia de escala captura efectos distintos. En este trabajo se adopta la especificación original de Färe et al. (1994) por ser la más utilizada en la literatura aplicada a la agricultura mexicana (Martínez-Damián et al., 2013; Peralta-González et al., 2025), lo que facilita la comparabilidad de los resultados con estudios previos, sin dejar de reconocer esta discusión metodológica en la interpretación de los hallazgos.

Las distancias direccionales requeridas para el cálculo se obtuvieron mediante DEA con orientación al producto, bajo el supuesto de rendimientos constantes a escala (CRS) para el índice agregado, siguiendo la recomendación de Färe et al. (1994) de evitar los problemas de interpretación que surgen al calcular Malmquist bajo rendimientos variables. Adicionalmente, se estimó el modelo con rendimientos variables a escala (VRS), siguiendo a Banker et al. (1984), con el fin de descomponer el componente de eficiencia técnica pura y el componente de eficiencia de escala, y así distinguir si las ganancias o pérdidas de eficiencia de una entidad obedecen a un manejo subóptimo de sus recursos o a un tamaño de operación inadecuado dada su tecnología. El tratamiento formal completo de estas cuatro técnicas (índices de productividad, DEA, frontera estocástica y modelos econométricos de respuesta promedio) puede consultarse en Coelli et al. (2005), texto de referencia estándar en el área.

Los cálculos se realizaron mediante programación lineal implementada en Python (biblioteca `scipy.optimize`, algoritmo HiGHS), resolviendo directamente los problemas de optimización de distancia radial orientada al producto especificados por Färe et al. (1994) para cada entidad, año y cultivo. Esta implementación es matemáticamente equivalente a la que produciría un paquete especializado como DEAP versión 2.1 (Coelli, 1996) (que, según la revisión de cincuenta años de DEA realizada por Mergoni et al. (2025), sigue siendo una de las herramientas de referencia en la literatura aplicada), dado que ambas resuelven idéntico programa lineal; se optó por una implementación propia para mantener control total sobre la codificación de valores cero explícitos y la trazabilidad completa del proceso de agregación municipio-entidad descrito en el apartado de datos. Dado que las estimaciones DEA son determinísticas por construcción y no incorporan un término de error aleatorio, los índices reportados en este trabajo son estimaciones puntuales, sin intervalos de confianza basados en bootstrap. Esta es una limitación reconocida del enfoque no paramétrico (Simar y Wilson, 1998, 1999), que este estudio comparte con sus antecedentes metodológicos más cercanos (Martínez-Damián et al., 2013; Peralta-González et al., 2025), y que se señala como línea de extensión futura en la sección de Conclusiones.

El diseño metodológico de este trabajo replica, con las adaptaciones propias del sector agrícola de granos básicos, el empleado recientemente por Peralta-González et al. (2025) para evaluar la productividad total

de factores de la agroindustria cañera mexicana por entidad federativa entre las zafras 2010/2011 y 2019/2020, lo que permite anticipar la comparabilidad de la magnitud de los componentes de cambio de eficiencia y cambio técnico aquí estimados con un antecedente metodológicamente afin y publicado en fecha muy reciente.

El análisis se realizó de manera separada para maíz y para frijol, lo que permite comparar directamente la magnitud relativa del cambio de eficiencia y del cambio técnico entre ambos cultivos, así como examinar si las entidades con mayor proporción histórica de superficie irrigada muestran trayectorias de productividad sistemáticamente distintas a las de predominancia temporal, en línea con la hipótesis planteada en la Introducción. El periodo de estudio se subdividió, además, en dos subperiodos de política agrícola (2003-2018, correspondiente a la vigencia de PROCAMPO/PROAGRO Productivo, y 2019-2024, correspondiente a la operación de Producción para el Bienestar, programa que sustituyó a PROCAMPO/PROAGRO a partir de 2019 como esquema de apoyo directo al productor (Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural [SADER], 2024)) con el fin de explorar si el cambio de esquema de apoyo se refleja en un quiebre del componente de cambio técnico.

Resultados y discusión

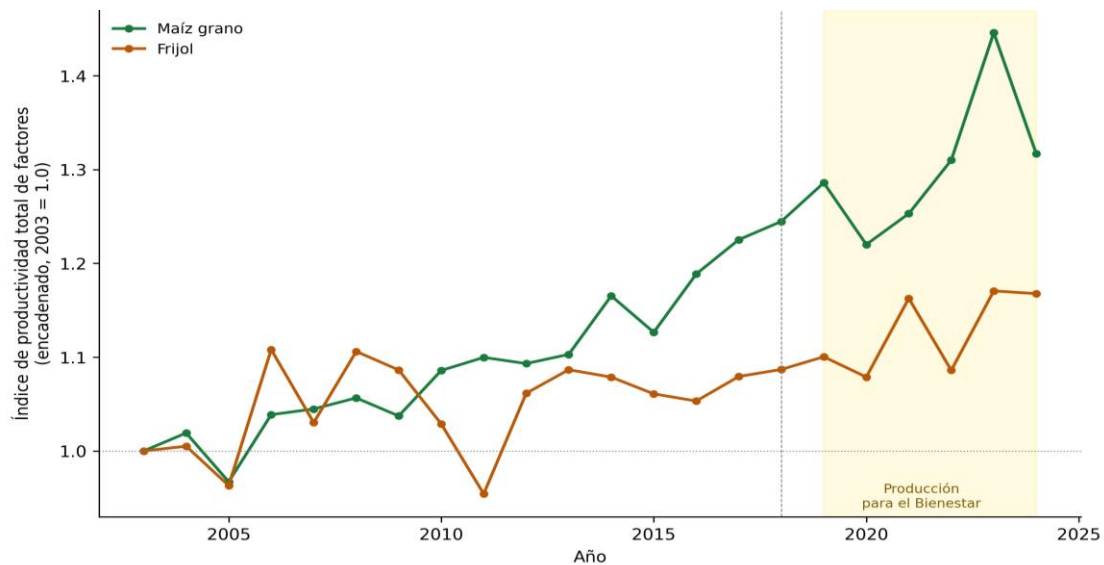
El maíz registró, entre 2003 y 2024, un crecimiento de la productividad total de factores más del doble que el frijol: 1.32% anual frente a 0.74% anual (Cuadro 1). Sin embargo, la composición de ese crecimiento revela un patrón que merece detenerse antes de celebrarlo. En ambos cultivos, la totalidad del avance (y en el caso del maíz, más que la totalidad) proviene del cambio técnico, es decir, del desplazamiento hacia afuera de la frontera de mejores prácticas alcanzable con la tecnología disponible en cada momento (+1.66% anual en maíz, +0.57% en frijol). El componente de cambio de eficiencia técnica, que mide si las entidades se acercan o se alejan de esa frontera vigente, resultó negativo para el maíz (-0.34% anual) y apenas positivo para el frijol (0.17% anual). La trayectoria año con año de este índice, incluido el quiebre observado en la transición 2023-2024, se muestra en la Figura 1. Dicho de otro modo: México ha sido capaz de generar y difundir innovación tecnológica en la producción de granos básicos (mejores semillas, prácticas de manejo, infraestructura de riego), pero las entidades productoras no se han vuelto más hábiles para aprovechar, cada una en su propio contexto, la tecnología ya disponible. En el caso del maíz, de hecho, la brecha entre las entidades mejor y peor posicionadas respecto a la frontera se ha ampliado ligeramente en promedio durante el periodo.

Cuadro 1. Cambio en la productividad total de factores de maíz y frijol en México, 2003-2024 (tasa de crecimiento anual promedio, %)

Cultivo	Cambio de eficiencia técnica (EFFCH)	Cambio técnico (TECHCH)	Productividad total de factores (Malmquist)
Maíz grano	-0.34	1.66	1.32
Frijol	0.17	0.57	0.74

Fuente: elaboración propia con datos de SIAP (2025).

Figura 1. Evolución del índice de Malmquist nacional, maíz y frijol, 2003-2024 (índice encadenado, 2003 = 1.0)



Fuente: elaboración propia con datos de SIAP (2025). Media geométrica nacional por año.

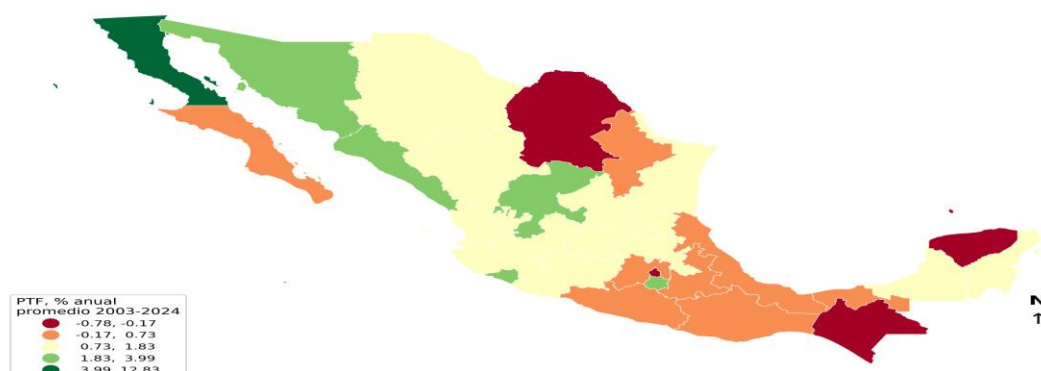
Esta descomposición confirma la hipótesis planteada en la Introducción y coincide con el patrón que Coelli y Rao (2005) documentaron para 93 países entre 1980 y 2000, donde el cambio técnico explicó la mayor parte del crecimiento de la productividad agrícola mundial, muy por encima del cambio de eficiencia. El hallazgo mexicano, sin embargo, admite una lectura más inquietante que la internacional: si la productividad crece exclusivamente porque la frontera se desplaza y no porque las unidades productivas convergen hacia ella, el resultado esperable (salvo que la difusión tecnológica sea extraordinariamente rápida y homogénea) es una dispersión creciente entre entidades líderes y rezagadas. Esto es precisamente lo que sugiere el panorama por entidad (Cuadro 2), cuya distribución geográfica se aprecia con mayor claridad en el Mapa 1: Sinaloa, Sonora y Zacatecas, con inversión sostenida en riego tecnificado y semilla mejorada, encabezan la dinámica de productividad del maíz, mientras que Chiapas, Yucatán, Oaxaca y la Ciudad de México (predominantemente de temporal o con superficie agrícola marginal) cierran la tabla con crecimiento nulo o negativo. La paradoja señalada en la Introducción (México produce más maíz que hace tres décadas y, sin embargo, importa proporcionalmente mucho más) encuentra aquí una pieza explicativa adicional: el crecimiento de la productividad no se ha repartido de forma pareja entre modalidades hídricas ni entre regiones, de modo que el promedio nacional oculta una polarización territorial que probablemente perpetúa, más que resuelve, la dependencia de las zonas de temporal respecto al mercado externo.

Cuadro 2. Entidades con mayor y menor productividad total de factores por cultivo, 2003-2024 (tasa de crecimiento anual promedio, %)

Maíz - mayor PTF (%)	Maíz - menor PTF (%)	Frijol - mayor PTF (%)	Frijol - menor PTF (%)
Baja California* : 12.83	Chiapas : -0.78	Baja California* : 4.80	Yucatán : -4.29
Morelos : 3.99	Yucatán : -0.71	Quintana Roo : 3.86	Durango : -2.84
Sinaloa : 3.00	Ciudad de México : -0.54	Colima : 3.18	Zacatecas : -1.07
Sonora : 2.79	Coahuila : -0.17	Aguascalientes : 2.73	Coahuila : -0.88
Zacatecas : 2.74	Oaxaca : 0.25	Nayarit : 2.41	México : -0.61

Fuente: elaboración propia con datos de SIAP (2025). *Baja California presenta base de producción marginal (0-26 mil t de maíz frente a un promedio nacional de 751 mil t), por lo que su tasa porcentual es un artefacto estadístico y no un hallazgo sustantivo (véase discusión en el texto).

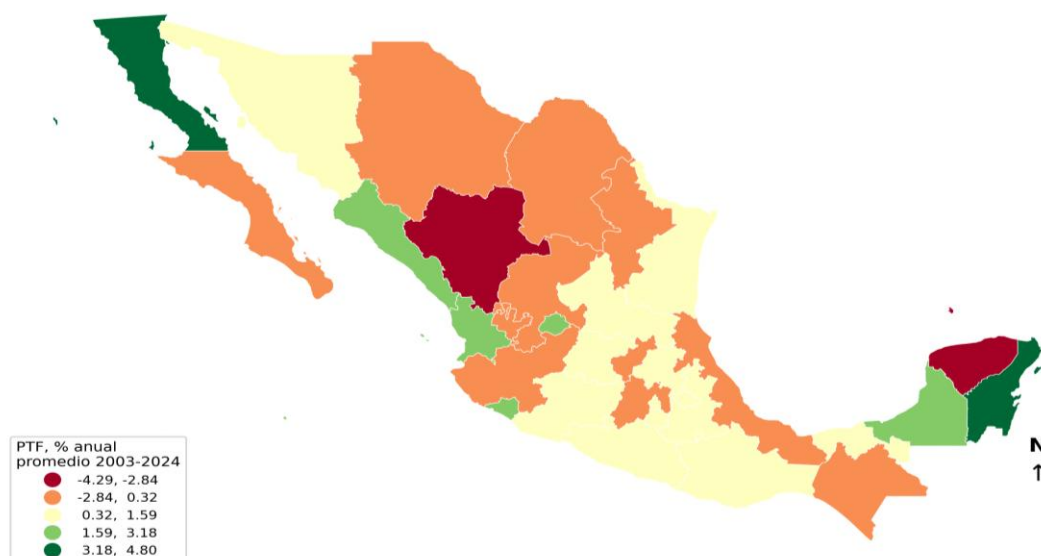
Mapa 1. Productividad total de factores del maíz por entidad federativa (tasa de crecimiento anual promedio, 2003-2024)



Fuente: elaboración propia con datos de SIAP (2025) y geometrías de strotgen/mexico-leaflet. Clasificación: rupturas naturales (Jenks), k=5. Proyección geográfica WGS84.

El caso del frijol exhibe una dinámica distinta y coherente con su propia vulnerabilidad estructural, ya documentada en la Introducción a partir de la caída de producción por sequía entre 2022 y 2023. Yucatán y Durango muestran las mayores caídas de productividad total de factores del cultivo (-4.29% y -2.84% anual, respectivamente), ambas entidades con producción mayoritariamente de temporal y expuestas de forma recurrente a variabilidad climática, patrón que el Mapa 2 permite contrastar directamente con la distribución del maíz. En el extremo opuesto, Quintana Roo, Colima, Aguascalientes y Nayarit muestran las trayectorias más dinámicas, aunque con volúmenes de producción sensiblemente menores a los de los estados líderes en maíz, lo que matiza el peso relativo de este hallazgo dentro de la producción nacional de frijol.

Mapa 2. Productividad total de factores del frijol por entidad federativa (tasa de crecimiento anual promedio, 2003-2024)



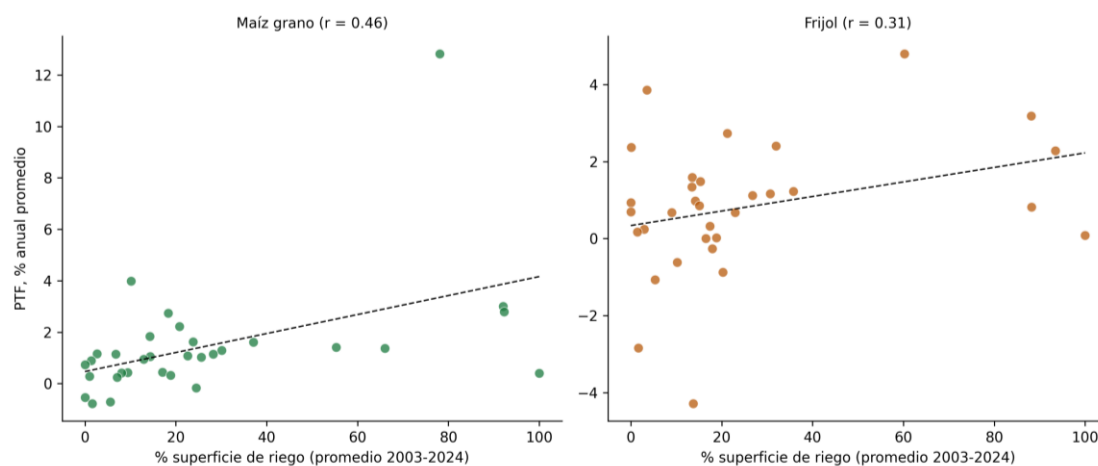
Fuente: elaboración propia con datos de SIAP (2025) y geometrías de strotgen/mexico-leaflet. Clasificación: rupturas naturales (Jenks), k=5. Proyección geográfica WGS84.

Una entidad merece un comentario aparte por razones puramente metodológicas: Baja California aparece, en ambos cultivos, con la tasa de crecimiento de productividad más alta de las 32 entidades (12.83% anual en maíz y 4.80% en frijol), cifra que a primera vista parecería el hallazgo más llamativo del estudio. No lo

es. Baja California produjo, en varios años del periodo, literalmente cero toneladas de maíz o de frijol, y su producción máxima en todo el periodo ronda las 26 mil toneladas de maíz frente a un promedio nacional de 751 mil. Una tasa de crecimiento porcentual calculada sobre una base tan pequeña, e incluso nula en algunos años, es estadísticamente inestable por construcción: pequeñas variaciones absolutas se traducen en variaciones porcentuales enormes. Este no es un defecto de los datos ni del modelo, sino una propiedad conocida de los índices de crecimiento aplicados a unidades marginales, y se documenta aquí explícitamente (con la nota correspondiente en el Cuadro 2 y un tratamiento diferenciado en los Mapas 1 y 2) para que no se lea como el resultado sustantivo del estudio. La dinámica real detrás de esa cifra (una entidad desértica especializada en agricultura de riego de alto valor (hortalizas, berries) que ocasionalmente destina superficie marginal a granos básicos) excede el alcance de este trabajo, pero es consistente con la reconversión productiva hacia cultivos de exportación que otros estudios han documentado para el noroeste del país.

La correlación entre la proporción promedio de superficie de riego y la productividad total de factores por entidad ofrece evidencia adicional, aunque de magnitud desigual entre cultivos: 0.46 en maíz frente a 0.31 en frijol, relación que se ilustra mediante el diagrama de dispersión de la Figura 2. Ambas correlaciones son positivas, en la dirección que anticipaba la hipótesis, pero la diferencia de magnitud tiene una explicación estructural directa. En frijol, apenas alrededor de una décima parte de la superficie nacional está bajo riego, de modo que la variación entre entidades en esta variable es limitada y, con ella, su capacidad estadística para explicar diferencias de productividad. En maíz, donde la brecha entre riego y temporal es amplia tanto en superficie como en rendimiento (recuérdese, de la Introducción, que el rendimiento en riego llega a superar en más de tres veces al de temporal en años recientes), la modalidad hídrica opera como un determinante estructural mucho más influyente de la posición de cada entidad respecto a la frontera de producción. Este resultado es consistente con el de Colín Castillo et al. (2024), quienes encontraron heterogeneidad regional relevante en la eficiencia técnica de la agricultura de riego mexicana incluso dentro de cultivos idénticos, y refuerza la decisión metodológica adoptada en este trabajo de incorporar riego y temporal como insumos diferenciados en la propia construcción de la frontera, en lugar de como una variable de control posterior.

Figura 2. Relación entre modalidad hídrica y productividad total de factores por entidad



Fuente: elaboración propia con datos de SIAP (2025). n = 32 entidades por cultivo.

La comparación por subperiodo de política agrícola (2003-2018, bajo el esquema PROCAMPO/PROAGRO Productivo, frente a 2019-2024, bajo el esquema de Producción para el Bienestar, sucesor directo de PROCAMPO/PROAGRO a partir de 2019) no arroja un patrón uniforme entre cultivos, y esa falta de uniformidad es en sí misma informativa (Cuadro 3, ilustrado en la Figura 3). En maíz, la productividad total de factores se desaceleró en el periodo reciente, de 1.48% a 0.94% anual, con una caída adicional en el ya negativo cambio de eficiencia (de -0.22% a -0.61%), acompañada de una

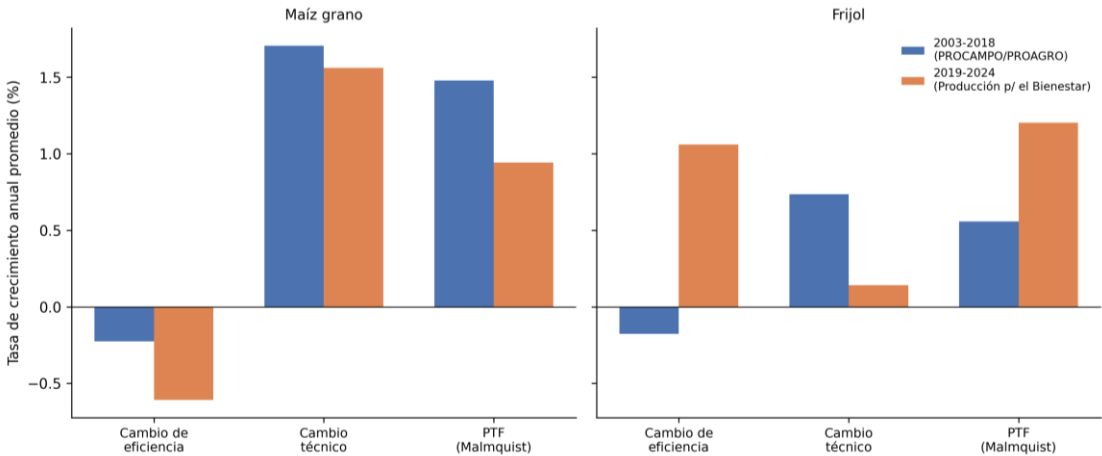
desaceleración del cambio técnico (de 1.71% a 1.56%). En frijol, el patrón de eficiencia se invierte: pasa de negativo (-0.18%) a claramente positivo (1.06% anual), aunque también aquí el cambio técnico se desacelera, y con más fuerza que en maíz (de 0.74% a 0.14%). Una interpretación plausible, que se ofrece aquí como hipótesis para investigación futura y no como hallazgo establecido, es que el esquema de Producción para el Bienestar (apoyo directo por hectárea, sin condicionar el destino del recurso) y su complemento más reciente, Fertilizantes para el Bienestar (distribución de insumos en especie, con cobertura nacional apenas desde 2023 [Programas para el Bienestar, 2025]), pudieran favorecer relativamente más a productores de escala pequeña y predominantemente de temporal, típicos del cultivo de frijol, permitiéndoles cerrar brecha respecto a la práctica ya existente sin que ello implique innovación tecnológica; mientras que en el maíz, cultivo con mayor presencia de productores comerciales de gran escala en entidades como Sinaloa, el mismo esquema de apoyo pudo no sustituir adecuadamente la inversión en infraestructura de riego e insumos tecnológicos que sí impulsaba el cambio técnico en el periodo anterior.

Cuadro 3. Cambio en la productividad total de factores por subperiodo de política agrícola (tasa de crecimiento anual promedio, %)

Cultivo	Subperiodo	EFFCH	TECHCH	PTF
Maíz grano	PROCAMPO/PROAGRO (2003-2018)	-0.22	1.71	1.48
Maíz grano	Producción para el Bienestar (2019-2024)	-0.61	1.56	0.94
Frijol	PROCAMPO/PROAGRO (2003-2018)	-0.18	0.74	0.56
Frijol	Producción para el Bienestar (2019-2024)	1.06	0.14	1.20

Fuente: elaboración propia con datos de SIAP (2025).

Figura 3. Componentes de la productividad total de factores por subperiodo de política agrícola



Fuente: elaboración propia con datos de SIAP (2025).

Esta lectura, sin embargo, exige una advertencia metodológica explícita. El subperiodo reciente cubre apenas seis años (cinco transiciones interanuales) frente a dieciséis años y quince transiciones del periodo PROCAMPO/PROAGRO, por lo que sus estimaciones descansan sobre una base muestral

considerablemente menor. De hecho, en el proceso de construcción de esta base de datos se documentó que la incorporación de un solo año adicional (2024) modificó de forma no trivial la lectura del subperiodo reciente para el maíz, que con la ventana 2019-2023 mostraba un cambio de eficiencia marcadamente positivo (+2.15% anual) y que, al extender la serie un año más, se revirtió a un valor negativo (-0.61%) (contraste que la Figura 1 permite visualizar directamente al mostrar el desplome del índice en la transición 2023-2024). Esta sensibilidad no invalida el hallazgo, pero sí exige presentarlo con el nivel de cautela que aquí se adopta: como una tendencia preliminar que amerita seguimiento en años subsecuentes, no como evidencia concluyente del efecto de un programa sobre otro. Dicho de otra manera, la fragilidad de la ventana corta es en sí misma un resultado metodológico relevante para cualquier evaluación de política pública que pretenda usar el índice de Malmquist con series agrícolas recientes y todavía cortas.

El diseño y los hallazgos de este trabajo dialogan directamente con dos antecedentes ya referidos en la Introducción. Peralta-González et al. (2025), al aplicar el mismo índice de Malmquist a la agroindustria cañera mexicana por entidad federativa entre las zafras 2010/2011 y 2019/2020, encontraron igualmente que el crecimiento de la producción respondió más al cambio tecnológico que a mejoras de eficiencia, y que el comportamiento fue marcadamente heterogéneo entre entidades productoras (exactamente el patrón que aquí se documenta para maíz y frijol, en un cultivo, periodo y método de cálculo distintos pero conceptualmente equivalentes). Martínez-Damián et al. (2013), en cambio, al trabajar con un enfoque macroeconómico agregado por entidad (producto interno bruto, mano de obra e inventario de capital, sin distinguir cultivo), no pudieron capturar esta heterogeneidad cultivo-específica ni la diferencia entre modalidades hídricas, lo que subraya el valor añadido de un enfoque desagregado como el aquí propuesto para el diseño de política agrícola diferenciada por cultivo y por región.

Es necesario, finalmente, reconocer con transparencia tres limitaciones del estudio. La primera es de naturaleza técnica: la descomposición del índice de Malmquist utilizada en este trabajo, propuesta originalmente por Färe et al. (1994), no es la única especificación posible. Ray y Desli (1997) mostraron que existe una descomposición alternativa en la que el componente de cambio en la eficiencia de escala captura efectos distintos a los aquí reportados, por lo que las cifras de este estudio son interpretables dentro de la convención metodológica adoptada y no necesariamente comparables cifra por cifra con estudios que empleen la especificación alternativa. La segunda limitación, ya anticipada en Materiales y Métodos, es que las estimaciones aquí presentadas son puntuales: al no aplicarse un procedimiento de bootstrap del tipo propuesto por Simar y Wilson (1998, 1999, 2000), no es posible afirmar con un nivel de confianza estadístico formal si las diferencias observadas entre entidades, cultivos o subperiodos son estadísticamente significativas o si podrían deberse a variabilidad muestral del propio estimador no paramétrico. La tercera limitación es la ya discutida sensibilidad de los subperiodos cortos a la incorporación de años adicionales, que aconseja prudencia en cualquier lectura de política pública derivada de la comparación 2003-2018 frente a 2019-2024 hasta que se disponga de una serie más larga para el periodo reciente.

Conclusiones

Este trabajo aporta la primera aplicación comparativa del índice de Malmquist a maíz y frijol a nivel de entidad federativa en México para un periodo de dos décadas, con riego y temporal incorporados como insumos diferenciados en la propia construcción de la frontera de producción, y no como covariables de control posteriores. El hallazgo central (que el cambio técnico, y no el cambio de eficiencia, explica el crecimiento de la productividad total de factores en ambos cultivos) permite precisar la paradoja planteada al inicio de este artículo: México no importa cada vez más maíz por falta de avance tecnológico agregado, sino porque ese avance se concentra en un grupo reducido de entidades y no se traduce en una convergencia del resto hacia la frontera. La brecha de dependencia externa, en ese sentido, es tanto un problema de distribución territorial de la productividad como de su nivel promedio.

Esta distinción tiene una consecuencia práctica concreta para el diseño de política agrícola: mientras la frontera tecnológica siga desplazándose sin que las entidades rezagadas se acerquen a ella, los programas

orientados a la transferencia y adopción de tecnología ya existente (extensionismo, capacitación, acceso a semilla mejorada) tienen un margen de rendimiento que los programas orientados a generar innovación adicional no pueden ofrecer por sí solos en el corto plazo. La diferencia de magnitud y de determinantes entre maíz y frijol, y la asociación (más marcada en maíz que en frijol) entre proporción de superficie de riego y productividad dinámica, refuerzan además que este diseño debe diferenciarse por cultivo y por modalidad hídrica, no aplicarse de manera uniforme al sector de granos básicos en su conjunto. La comparación entre los dos subperiodos de política aquí analizados, en cambio, no ofrece evidencia suficiente para atribuir estos patrones a un programa específico, y se reporta únicamente como una tendencia a corroborar con series más largas.

Tres extensiones de este trabajo se identifican como necesarias, no solo deseables. La primera es dotar de intervalos de confianza a los índices aquí estimados mediante el procedimiento de bootstrap de Simar y Wilson (1998, 1999), lo único que permitiría distinguir una diferencia real entre entidades de una atribuible a la variabilidad muestral del estimador no paramétrico. La segunda es replicar este ejercicio para trigo y arroz, completando así el panorama de los cuatro granos estratégicos contemplados en el proyecto de investigación posdoctoral del que este artículo constituye el primer producto. La tercera es sustituir la explicación post hoc de los determinantes del cambio de eficiencia aquí ofrecida por un modelo que incorpore explícitamente series climáticas y padrones de beneficiarios de los programas de apoyo, condición necesaria para pasar de documentar el fenómeno a explicar sus causas.

Literatura Citada

Libros

Coelli, T. J., Rao, D. S. P., O'Donnell, C. J., & Battese, G. E. (2005). *An introduction to efficiency and productivity analysis* (2a ed.). Springer. <https://doi.org/10.1007/b136381>

Coelli, T. J. (1996). *A guide to DEAP version 2.1: A data envelopment analysis (computer) program* (CEPA Working Paper 96/08). Centre for Efficiency and Productivity Analysis, University of New England. <https://www.owlnet.rice.edu/~econ380/DEAP.PDF>

Revistas

Banker, R. D., Charnes, A., & Cooper, W. W. (1984). Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, 30(9), 1078–1092. <https://doi.org/10.1287/mnsc.30.9.1078>

Borja-Bravo, Mercedes, Osuna-Ceja, Esteban S., Arellano-Arciniega, Sergio, García-Hernández, Raúl V., & Martínez-Gamiño, Miguel Á.. (2018). Competitividad y eficiencia en la producción de frijol en condiciones de tormenta con tecnología tradicional y recomendada. *Revista fitotecnica mexicana*, 41 (4), 443-450. Publicación electrónica del 30 de septiembre de 2020. <https://doi.org/10.35196/rfm.2018.4.443-450>

Caves, D. W., Christensen, L. R., & Diewert, W. E. (1982). The economic theory of index numbers and the measurement of input, output, and productivity. *Econometrica*, 50(6), 1393–1414. <https://doi.org/10.2307/1913388>

Charnes, A., Cooper, W. W., & Rhodes, E. (1978). Measuring the efficiency of decision making units. *European Journal of Operational Research*, 2(6), 429–444. [https://doi.org/10.1016/0377-2217\(78\)90138-8](https://doi.org/10.1016/0377-2217(78)90138-8)

Coelli, T. J., & Rao, D. S. P. (2005). Total factor productivity growth in agriculture: A Malmquist index analysis of 93 countries, 1980–2000. *Agricultural Economics*, 32(s1), 115–134. <https://doi.org/10.1111/j.0169-5150.2004.00018.x>

Colin Castillo, S., Aguilar Benítez, I., & Mesa Jurado, M. A. (2024). Explorando la eficiencia técnica de la producción agrícola en tres regiones de México. *Noésis. Revista de Ciencias Sociales y Humanidades*, 33(66), 21–38. <https://doi.org/10.20983/noesis.2024.2.2>

De los Santos-Ramos, M., Romero-Rosales, T., & Bobadilla-Soto, E. E. (2017). Dinámica de la producción de maíz y frijol en México de 1980 a 2014. *Agronomía Mesoamericana*, 28(2), 439–453. <https://doi.org/10.15517/ma.v28i2.23608>

Färe, R., Grosskopf, S., Norris, M., & Zhang, Z. (1994). Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries. *American Economic Review*, 84(1), 66–83. <https://www.jstor.org/stable/2117971>

Farrell, M. J. (1957). The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (General)*, 120(3), 253–281. <https://doi.org/10.2307/2343100>

Márquez Contreras, T. E., Velásquez González, A. R., Flores Gutiérrez, J. O., Flores Márquez, S. L., & Garzón Martínez, H. J. (2018). Factores determinantes en la eficiencia técnica de explotaciones de frijol. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*, (11), 2067–2073. <https://doi.org/10.29312/remexca.v0i11.774>

Martínez-Damián, M. A., Brambila-Paz, J. J., & García-Mata, R. (2013). Índice de Malmquist y productividad estatal en México. *Agricultura, Sociedad y Desarrollo*, 10(3), 359–369. http://www.scielo.org.mx/scielo.php?pid=S1870-54722013000300005&script=sci_abstract

Mergoni, A., Emrouznejad, A., & De Witte, K. (2025). Fifty years of Data Envelopment Analysis. *European Journal of Operational Research*, 326(3), 389–412. <https://doi.org/10.1016/j.ejor.2024.12.049>

Peralta-González, J. A., Valdivia-Alcalá, R., Cuevas-Alvarado, C. M., & Pérez-Soto, F. (2025). Productividad total de los factores en la agroindustria cañera por entidad federativa en México zafras 2010/2011-2019/2020. *Agricultura, Sociedad y Desarrollo*, 22(2). <https://doi.org/10.22231/asyd.v22i2.1652>

Ray, S. C., & Desli, E. (1997). Productivity growth, technical progress, and efficiency change in industrialized countries: Comment. *American Economic Review*, 87(5), 1033–1039. <https://www.jstor.org/stable/2951340>

Simar, L., & Wilson, P. W. (1998). Sensitivity Analysis of Efficiency Scores: How to Bootstrap in Nonparametric Frontier Models. *Management Science*, 44(1), 49–61. <http://www.jstor.org/stable/2634426>

Simar, L., & Wilson, P. W. (1999). Estimating and bootstrapping Malmquist indices. *European Journal of Operational Research*, 115(3), 459–471. [https://doi.org/10.1016/S0377-2217\(97\)00450-5](https://doi.org/10.1016/S0377-2217(97)00450-5)

Simar, L., & Wilson, P. W. (2000). Statistical inference in nonparametric frontier models: The state of the art. *Journal of Productivity Analysis*, 13(1), 49–78. <https://doi.org/10.1023/A:1007864806704>

Yúnez-Naude, A. (2006). Liberalización y reformas al agro: lecciones de México. *Economía Agraria y Recursos Naturales*, 6(12), 1–21. <https://doi.org/10.22004/ag.econ.7990>

Páginas electrónicas

Cámara de Diputados. (2024). *Maíz y frijol, así los impacta la sequía en la agricultura*. Comunicación Social. <https://comunicacionsocial.diputados.gob.mx/revista/index.php/nuestros-centros/maiz-y-frijol-asi-los-impacta-la-sequia-en-la-agricultura>

Grupo Consultor de Mercados Agrícolas [GCMA]. (2026, 14 de enero). Récord de importación de maíz por tercer año. Datos citados en *La Jornada*. <https://www.jornada.com.mx/noticia/2026/01/14/economia/record-de-importacion-de-maiz-por-tercer-ano>

Programas para el Bienestar. (2025). *Fertilizantes para el Bienestar*. Gobierno de México. <https://programasparaelbienestar.gob.mx/fertilizantes-para-el-bienestar/>

Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural [SADER]. (2024). *Resultados Producción para el Bienestar (2019-2024)*. Gobierno de México. <https://www.gob.mx/agricultura/es/articulos/resultados-produccion-para-el-bienestar-2019-2024>

Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera [SIAP]. (2025). *Cierre de la producción agrícola: Anuario estadístico de la producción agrícola* [Base de datos]. Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural. https://nube.agricultura.gob.mx/cierre_agricola/

Del centro a la periferia: desigualdad territorial y concentración del ingreso manufacturero en los municipios de Veracruz mediante la curva de Lorenz y el índice de Gini

Sergio Ernesto Medina-Cuéllar⁴, Juan Manuel Vargas-Canales⁵, Alberto Valdes-Cobos⁶, Marco Antonio Sánchez-Jiménez⁷

Resumen

La desigualdad territorial constituye una de las expresiones más persistentes del desarrollo económico desigual en México. Este trabajo tiene como objetivo analizar la concentración del ingreso manufacturero entre los municipios del estado de Veracruz, utilizando herramientas cuantitativas como la curva de Lorenz y el índice de Gini. La metodología se basó en los datos oficiales del Sistema Automatizado de Información Censal (SAIC) de los Censos Económicos, correspondientes a 2023, específicamente el total de ingresos por suministro de bienes y servicios de la industria manufacturera por municipio. Los 212 municipios se ordenaron ascendientemente, se agruparon en diez deciles y se construyó la curva de Lorenz para calcular el coeficiente de Gini. Los resultados revelaron un coeficiente de Gini de 0.864, que evidencia un nivel de concentración extremo: el 50 % de los municipios con menor ingreso concentra apenas el 1.2 % del total, mientras que los cinco municipios más industrializados (encabezados por Veracruz, Minatitlán y Coatzacoalcos) reúnen el 46.0 % del ingreso manufacturero estatal. Esta configuración reproduce un patrón centro-periferia asociado al corredor industrial-portuario del sur y del centro del estado. Se concluye que la actividad manufacturera veracruzana está fuertemente polarizada en el espacio, lo que exige políticas industriales y fiscales de carácter redistributivo y territorial para reducir las brechas intermunicipales.

Palabras clave: Desigualdad territorial, Concentración del ingreso, Industria manufacturera, Curva de Lorenz, Índice de Gini.

Abstract

Territorial inequality is one of the most persistent expressions of uneven economic development in Mexico. This study aims to analyze the concentration of manufacturing income among the municipalities of the state of Veracruz, using quantitative tools such as the Lorenz curve and the Gini index. The methodology relied on official data from the Automated Census Information System (SAIC) of the Economic Censuses, corresponding to 2023, specifically the total income from the supply of goods and services of the manufacturing industry by municipality. The 212 municipalities were sorted in ascending order, grouped into ten deciles, and the Lorenz curve was constructed to compute the Gini coefficient. The results revealed a Gini index of 0.864, evidencing an extreme level of concentration: the poorest 50 % of municipalities

⁴Universidad de Guanajuato, División de Ingenierías Campus Irapuato-Salamanca, Departamento de Arte y Empresa. Km 3.5 + 1.8 Carretera Salamanca-Valle de Santiago, Salamanca, Guanajuato. C.P. 36885. Correo: se.medina@ugto.mx.

⁵Universidad de Guanajuato, Campus Celaya-Salvatierra, División de Ciencias Sociales y Administrativas, Departamento de Estudios Sociales. Privada de Arteaga S/N, Zona Centro, Salvatierra, Gto. C.P. 38900. Correo: jm.vargas@ugto.mx.

⁶Universidad de Guanajuato, División de Ciencias Sociales y Administrativas Campus Celaya-Salvatierra, Departamento de Estudios Culturales, Demográficos y Políticos. Av. Ing. Javier Barros Sierra 201, Ejido Santa María del Refugio, Celaya, Gto. C.P. 38110. Correo: a.valdes@ugto.mx.

⁷TecNM/Instituto Tecnológico Superior de Irapuato. Carretera Silao-Irapuato km 12.5 El Copal, C.P. 36821. Irapuato, Gto. Correo: marco.sj@irapuato.tecnm.mx.

hold barely 1.2 % of total income, whereas the five most industrialized municipalities (led by Veracruz, Minatitlán and Coatzacoalcos) account for 46.0 % of the state's manufacturing income. This configuration reproduces a core-periphery pattern linked to the industrial-port corridor of the southern and central regions of the state. It is concluded that manufacturing activity in Veracruz is strongly polarized, which calls for redistributive and territorial policies to reduce inter-municipal gaps.

Keywords: Territorial inequality, Income concentration, Manufacturing industry, Lorenz curve, Gini index.

Introducción

El estudio de la desigualdad económica ha estado tradicionalmente centrado en la distribución del ingreso entre hogares o personas; sin embargo, una dimensión igualmente relevante (y con frecuencia soslayada) es la desigualdad territorial, es decir, la forma en que la actividad económica y sus beneficios se distribuyen de manera diferenciada entre las unidades espaciales que componen un país o una región. En economías con marcados contrastes regionales, como la mexicana, comprender cómo se concentra geográficamente la producción resulta indispensable para el diseño de políticas de desarrollo con enfoque territorial, pues la localización de la riqueza determina, en buena medida, las oportunidades de empleo, inversión y bienestar de la población.

La industria manufacturera ocupa un lugar central en este análisis. Por su carácter de sector transformador y encadenador, la manufactura suele considerarse un motor del crecimiento y de la generación de valor agregado; no obstante, es también una de las actividades con mayor propensión a la aglomeración espacial, ya que tiende a localizarse donde existen infraestructura, mercados amplios, mano de obra especializada y economías de escala. Estudiar cómo se distribuye el ingreso manufacturero entre los municipios de una entidad permite, por tanto, cuantificar el grado de polarización productiva del territorio y valorar si el crecimiento industrial se difunde o, por el contrario, se concentra en unos pocos polos.

Las herramientas cuantitativas de medición de la desigualdad (originalmente concebidas para el estudio de la distribución del ingreso entre individuos u hogares) han demostrado ser igualmente fértiles cuando se aplican a unidades territoriales. Al sustituir a las personas por municipios y al ingreso personal por el ingreso económico generado en cada demarcación, la curva de Lorenz y el índice de Gini se convierten en instrumentos idóneos para diagnosticar la concentración espacial de la actividad productiva. Este enfoque resulta especialmente pertinente en el análisis de la manufactura, cuya localización revela con nitidez las jerarquías territoriales de una economía regional y permite identificar tanto los polos dinámicos como las áreas rezagadas.

Partiendo de estas premisas, el presente trabajo tiene como propósito identificar el grado de concentración del ingreso generado por la industria manufacturera entre los 212 municipios del estado de Veracruz. Se analiza cómo esta variable se distribuye en el espacio mediante representaciones gráficas e índices que permiten visualizar los patrones más relevantes, con el fin de construir un marco interpretativo acorde con la realidad socioeconómica de la entidad. A diferencia de los estudios que toman al hogar como unidad de análisis, aquí la unidad es el municipio y la variable de interés es el ingreso manufacturero municipal.

El fenómeno que aquí se aborda se inscribe en la tradición teórica del desarrollo geográfico desigual, según la cual el crecimiento capitalista no se distribuye de forma homogénea en el espacio, sino que produce y reproduce jerarquías territoriales entre núcleos dinámicos y periferias subordinadas. Desde los aportes pioneros sobre causación circular acumulativa y polos de crecimiento hasta la nueva geografía económica, distintas corrientes coinciden en que la concentración espacial de la actividad económica obedece a mecanismos autorreforzantes: las economías de aglomeración, los rendimientos crecientes a escala y los

encadenamientos productivos atraen inversión hacia las localizaciones que ya cuentan con ventajas iniciales, mientras que las regiones periféricas enfrentan dificultades crecientes para retener capital y talento. Cuantificar la intensidad de esa concentración es, por tanto, un paso necesario para comprender la estructura territorial de una economía subnacional.

El estado de Veracruz constituye un caso de estudio particularmente pertinente. Es una de las entidades más pobladas del país y una de las de mayor extensión litoral sobre el golfo de México; alberga infraestructura estratégica (puertos de altura, complejos petroquímicos y corredores carreteros) y, al mismo tiempo, una vasta superficie de vocación agropecuaria distribuida en 212 municipios, la cifra más alta de división municipal entre las entidades del país. Esta combinación de grandes polos industriales y una extensa base rural convierte a Veracruz en un escenario idóneo para observar cómo coexisten, en un mismo territorio, la concentración manufacturera y la dispersión de la actividad primaria.

La curva de Lorenz, desarrollada por el economista estadounidense Max Otto Lorenz (1905), constituye una representación gráfica ampliamente utilizada para describir la desigualdad en la distribución de un recurso. En el eje horizontal se ubica el porcentaje acumulado de las unidades receptoras (en este caso, los municipios) y en el eje vertical el porcentaje acumulado del ingreso; ambos ejes se expresan en términos porcentuales, del 0 % al 100 %. Cuando cada valor del eje de las abscisas se empareja con su proporción idéntica en el de las ordenadas se obtiene una recta de 45°, conocida como diagonal de equidistribución o línea de equidad perfecta. Al graficar los datos reales se observa una curva que, mientras más alejada se encuentre de dicha diagonal, mayor será la desigualdad en la distribución del recurso; cuanto más próxima esté a la diagonal, más equitativa será la distribución observada.

El índice de Gini (Gini, 1921) complementa esta representación al sintetizar en un único valor el grado de desigualdad. El coeficiente se define en el intervalo de 0 a 1: un valor cercano a cero indica una distribución más equitativa, mientras que un valor cercano a uno señala una concentración extrema. Geométricamente, el coeficiente equivale al doble del área comprendida entre la diagonal de equidistribución y la curva de Lorenz. En la literatura empírica, coeficientes de Gini del ingreso de los hogares suelen ubicarse en rangos moderados (habitualmente entre 0.3 y 0.5), por lo que valores muy superiores a este umbral son indicativos de concentraciones particularmente severas.

Desde la economía geográfica, Krugman (1991) mostró que la interacción entre economías de escala y costos de transporte tiende a generar patrones de tipo centro-periferia, en los que la manufactura se aglomera de forma acumulativa en unas pocas localizaciones dotadas de mayor demanda e infraestructura, en detrimento de una periferia especializada en actividades primarias. En una línea complementaria, Williamson (1965) documentó que la desigualdad regional suele acentuarse durante las fases de industrialización, para eventualmente atenuarse en etapas más avanzadas de desarrollo. En el caso mexicano, Esquivel (2015) ha evidenciado la magnitud de la concentración económica del país, que se expresa tanto en la distribución personal del ingreso como en su dimensión territorial. Con estos antecedentes, la hipótesis que orienta este trabajo sostiene que el ingreso manufacturero de Veracruz se encuentra fuertemente concentrado en un número reducido de municipios, lo que se traduciría en un coeficiente de Gini elevado y en una curva de Lorenz marcadamente alejada de la equidad.

Materiales y Métodos

El estado de Veracruz de Ignacio de la Llave se localiza en el oriente de la República Mexicana, sobre la vertiente del golfo de México. Cuenta con una superficie de 71,823.47 km² y una población de 8,062,579 habitantes según el Censo de Población y Vivienda 2020, cifra que representa el 6.4 % del total nacional y lo ubica entre las entidades más pobladas del país (INEGI, 2020a). Se integra por 212 municipios y su capital es Xalapa. Su estructura económica combina una relevante actividad agropecuaria (la entidad es

líder nacional en la producción de caña de azúcar y de naranja) con importantes complejos manufactureros e industriales, particularmente petroquímicos y portuarios, concentrados en el corredor del sur y en el eje central del estado.

La fuente de información fue el Sistema Automatizado de Información Censal (SAIC) de los Censos Económicos del Instituto Nacional de Estadística y Geografía, correspondiente al año 2023 (INEGI, 2023), consultado en septiembre de 2025. La variable analizada fue el total de ingresos por suministro de bienes y servicios de la industria manufacturera, expresada en millones de pesos (mdp), desagregada para los 212 municipios de la entidad. La suma estatal de esta variable ascendió a 1,673,861.96 mdp. Se optó por esta variable por constituir un indicador directo del volumen de actividad manufacturera generado en cada municipio.

Los Censos Económicos constituyen el ejercicio estadístico más completo sobre las unidades económicas del país; captan información de los establecimientos de los sectores extractivo, manufacturero, comercial y de servicios, con el municipio como nivel máximo de desagregación geográfica. El SAIC es la plataforma de consulta que permite obtener estos resultados por entidad, municipio y actividad económica. La utilización de una fuente censal (y no muestral) garantiza una cobertura exhaustiva de las unidades manufactureras y confiere robustez a los resultados, al evitar los errores de estimación propios de las encuestas por muestreo.

Para la construcción de la curva de Lorenz, los 212 municipios se ordenaron de forma ascendente según su ingreso manufacturero y se agruparon en diez deciles de aproximadamente 21 municipios cada uno. Para cada decil se obtuvo el porcentaje acumulado de municipios (p_i) y el porcentaje acumulado del ingreso (q_i), pares de valores con los que se trazó la curva. La comparación de esta curva con la diagonal de equidistribución permite valorar visualmente la magnitud de la desigualdad.

El coeficiente de Gini se calculó de forma directa a partir de las 212 observaciones municipales ordenadas ascendentemente, mediante la siguiente ecuación:

$$G = \frac{2 \sum i \cdot y_i}{n \sum y_i} - \frac{n+1}{n} \quad (1)$$

Donde:

G = Coeficiente de Gini

y_i = Ingreso manufacturero del municipio i , ordenado ascendentemente

n = Número de municipios (212)

i = Posición del municipio en el ordenamiento (1, 2, ..., n)

$\sum$ = Sumatoria

Con el fin de robustecer el diagnóstico y ofrecer una lectura más matizada de la concentración, además del coeficiente de Gini se calcularon medidas complementarias de uso frecuente en el análisis de la desigualdad. La razón media/mediana permite valorar la asimetría de la distribución; la razón interdecílica (D_{10}/D_1) compara el ingreso agregado del decil superior con el del inferior; y el índice de Palma relaciona la participación del 10 % de mayor ingreso con la del 40 % de menor ingreso, medida especialmente sensible a los extremos de la distribución. Estas razones se obtuvieron directamente de los datos ordenados y de la agregación por deciles descrita previamente.

Esta expresión pondera cada ingreso municipal por su posición en el ordenamiento, de modo que los municipios con mayores ingresos (ubicados en las posiciones más altas) reciben un peso mayor, lo que penaliza la concentración. El desarrollo detallado del cálculo se presenta en los Cuadros 3 y 4 de la sección de resultados. De manera complementaria, la distribución espacial del ingreso manufacturero se representó

cartográficamente mediante un mapa coroplético elaborado en el sistema de información geográfica QGIS (QGIS Development Team, 2024), a partir del Marco Geoestadístico municipal del INEGI (2020b), clasificando a los municipios en deciles de ingreso.

Resultados y discusión

El Cuadro 1 presenta la distribución del ingreso manufacturero por deciles de municipios. Para cada decil se reportan el número de municipios, sus límites inferior y superior de ingreso, el ingreso agregado del decil y el porcentaje acumulado del ingreso (q_i) empleado para trazar la curva de Lorenz.

Cuadro 1. Distribución del ingreso manufacturero por deciles de municipios en Veracruz, 2023

Decil	Municipios (n)	Límite inferior (mdp)	Límite superior (mdp)	Ingreso del decil (mdp)	Participación (%)	q_i (%)
1	21	3.05	44.86	549.06	0.03	0.03
2	21	48.08	92.60	1,456.67	0.09	0.12
3	21	95.44	173.40	2,852.32	0.17	0.29
4	22	178.76	353.98	5,867.62	0.35	0.64
5	21	364.47	583.66	9,699.99	0.58	1.22
6	21	594.27	1,058.66	16,396.31	0.98	2.20
7	21	1,140.29	2,427.34	37,372.70	2.23	4.43
8	21	2,447.89	4,725.33	73,306.18	4.38	8.81
9	22	4,784.88	12,800.23	190,620.91	11.39	20.20
10	21	14,557.34	237,540.96	1,335,740.20	79.80	100.00
Total	212	n. a.	n. a.	1,673,861.96	100.00	n. a.

Nota: mdp = millones de pesos; Participación = porcentaje del ingreso estatal que aporta cada decil; q_i = porcentaje acumulado del ingreso; n. a. = no aplica. Fuente: Elaboración propia con base en el Sistema Automatizado de Información Censal (SAIC) de los Censos Económicos, 2023 (INEGI, 2023).

Los datos del Cuadro 1 revelan una asimetría pronunciada. Al sumar la columna de ingreso del decil correspondiente a los primeros cinco deciles (esto es, el 50 % de los municipios con menor ingreso manufacturero), se obtienen en conjunto 20,425.66 mdp, equivalentes al 1.22 % del ingreso estatal, cifra que coincide con el porcentaje acumulado (q_i) del quinto decil. La columna de participación muestra que el aporte de cada decil crece de forma muy desigual: mientras que ninguno de los nueve primeros deciles supera el 11.4 % del ingreso, el décimo decil (el 10 % de los municipios de mayor ingreso) concentra por sí solo el 79.80 %. De manera consistente, el porcentaje acumulado alcanza apenas el 20.20 % en el noveno decil y salta al 100 % en el décimo. Esta distribución anticipa un coeficiente de concentración elevado.

A partir de los porcentajes acumulados de municipios (p_i) e ingreso (q_i) se obtienen las coordenadas de la curva de Lorenz, resumidas en el Cuadro 2. Estas parejas de valores constituyen los puntos con los que se construyó la Figura 1.

Cuadro 2. Coordenadas de la curva de Lorenz: porcentajes acumulados de municipios e ingreso, Veracruz, 2023

Porcentaje acumulado de municipios, p_i (%)	Porcentaje acumulado del ingreso, q_i (%)
0.00	0.00
9.91	0.03
19.81	0.12
29.72	0.29
40.09	0.64
50.00	1.22
59.91	2.20
69.81	4.43
79.72	8.81
90.09	20.20
100.00	100.00

Fuente: Elaboración propia con base en el Sistema Automatizado de Información Censal (SAIC) de los Censos Económicos, 2023 (INEGI, 2023).

La representación gráfica de estas coordenadas (Figura 1) confirma visualmente la magnitud de la desigualdad territorial. La curva de Lorenz permanece prácticamente pegada al eje horizontal a lo largo de los primeros nueve deciles y solo asciende de forma abrupta en el tramo final, un comportamiento característico de distribuciones fuertemente concentradas. La amplia superficie comprendida entre la curva y la diagonal de equidistribución constituye la expresión geométrica de la desigualdad observada.

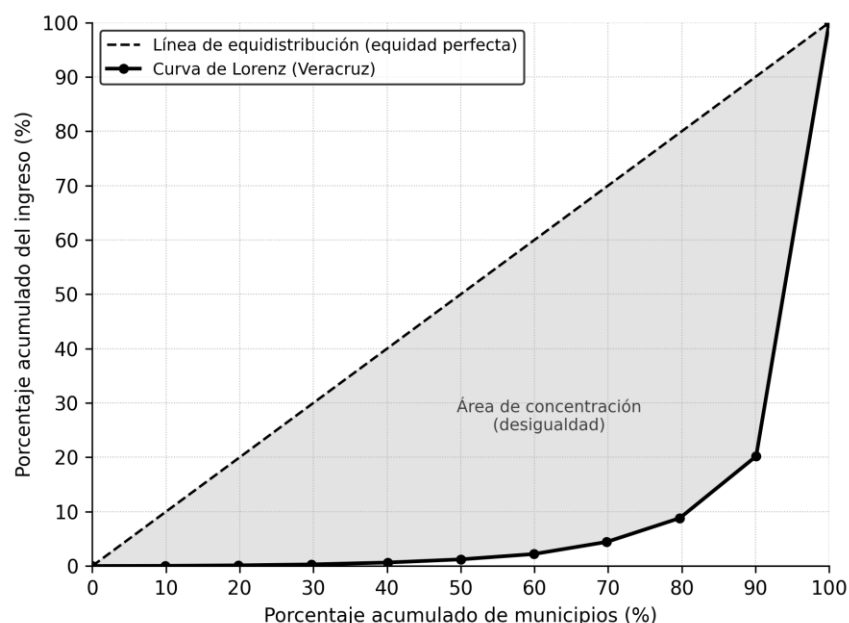


Figura 1. Curva de Lorenz del ingreso manufacturero por municipios del estado de Veracruz, 2023

Fuente: Elaboración propia con base en el Sistema Automatizado de Información Censal (SAIC) de los Censos Económicos, 2023 (INEGI, 2023).

El desarrollo del cálculo del coeficiente de Gini se detalla en los Cuadros 3 y 4. El Cuadro 3 muestra, para cada decil, el rango de posiciones (i) que ocupan sus municipios en el ordenamiento ascendente, el ingreso agregado del decil ($\sum y_i$) y la suma ponderada de los ingresos por su posición ($\sum(i \cdot y_i)$), que es el componente central de la ecuación (1). Se observa cómo esta suma ponderada se concentra de manera abrumadora en el último decil, que aporta 276,257,858 mdp de un total de 331,538,263 mdp, es decir, más del 83 % de la ponderación.

Cuadro 3. Desarrollo del cálculo del coeficiente de Gini por deciles de municipios, Veracruz, 2023

Decil	Posiciones (i)	Ingreso del decil, Σy_i (mdp)	$\Sigma(i \cdot y_i)$ (mdp)
1	1–21	549.06	7,507
2	22–42	1,456.67	48,234
3	43–63	2,852.32	154,323
4	64–85	5,867.62	444,965
5	86–106	9,699.99	939,739
6	107–127	16,396.31	1,936,458
7	128–148	37,372.70	5,212,960
8	149–169	73,306.18	11,742,948
9	170–191	190,620.91	34,793,270
10	192–212	1,335,740.20	276,257,858
Total	1–212	1,673,861.96	331,538,263

Nota: i = posición del municipio en el ordenamiento ascendente; mdp = millones de pesos. Fuente: Elaboración propia con base en el Sistema Automatizado de Información Censal (SAIC) de los Censos Económicos, 2023 (INEGI, 2023).

Con los totales obtenidos, el Cuadro 4 sintetiza el ensamblaje final del coeficiente. Sustituyendo en la ecuación (1) los valores $\Sigma(i \cdot y_i) = 331,538,263$ mdp, $\Sigma y_i = 1,673,861.96$ mdp y $n = 212$, se obtiene un primer término igual a 1.868565; al restar el factor de corrección $(n + 1)/n = 1.004717$, el coeficiente de Gini resulta de 0.864.

Cuadro 4. Cálculo del coeficiente de Gini del ingreso manufacturero municipal, Veracruz, 2023

Componente	Valor
Número de municipios (n)	212
Suma del ingreso, Σy_i (mdp)	1,673,861.96
Suma ponderada, $\Sigma(i \cdot y_i)$ (mdp)	331,538,263
$2 \cdot \Sigma(i \cdot y_i) / (n \cdot \Sigma y_i)$	1.868565
$(n + 1) / n$	1.004717
Coeficiente de Gini (G)	0.864

Fuente: Elaboración propia con base en el Sistema Automatizado de Información Censal (SAIC) de los Censos Económicos, 2023 (INEGI, 2023).

Conviene precisar que el coeficiente reportado se calculó sobre las 212 observaciones municipales individuales, por lo que constituye la medida exacta de la concentración; la agrupación en deciles, empleada en los Cuadros 1 a 3, cumple una función expositiva y de visualización de la curva de Lorenz. Ambos procedimientos son plenamente consistentes y conducen a la misma conclusión sustantiva: la distribución del ingreso manufacturero se aparta de manera severa de la equidad.

Un coeficiente de Gini de 0.864, muy cercano a la unidad, expresa un nivel de concentración extremo del ingreso manufacturero en el territorio veracruzano. Este resultado contrasta de manera marcada con la desigualdad del ingreso entre hogares (habitualmente situada en rangos moderados), lo que subraya que la desigualdad territorial de la producción puede ser mucho más aguda que la del ingreso familiar, en línea con lo señalado por Williamson (1965) para las etapas de industrialización.

El Cuadro 5 detalla los diez municipios con mayor participación en el ingreso manufacturero estatal. El municipio de Veracruz, por sí solo, concentra el 14.19 % del total; los tres primeros (Veracruz, Minatitlán y Coatzacoalcos) reúnen el 35.51 %, y los cinco primeros, al incorporar a Boca del Río y Xalapa, alcanzan el 46.01 %. Los diez municipios de mayor ingreso, que representan apenas el 4.7 % de las unidades, concentran el 63.40 % del ingreso manufacturero de la entidad.

Cuadro 5. Municipios con mayor participación en el ingreso manufacturero de Veracruz, 2023

Municipio	Ingreso (mdp)	Participación (%)	Acumulado (%)
Veracruz	237,540.96	14.19	14.19
Minatitlán	194,252.68	11.61	25.80
Coatzacoalcos	162,544.71	9.71	35.51
Boca del Río	89,765.94	5.36	40.87
Xalapa	85,993.60	5.14	46.01
Córdoba	69,580.00	4.16	50.17
Poza Rica de Hidalgo	61,645.70	3.68	53.85
Medellín de Bravo	58,426.28	3.49	57.34
Orizaba	51,566.95	3.08	60.42
Ixtaczoquitlán	49,830.83	2.98	63.40

Nota: mdp = millones de pesos. Fuente: Elaboración propia con base en el Sistema Automatizado de Información Censal (SAIC) de los Censos Económicos, 2023 (INEGI, 2023).

En el extremo opuesto, el Cuadro 6 presenta los diez municipios con menor participación. Cada uno de ellos aporta menos del 0.002 % del ingreso manufacturero estatal; en conjunto, estos diez municipios apenas suman 161.2 mdp, una cifra inferior al 0.01 % del total y equivalente a menos de la milésima parte de lo que genera el municipio de Veracruz. Este contraste ilustra con nitidez la profundidad de la brecha intermunicipal.

Cuadro 6. Municipios con menor participación en el ingreso manufacturero de Veracruz, 2023

Municipio	Ingreso (mdp)	Participación (%)
Las Minas	3.05	0.0002
Aguila	6.46	0.0004
San Andrés Tenejapan	10.48	0.0006
Landero y Coss	12.33	0.0007
Illamatlán	14.00	0.0008
Chiconamel	21.49	0.0013
Tancoco	21.64	0.0013
Coetzala	21.88	0.0013
Chumatlán	24.83	0.0015
Los Reyes	25.04	0.0015

Nota: mdp = millones de pesos. Fuente: Elaboración propia con base en el Sistema Automatizado de Información Censal (SAIC) de los Censos Económicos, 2023 (INEGI, 2023).

Para sintetizar la magnitud de la concentración, el Cuadro 7 reúne un conjunto de razones que relacionan grupos de municipios con su participación en el ingreso manufacturero. La lectura es contundente: un solo municipio absorbe más del 14 % del ingreso estatal; el 20 % de los municipios de mayor ingreso reúne el 90.9 %, en tanto que el 90 % restante apenas participa con el 20.2 %. En términos comparativos, un coeficiente de Gini de 0.864 se sitúa muy por encima de los valores que suelen observarse en la distribución del ingreso de los hogares (habitualmente comprendidos entre 0.3 y 0.5), lo que confirma que la desigualdad territorial de la producción manufacturera es de una intensidad notablemente superior.

Cuadro 7. Razones de concentración del ingreso manufacturero por grupos de municipios, Veracruz, 2023

Grupo de municipios	Participación en el ingreso (%)
Municipio de mayor ingreso (0.5 %)	14.19
3 municipios de mayor ingreso (1.4 %)	35.51
5 municipios de mayor ingreso (2.4 %)	46.01
10 municipios de mayor ingreso (4.7 %)	63.40
Decil superior (21 municipios, 10 %)	79.80
Quintil superior (42 municipios, 20 %)	90.90
50 % de municipios de menor ingreso	1.22
90 % de municipios de menor ingreso	20.20

Fuente: Elaboración propia con base en el Sistema Automatizado de Información Censal (SAIC) de los Censos Económicos, 2023 (INEGI, 2023).

Las medidas complementarias reunidas en el Cuadro 8 confirman y matizan el diagnóstico anterior. El ingreso municipal medio (7,895.58 mdp) supera en más de trece veces al ingreso mediano (588.97 mdp), lo que revela una distribución fuertemente sesgada hacia la derecha, en la que un pequeño grupo de municipios de altísimo ingreso eleva el promedio muy por encima del valor típico. La razón interdecílica alcanza un valor de 2,432.8, es decir, el decil de municipios de mayor ingreso concentra un monto casi dos mil quinientas veces superior al del decil de menor ingreso. Por su parte, el índice de Palma se sitúa en 124.5, una cifra extraordinariamente elevada si se considera que, en la distribución del ingreso personal, este índice rara vez supera valores de un solo dígito. En conjunto, todas las medidas apuntan en la misma dirección: la concentración del ingreso manufacturero en Veracruz es de una intensidad excepcional.

Cuadro 8. Otras medidas de concentración y dispersión del ingreso manufacturero municipal, Veracruz, 2023

Medida	Valor
Ingreso municipal medio (mdp)	7,895.58
Ingreso municipal mediano (mdp)	588.97
Razón media/mediana	13.41
Razón interdecílica (D_{10} / D_1)	2,432.8
Índice de Palma (10 % superior / 40 % inferior)	124.5
Participación del municipio de mayor ingreso (%)	14.19
Coefficiente de Gini	0.864

Nota: mdp = millones de pesos; D_1 y D_{10} = deciles inferior y superior. Fuente: Elaboración propia con base en el Sistema Automatizado de Información Censal (SAIC) de los Censos Económicos, 2023 (INEGI, 2023).

La distribución espacial de esta concentración se aprecia en la Figura 2. El mapa coroplético, en el que los municipios se clasifican por deciles de ingreso, muestra que el ingreso manufacturero se agrupa en un número reducido de municipios localizados en el corredor industrial-portuario del sur del estado (Coatzacoalcos, Minatitlán) y en el eje central y conurbado (Veracruz-Boca del Río, Xalapa, Córdoba-Orizaba), mientras que la vasta mayoría de los municipios (particularmente los de las zonas serranas y rurales del centro-occidente y del norte) registra niveles marginales de actividad manufacturera.

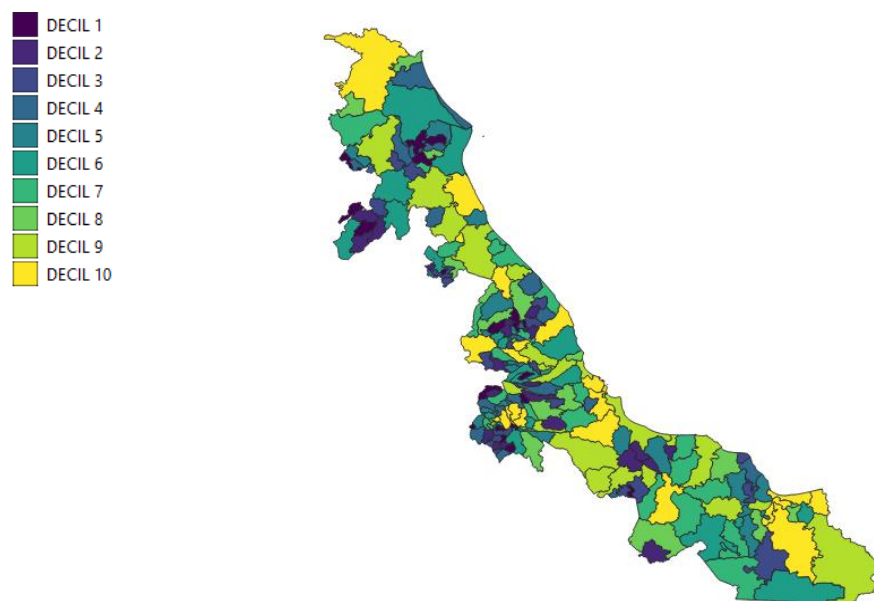


Figura 2. Distribución espacial del ingreso manufacturero por deciles de municipios del estado de Veracruz, 2023

Fuente: Elaboración propia en QGIS con base en el SAIC de los Censos Económicos, 2023 (INEGI, 2023) para el ingreso manufacturero y en el Marco Geoestadístico del Censo de Población y Vivienda 2020 (INEGI, 2020b) para la cartografía municipal.

En conjunto, los hallazgos son coherentes con el modelo centro-periferia de la nueva geografía económica (Krugman, 1991), según el cual las economías de escala y los costos de transporte inducen la aglomeración de la manufactura en unas pocas localizaciones dotadas de infraestructura portuaria, energética y de mercado. En Veracruz, la presencia de complejos petroquímicos y portuarios en el sur, junto con los polos industriales del centro, explica en buena medida esta polarización. La lógica descrita por Krugman es de carácter acumulativo: la concentración inicial de la demanda atrae nueva inversión manufacturera, la cual a su vez refuerza la demanda local, generando un círculo que profundiza las asimetrías territoriales.

Este patrón municipal reproduce, a escala subnacional, la elevada concentración económica que Esquivel (2015) ha documentado para el conjunto del país. La evidencia sugiere que el crecimiento manufacturero, lejos de difundirse de manera homogénea por el territorio, tiende a reforzar las brechas preexistentes entre un reducido grupo de municipios dinámicos y una amplia periferia rezagada. La observación de Williamson (1965) resulta pertinente en este punto: si bien la desigualdad regional puede atenuarse en fases avanzadas de desarrollo, en contextos de industrialización incompleta (como el veracruzano) predomina la fase de divergencia, en la que las disparidades se amplían.

La configuración territorial observada admite una lectura en clave de jerarquía urbano-industrial. Los municipios que encabezan la distribución no son casuales: corresponden a la conurbación Veracruz-Boca del Río (principal puerto del golfo y nodo logístico del comercio exterior), al complejo petroquímico del

sur (Coatzacoalcos-Minatitlán), a la capital administrativa (Xalapa) y a los conglomerados manufactureros del centro (Córdoba-Orizaba-Ixtaczoquitlán). Se trata, en todos los casos, de localizaciones que combinan infraestructura de transporte, disponibilidad de energía, acceso a mercados y una base histórica de industrialización. La periferia, en cambio, se compone mayoritariamente de municipios serranos y rurales cuya vocación productiva es predominantemente agropecuaria, lo que refuerza la dualidad estructural entre un núcleo industrial y una amplia periferia primaria descrita por la teoría del desarrollo desigual.

Este contraste tiene una lectura relevante para el ámbito agronómico. Buena parte de los municipios de la periferia manufacturera concentra la producción primaria que sustenta la posición de Veracruz como líder nacional en caña de azúcar y cítricos; sin embargo, el valor agregado de la transformación industrial de esas materias primas tiende a captarse en un número reducido de polos, lo que sugiere una desconexión entre las zonas productoras y los espacios donde se concentra el ingreso manufacturero. Fortalecer la agroindustria de proximidad (ingenios, empacadoras y plantas de procesamiento de cítricos localizadas en las propias regiones agrícolas) podría contribuir a retener valor en el territorio y a reducir la brecha documentada, articulando el desarrollo rural con la política industrial.

Los resultados obtenidos permiten, además, ubicar el caso veracruzano en el debate más amplio sobre la relación entre crecimiento y equidad territorial. Si bien la manufactura suele presentarse como una vía privilegiada para la generación de empleo formal y de valor agregado, la evidencia aquí reunida sugiere que, cuando esa actividad se concentra de manera tan aguda, sus beneficios difícilmente se irradian al conjunto del territorio. La coexistencia de un puñado de municipios con niveles de ingreso comparables a los de economías urbanas consolidadas y de una amplia mayoría con actividad manufacturera prácticamente inexistente configura una estructura dual, en la que el dinamismo de los polos no se traduce automáticamente en convergencia regional. Este hallazgo es coherente con la fase de divergencia descrita por Williamson (1965) y con la lógica acumulativa de la aglomeración planteada por Krugman (1991).

Conviene asimismo situar la magnitud del coeficiente obtenido en perspectiva. Un valor de 0.864 no solo es elevado en términos absolutos, sino que se aparta notablemente de los niveles de desigualdad que suelen reportarse para la distribución del ingreso de los hogares en México, habitualmente cercanos a 0.4 o 0.5. La diferencia se explica, en parte, por la naturaleza de la variable analizada: mientras que el ingreso de los hogares se distribuye entre millones de perceptores con cierto piso de subsistencia, el ingreso manufacturero se genera en establecimientos cuya localización responde a decisiones de inversión altamente selectivas. De ahí que la desigualdad territorial de la producción tienda a ser estructuralmente más profunda que la desigualdad interpersonal del ingreso, un matiz relevante para el diseño de indicadores y de políticas.

Desde el punto de vista de la política pública, la magnitud de la concentración observada plantea la necesidad de estrategias de alcance territorial. Entre ellas destacan la diversificación productiva de los municipios rezagados, el fortalecimiento de encadenamientos entre los polos industriales y sus regiones circundantes, la inversión en infraestructura y capital humano en las zonas periféricas, y una asignación del gasto público con criterios de equidad regional. Sin intervenciones de este tipo, las dinámicas de mercado tenderían, por sí solas, a perpetuar la polarización. Conviene precisar, no obstante, que el presente análisis se circunscribe al ingreso manufacturero y no incorpora otras dimensiones (empleo, productividad, carencias sociales o encadenamientos productivos) que permitirían una lectura más integral del fenómeno; asimismo, el uso del municipio como unidad de análisis puede ocultar heterogeneidades internas relevantes.

Conclusiones

El análisis cuantitativo del ingreso manufacturero en los 212 municipios de Veracruz arrojó un coeficiente de Gini de 0.864, que refleja un nivel de concentración territorial extremo. La curva de Lorenz, muy alejada de la línea de equidad perfecta, confirma que una proporción reducida de municipios concentra la mayor

parte de la actividad manufacturera: los cinco municipios más industrializados reúnen el 46.0 % del ingreso estatal y los diez primeros el 63.4 %, en tanto que el 50 % de los municipios con menor ingreso apenas participa con el 1.2 %.

Estos resultados evidencian que la desigualdad, entendida en su dimensión espacial, constituye un rasgo estructural de la economía veracruzana. La concentración observada, consistente con los patrones de aglomeración descritos por la geografía económica y con la dinámica de divergencia regional propia de la industrialización, sugiere que las fuerzas de mercado, por sí solas, tienden a profundizar las disparidades entre los municipios. El corredor industrial-portuario del sur y el eje central concentran el grueso del ingreso, mientras que las regiones serranas y rurales permanecen al margen de la actividad manufacturera.

El conjunto de medidas empleadas (coeficiente de Gini, curva de Lorenz, razones de concentración, razón interdecílica e índice de Palma) converge en un diagnóstico inequívoco: la industria manufacturera veracruzana se organiza en torno a un reducido núcleo de municipios que concentra la práctica totalidad del ingreso del sector, en contraste con una extensa periferia de vocación primaria. La consistencia entre indicadores de distinta naturaleza otorga solidez al hallazgo y sugiere que la polarización no es un artefacto de la métrica elegida, sino un rasgo estructural del territorio analizado.

Por lo anterior, se recomienda incorporar de manera explícita la dimensión territorial en el diseño de las políticas de desarrollo, orientándolas hacia la diversificación productiva, el fortalecimiento de encadenamientos y la redistribución de las oportunidades económicas entre los municipios de la entidad. Investigaciones futuras podrían complementar este diagnóstico incorporando variables de empleo, productividad, carencias sociales y encadenamientos productivos, así como análisis de autocorrelación espacial, con el fin de robustecer la comprensión de la desigualdad territorial y de sus determinantes en Veracruz.

Literatura Citada

- Esquivel Hernández, G. (2015). *Desigualdad extrema en México: concentración del poder económico y político*. Oxfam México.
- Gini, C. (1921). Measurement of inequality of incomes. *The Economic Journal*, 31(121), 124–126. <https://doi.org/10.2307/2223319>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI]. (2020a). *Censo de Población y Vivienda 2020* [Conjunto de datos]. INEGI. <https://www.inegi.org.mx/programas/ccpv/2020/>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI]. (2020b). *Marco Geoestadístico. Censo de Población y Vivienda 2020* [Conjunto de datos vectoriales]. INEGI. <https://www.inegi.org.mx/app/biblioteca/ficha.html?upc=889463807469>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía [INEGI]. (2023). *Sistema Automatizado de Información Censal (SAIC). Censos Económicos* [Base de datos]. INEGI. <https://www.inegi.org.mx/app/saic/default.html>
- Krugman, P. (1991). Increasing returns and economic geography. *Journal of Political Economy*, 99(3), 483–499. <https://doi.org/10.1086/261763>
- Lorenz, M. O. (1905). Methods of measuring the concentration of wealth. *Publications of the American Statistical Association*, 9(70), 209–219. <https://doi.org/10.2307/2276207>
- QGIS Development Team. (2024). *QGIS Geographic Information System*. Open Source Geospatial Foundation Project. <https://qgis.org/>

Williamson, J. G. (1965). Regional inequality and the process of national development: A description of the patterns. *Economic Development and Cultural Change*, 13(4, Parte 2), 1–84.
<https://doi.org/10.1086/450136>

Convergencia beta y sigma del rendimiento municipal de los berries en México, 2012–2024

Cristóbal Martín Cuevas-Alvarado¹, Manuel Vargas-Salgado², Francisco Pérez-Soto³

¹Consultor/investigador independiente. Arboledas 28, Montecillo, Texcoco, edo. de México, C.P. 56264. Email: cuevas_cristobal@hotmail.com

²Universidad Autónoma Chapingo, km 38.5 carretera México–Texcoco, Chapingo, Texcoco, Estado de México, C. P. 56230, México. Email: mvargass@chapingo.mx

³Universidad Autónoma Chapingo, km 38.5 carretera México–Texcoco, Chapingo, Texcoco, Estado de México, C. P. 56230, México. perezsotofco@gmail.com

Resumen

La expansión territorial de los berries puede acompañarse de reducción, persistencia o ampliación de las brechas municipales de rendimiento. El objetivo fue determinar si el rendimiento municipal de arándano, frambuesa, fresa y zarzamora presentó convergencia beta y sigma en México durante 2012–2024. Se utilizaron registros municipales del Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera. El rendimiento se reconstruyó como producción acumulada entre superficie cosechada acumulada (SIAP). La convergencia beta se estimó entre los promedios 2012–2014 y 2022–2024 mediante mínimos cuadrados ordinarios y errores estándar robustos tipo HC3; la convergencia sigma se evaluó con la desviación estándar anual del logaritmo del rendimiento. La muestra comparable reunió 31 municipios de arándano, 26 de frambuesa, 55 de fresa y 50 de zarzamora. Se encontró convergencia beta en arándano ($\beta = -0.0694$; $p < 0.001$) y fresa ($\beta = -0.0391$; $p < 0.001$). Las pendientes fueron negativas, pero no significativas, en frambuesa y zarzamora. Entre 2012 y 2024, la dispersión disminuyó 61.1% en arándano, 29.5% en frambuesa, 18.8% en fresa y 7.9% en zarzamora; la tendencia fue significativa en los dos primeros cultivos. Se concluye que la reducción de brechas fue heterogénea: robusta en arándano, apreciable en fresa y más débil en frambuesa y zarzamora. La expansión de municipios productores exige interpretar la convergencia como asociación descriptiva y no como efecto causal de una tecnología o política.

Palabras clave: agricultura, convergencia regional, frutillas, productividad, rendimiento.

Abstract

The territorial expansion of berry crops may be accompanied by narrower, persistent, or wider municipal yield gaps. This study examined beta and sigma convergence in municipal yields of blueberry, raspberry, strawberry, and blackberry in Mexico during 2012–2024. Municipal records from the Agricultural and Fisheries Information Service were used. Yield was reconstructed as cumulative production divided by cumulative harvested area. Beta convergence was estimated between the 2012–2014 and 2022–2024 averages using ordinary least squares and HC3 heteroskedasticity-robust standard errors; sigma convergence was assessed through the annual standard deviation of log yield. The comparable sample included 31 blueberry, 26 raspberry, 55 strawberry, and 50 blackberry municipalities. Beta convergence was found for blueberry ($\beta = -0.0694$; $p < 0.001$) and strawberry ($\beta = -0.0391$; $p < 0.001$). Raspberry and blackberry slopes were negative but statistically insignificant. From 2012 to 2024, dispersion fell by 61.1% for blueberry, 29.5% for raspberry, 18.8% for strawberry, and 7.9% for blackberry; the trend was significant for the first two crops. Yield-gap reduction was therefore heterogeneous: robust for blueberry, appreciable

for strawberry, and weaker for raspberry and blackberry. Entry of new producing municipalities requires interpreting convergence as a descriptive association rather than a causal effect of technology or policy.

Keywords: agriculture, berries, regional convergence, productivity, yield.

Introducción

Los berries, arándano, frambuesa, fresa y zarzamora, forman un conjunto de cultivos de alto valor que durante las últimas décadas amplió su presencia territorial en México. Esa expansión no implica necesariamente que los municipios produzcan con rendimientos semejantes. La incorporación de nuevas zonas, la heterogeneidad agroclimática, el material vegetal, el riego, la nutrición, el manejo fitosanitario y la agricultura protegida pueden generar trayectorias municipales diferentes. El arándano es un caso especialmente dinámico: su superficie y producción mexicanas crecieron con rapidez desde finales de la década de 2000 y su establecimiento incorporó sistemas de alta densidad, riego por goteo, sustratos y estructuras protegidas (Wu y Guan, 2021).

La convergencia permite estudiar la evolución de esas brechas. Existe convergencia beta cuando las unidades con menor nivel inicial crecen más rápidamente que las de mayor nivel inicial; empíricamente se identifica mediante una relación negativa entre crecimiento posterior y logaritmo del nivel inicial (Barro y Sala-i-Martin, 1992). Existe convergencia sigma cuando la dispersión transversal disminuye con el tiempo. Ambos conceptos son complementarios: una pendiente beta negativa es una condición de acercamiento, pero no garantiza por sí misma que la dispersión disminuya, porque choques idiosincráticos, cambios en la composición de la muestra y diferencias persistentes pueden contrarrestar el alcance (Young et al., 2008).

El enfoque se ha aplicado a productividad agrícola regional para identificar periodos de alcance y divergencia y para relacionar sus cambios con condiciones institucionales, movilidad de factores e innovación (McErlean y Wu, 2003). Su aplicación al rendimiento físico municipal de cultivos específicos aporta una lectura distinta: no mide productividad total de los factores ni rentabilidad, sino la capacidad observada de transformar superficie cosechada en volumen producido. Esta delimitación evita atribuir al indicador cambios en precios o costos, aunque exige reconocer que el rendimiento integra efectos biológicos, ambientales y tecnológicos.

La elección del periodo constituye un problema sustantivo. La fresa, zarzamora y la frambuesa ya contaban con municipios productores al inicio de la serie disponible, mientras el arándano tuvo una difusión territorial posterior. Una comparación 2003–2005 frente a 2022–2024 dejaría solamente un municipio de arándano con observaciones positivas en ambas ventanas y haría inviable su estimación. La ventana 2012–2014 conserva 31 municipios comparables de arándano y permite analizar los cuatro cultivos bajo un horizonte común de diez años entre los puntos medios de los periodos trienales.

Determinar la convergencia del rendimiento tiene utilidad para la política agrícola y la planeación territorial porque permite establecer si los municipios inicialmente rezagados están alcanzando a los de mayor productividad o si las brechas persisten. La existencia de convergencia sugeriría procesos de difusión tecnológica, aprendizaje o adaptación que podrían fortalecerse; su ausencia señalaría restricciones estructurales y la necesidad de intervenciones diferenciadas. La comparación entre cultivos permite, además, evitar que el arándano, la frambuesa, la fresa y la zarzamora sean tratados como un conjunto productivamente homogéneo.

La hipótesis central fue que los municipios con menor rendimiento inicial presentarían mayor crecimiento posterior y que, simultáneamente, disminuiría la dispersión municipal del logaritmo del rendimiento. El objetivo fue determinar si el rendimiento municipal de arándano, frambuesa, fresa y zarzamora presentó

convergencia beta y sigma en México durante 2012–2024, comparar la intensidad del proceso entre cultivos y evaluar la sensibilidad de la convergencia beta ante ventanas temporales y umbrales de superficie diferentes.

Materiales y Métodos

Fuente y unidad de análisis. Se empleó la base municipal del Sistema de Información Agroalimentaria de Consulta (SIACON), integrada por el Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera (SIAP) de la Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural. Se extrajeron los registros de arándano, frambuesa, fresa y zarzamora de 2003 a 2024. La unidad analítica fue la combinación municipio–cultivo–año. Los registros de variedades, ciclos, modalidades hídricas y tipos de agricultura se agregaron para obtener un total municipal por cultivo y año. Se conservaron observaciones con superficie cosechada y producción estrictamente positivas.

Construcción del rendimiento. No se promediaron los rendimientos reportados en renglones parciales. Para cada municipio, cultivo y año se sumaron primero la producción y la superficie cosechada; después se calculó el cociente. La misma regla se aplicó a las ventanas trienales, con lo cual los años y componentes quedaron ponderados por su superficie cosechada.

$$R_{ict} = Q_{ict} / S_{ict} \quad (1)$$

donde R_{ict} es el rendimiento del municipio i , cultivo c y año t , expresado en toneladas por hectárea ($t\ ha^{-1}$); Q_{ict} es la producción en toneladas; y S_{ict} es la superficie cosechada en hectáreas.

Convergencia beta. La especificación principal comparó el rendimiento inicial reconstruido con los acumulados de 2012–2014 y el rendimiento final con los acumulados de 2022–2024. La separación entre los puntos medios fue $T = 10$ años. Se estimó por separado cada cultivo mediante mínimos cuadrados ordinarios (MCO):

$$g_{ic} = (1/T) \ln(R_{icF} / R_{ic0}) = \alpha_c + \beta_c \ln(R_{ic0}) + \varepsilon_{ic} \quad (2)$$

donde g_{ic} es la tasa media anual de crecimiento logarítmico del rendimiento; $\bar{R}_{ic0}$ y $\bar{R}_{icF}$ son los rendimientos de las ventanas inicial y final; α_c es la constante; β_c es el coeficiente de convergencia; y ε_{ic} es el error. Un β_c negativo y estadísticamente diferente de cero indica convergencia beta absoluta dentro del cultivo. Se utilizaron errores estándar robustos ante heterocedasticidad tipo HC3, adecuados para reducir la influencia del apalancamiento en muestras transversales pequeñas.

Cuando $1 + T\beta_c$ fue positivo, la velocidad anual de convergencia se obtuvo como $\lambda_c = -\ln(1 + T\beta_c)/T$ y el tiempo de reducción a la mitad de la brecha como $\ln(2)/\lambda_c$. Estas transformaciones resumen la intensidad estimada, pero no se interpretaron como pronósticos estructurales porque el modelo es descriptivo y el horizonte es corto.

Modelo conjunto. Para contrastar diferencias entre cultivos se agrupó la muestra municipio–cultivo y se incluyeron variables indicadoras e interacciones entre cultivo y rendimiento inicial, usando fresa como categoría de referencia:

$$g_{ic} = \alpha + \beta \ln(R_{ic0}) + \Sigma \delta c D_{ic} + \Sigma \theta c [D_{ic} \ln(R_{ic0})] + \varepsilon_{ic} \quad (3)$$

donde D_{ic} identifica arándano, frambuesa o zarzamora; δc mide diferencias de intercepto respecto de fresa; y θc mide diferencias de pendiente. Se conservaron errores estándar HC3.

Convergencia sigma. Para cada cultivo y año se calculó la desviación estándar transversal del logaritmo natural del rendimiento:

$$\sigma_{ct} = DE[\ln(R_{ict})] \quad (4)$$

donde σ_{ct} es la dispersión del cultivo c en el año t y DE representa la desviación estándar entre municipios con rendimiento positivo. Una reducción de σ_{ct} indica convergencia sigma. Además del cambio entre 2012 y 2024, se estimó una tendencia lineal de σ_{ct} respecto del tiempo con errores HC3. Esta serie usa la muestra disponible cada año; por ello puede reflejar tanto cambios de rendimiento como entradas y salidas de municipios.

Pruebas de sensibilidad. La convergencia beta se reestimó con ventanas iniciales 2009–2011, 2012–2014 y 2015–2017, siempre frente a 2022–2024, y con superficies cosechadas promedio mínimas de 0, 1, 5 y 10 ha anuales en ambas ventanas. Se obtuvieron 12 especificaciones por cultivo. El procesamiento se realizó en Python 3 mediante SQLite, pandas, NumPy, SciPy y Matplotlib; los cálculos quedaron automatizados desde la extracción hasta las salidas tabulares y gráficas.

Resultados y discusión

Resultados

Cobertura y niveles de rendimiento. El panel depurado reunió 522 observaciones municipio–año de arándano, 740 de frambuesa, 1 478 de fresa y 1 212 de zarzamora entre 2003 y 2024. En todo el periodo aparecieron 69, 70, 146 y 100 municipios, respectivamente; sin embargo, la comparación principal exigió presencia positiva en ambas ventanas y quedó integrada por 162 observaciones municipio–cultivo. La diferencia entre cobertura total y cohorte comparable confirma que la geografía productiva fue móvil, especialmente en arándano (Cuadro 1).

Cuadro 1. Rendimiento de la cohorte municipal comparable, 2012–2014 y 2022–2024

Cultivo	Municipios	Media inicial	Media final	Mediana inicial	Mediana final
Arándano	31	7.26	13.64	6.32	13.83
Frambuesa	26	10.41	15.07	11.90	15.02
Fresa	55	28.05	36.74	21.04	30.47
Zarzamora	50	10.38	15.64	9.75	14.34

Fuente: elaboración propia con datos del SIACON–SIAP. Rendimientos en t ha⁻¹.

Los promedios simples de la cohorte no sustituyen las pruebas de convergencia: una media puede aumentar sin que disminuyan las brechas, y un cultivo puede mostrar alcance aun cuando su promedio crezca poco. La regresión relaciona el crecimiento de cada municipio con su posición inicial y permite distinguir esos procesos.

Convergencia beta. Las pendientes fueron negativas en los cuatro cultivos, pero solamente arándano y fresa presentaron evidencia estadística en la especificación principal (Cuadro 2). En arándano, $\beta = -0.0694$ ($p < 0.001$) y el modelo explicó 67.0% de la variación transversal del crecimiento. La velocidad transformada fue 11.85% anual y la reducción a la mitad de la brecha se estimó en 5.85 años. En fresa, $\beta = -0.0391$ ($p < 0.001$), $R^2 = 0.261$ y la velocidad fue 4.95% anual. Los municipios freseros inicialmente rezagados crecieron más rápidamente, aunque el alcance fue menos intenso que en arándano.

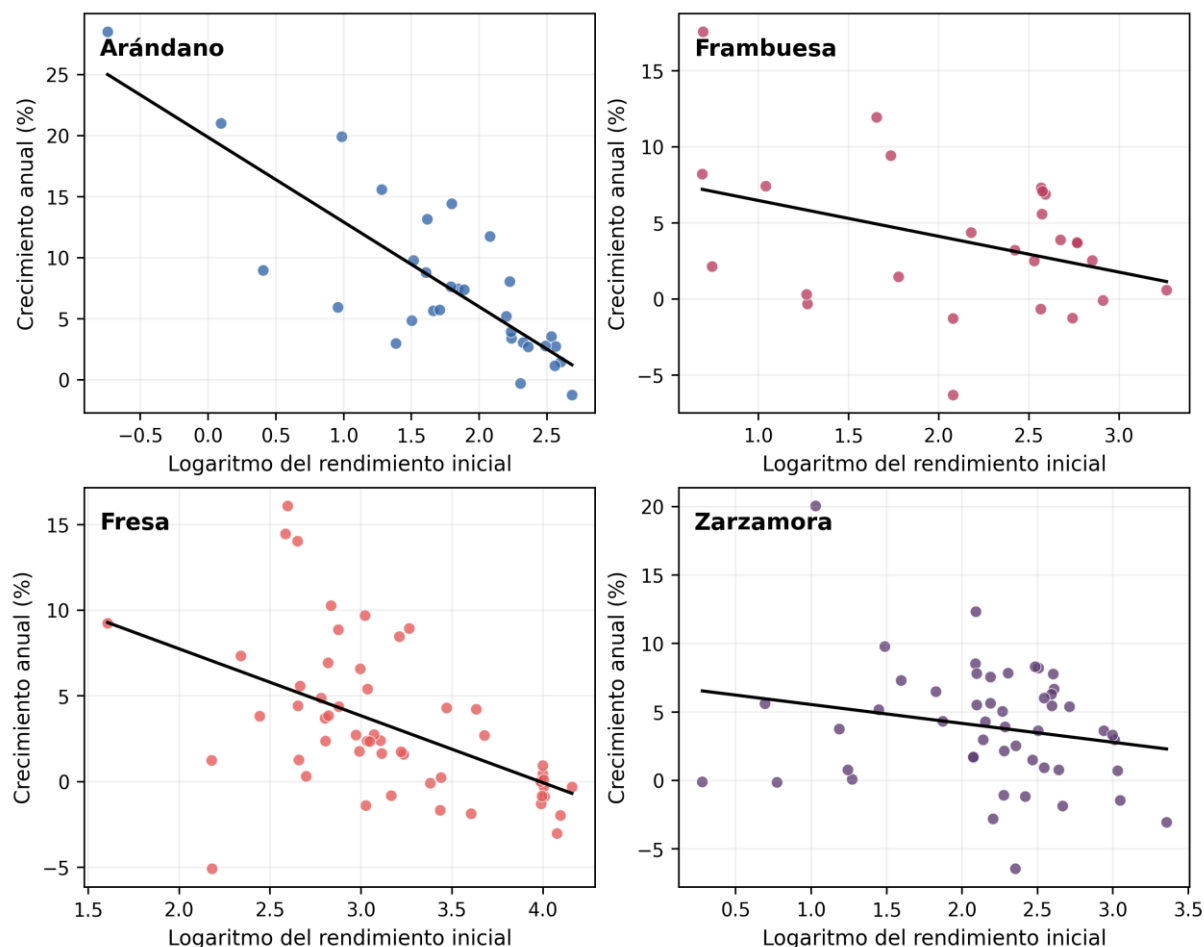
Cuadro 2. Convergencia beta del rendimiento municipal por cultivo

Cultivo	n	β	EE HC3	p	R ²	Velocidad (% anual)
Arándano	31	-0.0694	0.0117	<0.001	0.670	11.85
Frambuesa	26	-0.0235	0.0156	0.143	0.134	2.68
Fresa	55	-0.0391	0.0099	<0.001	0.261	4.95
Zarzamora	50	-0.0138	0.0140	0.330	0.041	1.48

Fuente: elaboración propia. Variable dependiente: crecimiento logarítmico anual entre 2012–2014 y 2022–2024. EE HC3 = error estándar robusto tipo HC3.

Frambuesa ($\beta = -0.0235$; $p = 0.143$) y zarzamora ($\beta = -0.0138$; $p = 0.330$) mostraron el signo esperado, pero la evidencia fue insuficiente para rechazar ausencia de convergencia beta. No procede afirmar divergencia: las pendientes no fueron positivas; el resultado correcto es convergencia no demostrada bajo la especificación principal. La menor muestra de frambuesa y la dispersión de sus trayectorias redujeron la precisión, mientras la pendiente cercana a cero de zarzamora indica persistencia de diferencias municipales.

Figura 1. Rendimiento inicial y crecimiento posterior de los berries, 2012–2024



Fuente: elaboración propia con datos del SIACON–SIAP. Cada punto representa un municipio; la línea corresponde al ajuste por MCO.

El modelo conjunto confirmó que la pendiente de fresa fue negativa. La interacción arándano–rendimiento inicial fue -0.0304 y quedó en el límite convencional de significancia ($p = 0.050$), lo que sugiere un alcance más intenso que en fresa. Las interacciones de frambuesa ($p = 0.402$) y zarzamora ($p = 0.143$) no demostraron diferencias de pendiente respecto de fresa. Esta comparación debe leerse junto con los modelos separados, pues el error agrupado y la heterogeneidad entre cultivos modifican la precisión.

Convergencia sigma. La dispersión descendió entre 2012 y 2024 en los cuatro cultivos (Cuadro 3 y Figura 2). Arándano tuvo la reducción más marcada: σ pasó de 1.233 a 0.480, equivalente a 61.1%. La pendiente anual de -0.0504 fue significativa ($p = 0.021$). El resultado coincide con su fuerte convergencia beta y muestra que el alcance de los municipios inicialmente rezagados se acompañó de una compresión efectiva de la distribución.

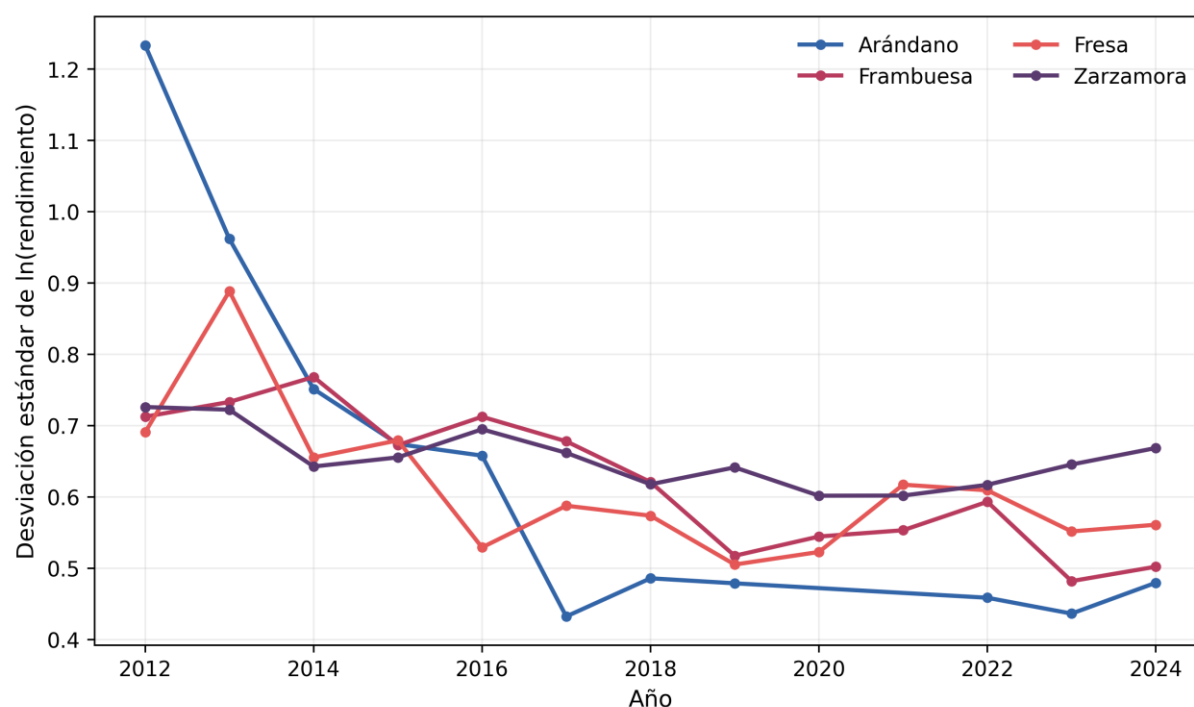
Cuadro 3. Convergencia sigma del rendimiento municipal, 2012–2024

Cultivo	σ 2012	σ 2024	Cambio (%)	Pendiente anual	p
Arándano	1.233	0.480	-61.1	-0.0504	0.021
Frambuesa	0.712	0.502	-29.5	-0.0224	<0.001
Fresa	0.691	0.561	-18.8	-0.0161	0.059
Zarzamora	0.726	0.668	-7.9	-0.0066	0.090

Fuente: elaboración propia. σ = desviación estándar del logaritmo natural del rendimiento municipal; p corresponde a la tendencia lineal con errores HC3.

Frambuesa redujo su dispersión 29.5% y presentó una tendencia descendente significativa ($p < 0.001$), aunque su beta principal no alcanzó significancia. No existe contradicción: beta y sigma responden preguntas diferentes, y la composición anual de municipios puede influir en sigma (Young et al., 2008). Fresa redujo σ en 18.8%; su tendencia quedó marginalmente fuera de 5% ($p = 0.059$), pese a la evidencia beta. Zarzamora mostró la menor reducción, 7.9%, con tendencia no significativa ($p = 0.090$), consistente con brechas persistentes.

Figura 2. Dispersión anual del rendimiento municipal de los berries, 2012–2024



Fuente: elaboración propia con datos del SIACON–SIAP.

Sensibilidad. Arándano conservó una pendiente negativa y significativa en 10 de 12 especificaciones; fresa lo hizo en ocho. La evidencia de frambuesa apareció en cuatro escenarios y la de zarzamora solamente en uno. Los resultados de arándano y fresa fueron, por tanto, los más robustos. Sin embargo, la ventana 2015–2017 debilitó la evidencia de fresa, lo cual indica que gran parte de su alcance ocurrió antes o que un horizonte de siete años entre puntos medios fue insuficiente para identificarlo con precisión.

Cuadro 4. Síntesis de las pruebas de sensibilidad de convergencia beta

Cultivo	β mínimo	β máximo	Negativa significativa y	Rango de n
Arándano	-0.0798	-0.0502	10 de 12	6–44
Frambuesa	-0.0979	-0.0138	4 de 12	11–38
Fresa	-0.0516	-0.0085	8 de 12	35–69
Zarzamora	-0.0460	-0.0126	1 de 12	29–56

Fuente: elaboración propia. Combinaciones de tres ventanas iniciales y cuatro umbrales de superficie.

Discusión

Los resultados rechazan la idea de un proceso uniforme para el conjunto de berries. Esta heterogeneidad coincide con la evidencia agrícola internacional: Gong (2020), al estudiar provincias, condados y productos agrícolas, encontró que la mayoría de los productos no convergió y mostró que el alcance depende de condiciones como riego, educación, inversión pública y transformación estructural. En consecuencia, que los cuatro cultivos pertenezcan a una misma categoría comercial no implica que compartan tecnologías, estados estacionarios o velocidades de ajuste.

El patrón del arándano es compatible con una industria joven que difundió paquetes tecnológicos relativamente homogéneos. Los sistemas alternativos combinan estructuras protegidas, altas densidades, producción en contenedores, sustratos, manejo de hoja perenne y control preciso de agua y nutrientes (Fang et al., 2020). En México, la expansión incorporó riego por goteo, fertirrigación, cultivo en maceta y macrotúneles (Wu y Guan, 2021). Esta difusión puede facilitar que municipios de menor rendimiento adopten prácticas cercanas a las de los líderes. Sin embargo, la compatibilidad no demuestra causalidad: faltan variables municipales sobre edad de plantaciones, variedades, adopción tecnológica, capital y capacidad técnica.

La fuerte reducción sigma del arándano debe interpretarse también frente a su entrada reciente. Cuando un cultivo se expande desde pocos productores pioneros hacia una base más amplia, los municipios nuevos pueden comenzar con tecnologías estandarizadas y modificar rápidamente la distribución. Por ello, la ventana común de 2012–2014 mejora la comparabilidad, pero no elimina por completo los efectos de selección. El contraste con ventanas y superficies mínimas mostró que el signo negativo fue persistente, lo cual refuerza el hallazgo sin convertirlo en una estimación causal.

En fresa, la convergencia beta coexistió con una reducción sigma moderada. La fresa combina una base productiva antigua, regiones especializadas y sistemas tecnológicos distintos. En Zamora y Jacona, la agricultura protegida aumentó hasta representar 93% de la superficie de berries en 2024, mientras la zarzamora continuó mayoritariamente a cielo abierto (Villaseñor-Reyes y Solórzano, 2026). Esa coexistencia ayuda a explicar por qué municipios rezagados pueden crecer con rapidez sin que desaparezca toda la dispersión.

La evidencia agronómica confirma que el rendimiento de fresa responde a factores que varían entre municipios y años. Una reducción de 40% del suministro de agua disminuyó el rendimiento de cultivares evaluados, mientras una reducción de 20% produjo resultados cercanos al manejo completo (Marcellini et al., 2022). La dosis temprana de nitrógeno también modifica crecimiento, rendimiento y calidad (Agehara, 2021); la salinidad afecta diferencialmente el crecimiento y la respuesta de cultivares (Denaxa et al., 2022); y deficiencias de calcio, azufre, zinc y cobre pueden limitar la productividad comercial (Osvalde et al., 2023). Los bioestimulantes también actúan mediante mecanismos físicos, químicos y biológicos cuya

respuesta depende del ambiente y el manejo (Garza-Alonso *et al.*, 2022). Por tanto, la dispersión residual no debe atribuirse a un solo componente tecnológico.

La frambuesa mostró convergencia sigma significativa, pero beta no significativa. Este resultado no es contradictorio: beta describe si el crecimiento se relaciona inversamente con el nivel inicial, mientras sigma registra la compresión total de la distribución; beta es necesaria, pero no suficiente para sigma y ambas medidas pueden diferir ante choques y cambios de composición (Young *et al.*, 2008). La muestra reducida de frambuesa disminuyó además la potencia estadística de la regresión transversal.

En zarzamora, las dos señales fueron débiles. Los estudios varietales muestran que frambuesa y zarzamora responden de manera diferente a clima, crecimiento vegetativo y tecnología, aun bajo condiciones compartidas (Pruteanu *et al.*, 2025). La heterogeneidad de variedades, edades de plantación y sistemas de conducción puede sostener rendimientos municipales diferentes. Este resultado concuerda con la noción de convergencia condicional: unidades con estructuras distintas pueden dirigirse a estados estacionarios propios y no a un nivel común (Barro y Sala-i-Martin, 1992; McErlean y Wu, 2003).

En términos territoriales, los resultados sugieren que las políticas no deberían tratar a los berries como un bloque homogéneo. En arándano y fresa, la difusión de manejo, material vegetal y asistencia técnica hacia municipios rezagados podría consolidar el alcance. En frambuesa y zarzamora, primero sería necesario identificar clubes productivos y restricciones específicas. La disponibilidad y eficiencia del agua son especialmente relevantes porque la expansión de agricultura protegida modifica espacialmente la demanda hídrica y exige mejor monitoreo (Villaseñor-Reyes y Solórzano, 2026).

Desde una perspectiva aplicada, la convergencia observada en arándano y fresa indica que parte de los municipios inicialmente rezagados logró aumentar su rendimiento con mayor rapidez que los líderes. El siguiente paso no consiste únicamente en reconocer el acercamiento, sino en identificar los mecanismos que lo hicieron posible y determinar si pueden transferirse a otros territorios. En frambuesa y, especialmente, en zarzamora, la evidencia más débil advierte que la expansión del cultivo no garantiza por sí misma la reducción de las brechas. Estos resultados justifican estrategias específicas por cultivo y municipio, orientadas a riego, material vegetal, nutrición, asistencia técnica y agricultura protegida.

El alcance del estudio es descriptivo. Primero, el rendimiento es una productividad parcial: no incorpora trabajo, capital, insumos, calidad ni costos. Segundo, los promedios trienales atenúan fluctuaciones, pero no eliminan errores de medición ni choques climáticos. Tercero, la cohorte balanceada de beta excluye municipios que entraron después de 2014 o salieron antes de 2022, mientras sigma usa la composición disponible anualmente. Cuarto, la convergencia absoluta supone un estado estacionario común dentro de cada cultivo; si existen clubes tecnológicos o agroclimáticos, un modelo condicional o espacial constituye la extensión necesaria.

Conclusiones

El rendimiento municipal de los berries no siguió un único proceso de convergencia en México durante 2012–2024. La hipótesis central recibió respaldo completo en arándano, que presentó convergencia beta robusta y una reducción sigma amplia y significativa.

La fresa presentó convergencia beta y una disminución de la dispersión, aunque la tendencia sigma fue marginal al nivel de 5%. La evidencia indica alcance de municipios inicialmente rezagados, pero no homogeneización completa de rendimientos.

En frambuesa, la convergencia sigma fue significativa, pero la beta principal no lo fue; en zarzamora, ninguno de los dos criterios produjo evidencia sólida. Por ello, no debe generalizarse una convergencia conjunta de los cuatro cultivos.

La ventana 2012–2014 resolvió la escasez de una cohorte inicial de arándano y permitió la comparación común, pero la entrada de nuevos municipios sigue siendo una limitación sustantiva. Los resultados justifican una etapa posterior con convergencia condicional, clubes y dependencia espacial, incorporando agricultura protegida, riego, clima y escala productiva.

Literatura Citada

Revistas

- Agehara, S. (2021). Characterizing early-season nitrogen fertilization rate effects on growth, yield, and quality of strawberry. *Agronomy*, 11(5), 905. <https://doi.org/10.3390/agronomy11050905>
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. *Journal of Political Economy*, 100(2), 223–251. <https://doi.org/10.1086/261816>
- Denaxa, N.-K., Nomikou, A., Malamos, N., Liveri, E., Roussos, P. A., & Papasotiropoulos, V. (2022). Salinity effect on plant growth parameters and fruit bioactive compounds of two strawberry cultivars, coupled with environmental conditions monitoring. *Agronomy*, 12(10), 2279. <https://doi.org/10.3390/agronomy12102279>
- Fang, Y., Nunez, G. H., Neves da Silva, M., Phillips, D. A., & Munoz, P. R. (2020). A review for southern highbush blueberry alternative production systems. *Agronomy*, 10(10), 1531. <https://doi.org/10.3390/agronomy10101531>
- Garza-Alonso, C. A., Olivares-Sáenz, E., González-Morales, S., Cabrera-De la Fuente, M., Juárez-Maldonado, A., González-Fuentes, J. A., Tortella, G., Valdés-Caballero, M. V., & Benavides-Mendoza, A. (2022). Strawberry biostimulation: From mechanisms of action to plant growth and fruit quality. *Plants*, 11(24), 3463. <https://doi.org/10.3390/plants11243463>
- Gong, B. (2020). Agricultural productivity convergence in China. *China Economic Review*, 60, 101423. <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2020.101423>
- Marcellini, M., Mazzoni, L., Raffaelli, D., Pergolotti, V., Balducci, F., Capocasa, F., & Mezzetti, B. (2022). Evaluation of single-cropping under reduced water supply in strawberry cultivation. *Agronomy*, 12(6), 1396. <https://doi.org/10.3390/agronomy12061396>
- McErlean, S., & Wu, Z. (2003). Regional agricultural labour productivity convergence in China. *Food Policy*, 28(3), 237–252. [https://doi.org/10.1016/S0306-9192\(03\)00035-6](https://doi.org/10.1016/S0306-9192(03)00035-6)
- Osvalde, A., Karlsons, A., Cekstere, G., & Āboliņa, L. (2023). Leaf nutrient status of commercially grown strawberries in Latvia, 2014–2022: A possible yield-limiting factor. *Plants*, 12(4), 945. <https://doi.org/10.3390/plants12040945>
- Pruteanu, A., Constantin, G. A., Vanghele, N. A., & Vlăduț, V. (2025). Evaluation of growth and production parameters of raspberries and blackberries cultivated in Romania. *Horticulturae*, 11(4), 369. <https://doi.org/10.3390/horticulturae11040369>
- Villaseñor-Reyes, C. I., & Solórzano, J. V. (2026). Spatiotemporal mapping of protected agriculture and its impacts on water consumption. *Applied Geomatics*, 18, 60. <https://doi.org/10.1007/s12518-026-00710-5>
- Young, A. T., Higgins, M. J., & Levy, D. (2008). Sigma convergence versus beta convergence: Evidence from U.S. county-level data. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(5), 1083–1093. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2008.00148.x>

Referencias electrónicas

Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera (SIAP). (2026). Producción agrícola: SIACON, datos abiertos y cierre agrícola. Secretaría de Agricultura y Desarrollo Rural. <https://www.gob.mx/agricultura/dgsiap/acciones-y-programas/produccion-agricola-404122> [Consulta: 13 de agosto de 2026].

United States Department of Agriculture, Foreign Agricultural Service (USDA-FAS). (2025). Berry annual voluntary: Mexico. https://apps.fas.usda.gov/newgainapi/api/Report/DownloadReportByFileName?fileName=Berry+Annual+Voluntary_Guadalajara_Mexico_MX2025-0005.pdf [Consulta: 13 de agosto de 2026].

Wu, F., & Guan, Z. (2021). An overview of the Mexican blueberry industry (FE1106). University of Florida, Institute of Food and Agricultural Sciences Extension. <https://ask.ifas.ufl.edu/publication/FE1106> [Consulta: 13 de agosto de 2026].

Uso eficiente del agua en la agricultura: caso: acuífero Huichapan-Tecozautla, Hidalgo.

Jenny Virgilio León*¹, Antonio Aguilar López¹, Miriam Edith Pérez Romero¹

***jvirgilio@iteshu.edu.mx**

Resumen:

El agua es un recurso natural esencial para la humanidad, necesario para superar la pobreza y el hambre, y representa un insumo cada vez más escaso para la producción de alimentos. El acuífero Huichapan-Tecozautla, cuenta con disponibilidad de agua y superficie agrícola de riego para la producción de alimentos. El objetivo de la presente investigación es determinar el patrón óptimo de cultivos en el acuífero Huichapan-Tecozautla. Se usó un modelo empírico de programación lineal que maximiza el ingreso neto de los productores y está sujeto a restricciones de tierra, mano de obra y agua. Los datos usados corresponden al ciclo agrícola 2023. Las actividades recomendadas para el uso eficiente del agua son: en OI maíz, tomate rojo, calabacita, tomate y chile verde; y en PV maíz, frijol, calabacita, tomate rojo y chile verde. En la región tiene la capacidad producir más alimentos y obtener mayor ingreso, si se hace una asignación óptima de los recursos.

Palabras clave: programación lineal, agua, agricultura.

Abstract

Water is an essential natural resource for humanity, necessary to overcome poverty and hunger, and it represents an increasingly scarce input for food production. The Huichapan-Tecozautla aquifer has water availability and irrigated agricultural land for food production. The objective of this research is to determine the optimal crop pattern in the Huichapan-Tecozautla aquifer. An empirical linear programming model was used that maximizes the net income of producers and is subject to land, labor, and water constraints. The data used correspond to the 2023 agricultural cycle. The recommended activities for efficient water use are: in OI maize, red tomato, zucchini, tomato, and green chili; and in PV maize, beans, zucchini, red tomato, and green chili. The region has the capacity to produce more food and obtain higher income if an optimal allocation of resources is made.

Keywords: *linear programming, water, agriculture.*

Introducción

El agua es un elemento esencial para superar la pobreza y el hambre; lo es también para aumentar la producción de alimentos, lograr la sustentabilidad y mejorar las condiciones de vida de la sociedad, tanto en el campo como en las ciudades (IICA, 2017). A nivel mundial, la agricultura consume 70 % del agua dulce que se extrae anualmente en el mundo, la industria 22 %, el consumo humano 8 %. El tema del agua dulce, ante incrementos en la población y por consiguiente necesidades de salud, educación y empleo, se ha vuelto cada vez más escaso hasta convertirse en un asunto de seguridad nacional (IICA, 2017).

Una problemática a nivel nacional es alcanzar la soberanía alimentaria, para ello es necesario mejorar el uso del agua en la agricultura. El agua es un insumo indispensable para la producción de alimentos, en especial en la región del semi-desierto del estado de Hidalgo, en donde el agua para uso agrícola proviene del subterráneo y de la superficie. La disponibilidad de agua hace que sea posible la producción de alimentos en la región en todo el año, siendo un recurso de gran ayuda en periodos de poca precipitación pluvial.

El uso de aguas subterráneas en la agricultura está aumentando tanto en términos absolutos como en porcentaje del riego total. En algunos lugares conduce a concentraciones de usuarios que explotan los recursos subterráneos a tasas superiores a la recarga de agua subterránea (IICA, 2017). En México se extraen 88.8 mil millones de m³ al año, de los cuales 75.7 % es para uso agrícola; 9.6 % uso industrial y 14.7 % uso abastecimiento público (CONAGUA, 2024).. En el país se cultivan 26.7 millones de hectáreas, de las cuales 6.5 millones de hectáreas son de riego (25 % de la superficie cultivada). A nivel nacional, el grado de presión sobre los recursos hídricos es de 19 %, mientras que en el estado de Hidalgo es de 32 % (CONAGUA, 2024).

El acuífero Huichapan-Tecoautla, definido con clave 1307 por la Comisión Nacional del Agua, se localiza en la porción centro occidental del estado de Hidalgo, entre los paralelos 20° 08' y 20° 40' de latitud norte y los meridianos 99° 28' y 99° 52' de longitud oeste, tiene una superficie aproximada de 1 459 km². Pertenece al Organismo de Cuenca IX “Golfo Norte”, al Consejo de Cuenca “Río Pánuco” y es jurisdicción territorial de la Dirección Local en el estado de Hidalgo. Su territorio se encontraba parcialmente vedado desde el 11 de febrero de 1956, esta veda, se clasifica como tipo III (la capacidad de los mantos acuíferos permitía extracciones limitadas para usos domésticos, industriales, de riego y otros); la porción restante no rige ningún decreto de veda de aguas subterráneas, está sujeta a las disposiciones del “Acuerdo general por el que se suspende provisionalmente el libre alumbramiento en las porciones no vedadas, no reglamentadas o no sujetas a reserva de los 21 acuíferos que se indican” (CONAGUA, 2026 y 2019). De acuerdo con la Ley Federal de Derechos en Materia de Agua 2024, el acuífero se clasificó como zona de disponibilidad 3 (Conagua 2024).

El acuífero, en mayor proporción, tiene el clima seco o estepario con lluvias en verano e invierno seco, la temperatura media anual es de 15.46 °C, la precipitación de 524 mm y la evaporación potencial de 1 585 mm. Los periodos de lluvia son dos: de junio a septiembre cuando se registran los valores más altos; y de noviembre a febrero con valores más bajos.

La profundidad al nivel estático en el año 2023 presentó valores que varían de 60 a 300 m, de manera general se incrementan desde el valle de Tecozautla, ubicado en el extremo norte del acuífero, hacia el sur y hacia las estribaciones de las sierras que delimitan los valles, conforme se asciende topográficamente. La dirección preferencial del flujo subterráneo es de sur a norte, con alimentaciones provenientes de los flancos oriental y occidental, paralela a la dirección de escurrimiento superficial. La configuración de evolución del nivel estático para el periodo 2006-2023 registró valores de abatimiento en la zona de explotación del valle de Tecozautla que varían de 5 a 10 m, con valores locales de 15 m, que representan abatimientos de 0.3 a 0.9 m anuales. Los mayores abatimientos, de 0.5 a 0.9 m anuales, se presentan de manera local en la zona agrícola, entre los poblados de La Mesilla y Gandhó, disminuyendo gradualmente hacia las estribaciones de las sierras, hasta desaparecer (CONAGUA, 2019).

En 2011 registraron un total de 185 obras que aprovechan el agua subterránea: 161 pozos y 24 manantiales, de las cuales 91 se utilizan para la agricultura, 57 para abastecimiento de agua potable a los centros de población, 4 para uso pecuario-doméstico, 3 para uso industrial, 2 para servicios y 28 para uso múltiple. El volumen total de extracción por bombeo calculado ese año es de 48.9 hm³, de los cuales 6.2 hm³ (12.7 %) se destinan al uso público-urbano, 41.9 hm³ (85.7 %) para uso agrícola, 0.4 hm³ (0.8 %) para uso doméstico, y 0.4 hm³ (0.8%) para uso industrial. De los 24 manantiales se descarga un caudal conjunto de 155 lps, que representan 4.9 hm³ anuales, 3.9 hm³ (79.6 %) se utiliza para uso público-urbano, y 1.0 hm³ (20.4 %) para servicios [4].

La recarga total que recibe el acuífero Huichapan-Tecozautla ocurre por tres procesos naturales: 1) recarga vertical por infiltración de agua de lluvia que se precipita en el valle y a lo largo de los ríos principales; 2) por recarga de flujo horizontal subterráneo proviene de zonas montañosas contiguas; y 3) de manera incidental, la infiltración de los excedentes del agua destinada al uso agrícola, del agua residual de las descargas urbanas y de las pérdidas en las redes de distribución de agua potable (Conagua, 2024).

La descarga del acuífero ocurre de manera artificial por bombeo y en forma natural a través de manantiales; el volumen de extracción por bombeo es de 48.9 hm³/año y a través de manantiales es de 4.9 hm³/año (Conagua, 2024). Se tiene un volumen de aguas subterránea de 21.7 y superficial de 29.4 en millones de m³ anuales (Conagua, 2025).

Para hacer la valoración del agua en la agricultura, se han realizado varios estudios usando diferentes métodos: precios de mercado, precios hedónicos, valoración contingente, cambio de productividad, método del valor residual y programación lineal (Boirivant, 2009; Lizana Flores et al, 2017; y Flores Lazaro et al, 2017)]. La programación lineal ha sido utilizada en las pequeñas y medianas empresas para minimizar costos y maximizar ingresos, así como también, para mejorar la toma de decisiones. Se han usado en modelos de dieta, costos de transporte, planeación y rotación de los cultivos (Boirivant, 2009).

Godínez-Montoya *et al.* 2007, estimaron el valor económico del agua para riego de bombeo y gravedad mediante un modelo de programación lineal que asigna mano de obra, tierra y agua, y una función de producción que relaciona el beneficio neto de la producción agrícola con el volumen de agua de bombeo y gravedad. Por su parte Zetina-Espinosa *et al.*, propusieron un esquema óptimo de cultivos en el Distrito de Riego 044 en Jilotepec, Estado de México y estimaron el valor económico del agua en siete diferentes escenarios (Zetina-Espinosa, *et al.*, 2013). Así también, Martínez-Luna *et al.*, (2021) determinaron el patrón óptimo de cultivos en el Distrito de Riego 100 Alfajayucan Hidalgo y estimaron el precio económico del agua en distintos escenarios.

En la superficie agrícola del acuífero Huichapan-Tecoautla, **se produce:** maíz grano (*Zea mays* L.), calabacita (*Cucurbita pepo* L.), frijol (*Phaseolus vulgaris* L.), tomate rojo (*Lycopersicon esculentum* L.), tomate verde (*Physalis ixocarpa*), ejote (*Phaseolus vulgaris* L.), pepino (*Cucumis sativus* L.), chile verde (*Capsicum annuum* L.), cebolla (*Allium cepa* L.), ajo (*Allium sativum* L.), cacahuete (*Arachis hypogaea* L.) y repollo (*Brassica oleracea* L.), además de cultivos perenes como la alfalfa (*Medicago sativa* M.), guayaba (*Psidium guajava* L.), durazno (*Prunus persica* L.), aguacate (*Persea americana* Mill), nuez (*Juglans regia* L.) y granada (*Punica granatum* L.) (siap, 2023). La actividad agrícola es importante ya que se siembran alrededor de 11 500 ha con un valor de \$709 930 miles de pesos y absorbe 37 % de la población económicamente activa, frecuentemente los productores enfrentan bajos precios de sus productos, lo cual afecta negativamente sus ingresos. Aunado a esto, cada vez existe más presión por hacer un uso eficiente del agua, debido al cambio climático (en la región se ha percibido con mayor temperatura y menos precipitación) que afecta los patrones de disponibilidad de agua.

El objetivo de la presente investigación determinar el patrón óptimo de cultivos en el Acuífero Huichapan Tecoautla, con la finalidad de dar recomendaciones de política que contribuyan a la toma de decisiones orientadas a mejorar el ingreso de los productores del acuífero 1307 ubicado en la región suroeste del estado de Hidalgo.

Materiales y Métodos

Teoría microeconómica y oferta agrícola

El estudio se enmarca en la teoría microeconómica la cual estudia las decisiones que toman las familias, las empresas y el gobierno. En este caso, la teoría de la producción indica la forma en como los recursos se transforman en bienes de la forma más eficiente. La conducta de maximización de los beneficios al menor costo posible es un supuesto fundamental, en la mayoría de los análisis económicos (Pindyck y Rubinfeld, 2015).

La programación lineal es una técnica cuantitativa que normalmente se emplea problemas relacionados con la asignación de recursos. Un problema de asignación de recursos estriba en encontrar la distribución de un conjunto de recursos disponibles, entre actividades

interdependientes que compiten por ellos para alcanzar el objetivo (García-Salazar, 2015). Es un método matemático de resolución de problemas donde el objetivo es optimizar (maximizar o minimizar) un resultado a partir de seleccionar los valores de un conjunto de variables de decisión, respetando las restricciones correspondientes a disponibilidad de recursos, especificaciones técnicas, u otras condicionantes que limitan la libertad de elección (Boirivant, 2009). En la programación lineal la función objetivo es lineal. Las restricciones son lineales, son desigualdades y establecen los límites de los recursos. El conjunto de las restricciones de no negatividad establece que las variables de decisión no pueden tomar números negativos (García-Salazar, 2015). Los supuestos de la programación lineal son linealidad, aditividad, divisibilidad, certidumbre y proporcionalidad (García-Salazar, 2015).

Dualidad. Para cada problema de maximización corresponde un problema recíproco de minimización. Al problema lineal original se le denomina *primal* y al problema recíproco del primal se le llama *dual*.

La Programación lineal se ocupa como soporte para la toma de decisiones por los agentes económico, en este caso los productores para seleccionar la mejor alternativa de acción. La *analítica* es el proceso científico de transformar los datos en conocimiento para la toma de decisiones (Hillier y Lieberman, 2015).

2.1. Formulación del modelo

La forma matemática del modelo es la siguiente:

$$\text{Max } Z = \sum_{j=1}^n c_j x_j$$

Sujeto a:

$$\sum_{i=1}^m a_{ij} x_j \leq b_i$$

$$x_j \geq 0$$

donde: Z es la función objetivo lineal, x_j es el j -ésimo cultivo, c_j representa el precio neto del j -ésimo cultivo, a_{ij} es la cantidad de recurso i que se requiere para producir una unidad del cultivo j , y b_i es la cantidad disponible del i -ésimo recurso.

2.2. Empíricamente

Se usó un modelo de programación lineal que maximiza el ingreso neto de los productores sujeto a restricciones de tierra, mano de obra y agua.

Variables (actividades seleccionadas). Para el modelo se consideraron cultivos de otoño invierno (tomate rojo, calabacita, tomate verde, maíz grano, frijol, ejote, chile verde y pepino); de primavera

verano (maíz grano, frijol, calabacita, tomate verde, tomate rojo, ejote, pepino y chile verde); y perene (alfalfa) **Cuadro 1.**

Cuadro 2. Actividades agrícolas.

Otoño-Invierno (OI)		Primavera- Verano (PV)		Perene	
X1	Tomate rojo	X9	Maíz grano	X17	Alfalfa
X2	Calabacita	X10	Frijol		
X3	Tomate verde	X11	Calabacita		
X4	Maíz grano	X12	Tomate verde		
X5	Frijol	X13	Tomate rojo		
X6	Ejote	X14	Ejote		
X7	Chile	X15	Pepino		
X8	Pepino	X16	Chile		

El **precio neto** de cada actividad se calculó con la diferencia entre el ingreso bruto generado por cada cultivo y el costo de producción cada ciclo.

$$c_i = R_i * P_i - C_i$$

donde c_i representa el precio neto, R_i el rendimiento por hectárea del cultivo i , P_i el precio medio rural del cultivo i y C_i el costo de producción del cultivo i .

Rendimiento (R_i). Se refiere a la producción obtenida en toneladas por unidad de superficie de un producto, en este caso una hectárea.

Costo de producción (C_i). Incluye los conceptos de preparación del suelo (riego, barbecho, rastreo, surcado, cultivo); siembra (semillas, flete de semilla); riego (cuota de riego, pago a regador); fertilización (flete de fertilizante, urea, superfosfato de calcio triple, foliar biofertilizante, potasio y aplicación); control de malezas (quelites-pasto-chayotillo-otros, escarda, deshierbes y aplicación); control de plagas y enfermedades (trips, aplicación de insecticida, costo de insecticidas, aplicación de fungicidas, y otros); y cosecha (recolección del producto, acarreo, limpia del producto y otros), Díaz (2024). Cabe resaltar que en el costo está considerado el pago de la mano de obra. La información se obtuvo de los costos del paquete tecnológico de los cultivos, proporcionada por el DDR Huichapan.

Restricciones. La función de objetivo se sujetó a restricciones de agua, tierra, mano de obra, además de restricciones de producción y de no negatividad. **Tierra**, se contempló la superficie de riego sembrada (ha) en el acuífero (Huichapan, Nopala y Tecozautla, en 2023 (SIAP, 2024). **Agua**, se tiene un volumen de aguas subterránea de 21.7 y superficial de 29.4 en millones de m^3 anuales (CONAGUA, 2025). **Mano de obra**, se estableció de acuerdo con la PEA que trabaja en sector primario (INEGI, 2022).

Se establecieron **restricciones** referidas a la estructura de la producción, considerando como máximo las superficies sembradas con cultivos básicos y como mínimo las superficies sembradas con cultivos hortícolas y perenes, además de las **restricciones de no negatividad**.

Coefficientes técnicos: (*ai*). Estos coeficientes se obtuvieron para los recursos tierra, agua y mano de obra, y son representan las cantidades necesarias de recurso por ciclo agrícola y por unidad de superficie. Se establecieron como supuestos que con agua de bombeo se cultivan las hortalizas, mientras que con agua de gravedad los básicos y perenes; además de un menor consumo de agua en los cultivos básicos de PV debido al uso de agua de lluvia, Cuadro 2.

Cuadro 2. Coeficientes del modelo (agua, tierra, mano de obra)

Variables	Agua bombeo (m ³)	Agua gravedad (m ³)	Mano obra (Jornal)	Tierra Bombeo (ha)	Tierra Gravedad (ha)
Jitomate	2376		95	1	
Calabacita	2455		100	1	
Tomate	2376		99	1	
Maíz grano		3168	42		1
Frijol		2500	43		1
Ejote	1584		45	1	
Chile	2376		99	1	
Pepino	2772		100	1	
Maíz grano		2300	42		1
Frijol		1500	43		1
Calabacita	2455		100	1	
Tomate	2376		99	1	
Jitomate	2376		95	1	
Ejote	1584		45	1	
Pepino	2772		100	1	
Chile	2376		100	1	
Alfalfa		5544	12	1	

Elaboración propia con datos de Mejía de la Rosa (2021) y Díaz (2024).

Los datos que se usaron para la investigación fueron de la producción agrícola que se genera en la región, tales como: superficie sembrada, superficie cosechada, rendimiento, precio medio rural, valor de la producción se obtuvieron de SIAP (2024); costos de producción DDR Huichapan (Díaz,

2024).; mano de obra disponible en la región (INEGI, 2022); y disponibilidad de agua (CONAGUA, 2024 y 2025).

Para la estimación del modelo se usó el método simplex y se resolvió con software SOLVER programa de complemento de Microsoft Excel usado para resolver problemas de optimización. La solución factible es aquella en la que todas las restricciones se satisfacen, mientras que la solución no factible es una solución para la que al menos una restricción se viola [15].

Precio sombra del recurso i mide el valor nominal de éste, es decir, la tasa medida de desempeño a la que Z puede aumentar si se incrementa en una unidad la cantidad que se recurso b_i . **El costo reducido** se refiere a la cantidad mínima en la que tendría que reducirse el costo unitario de la actividad j para que valga la pena realizarla [15].

Análisis de sensibilidad. El propósito fundamental del análisis de sensibilidad es identificar los parámetros sensibles, es decir aquellos que no pueden cambiar sin modificar la solución óptima. Intervalo permisible, para cualquier c_i su intervalo permisible es el intervalo de valores de este coeficiente en el cual la solución óptima actual permanece -optima, siempre que no haya cambios en otros coeficientes [15].

Formulación del modelo

La función objetivo maximiza el ingreso neto por la siembra de cultivos y está sujeta a la disponibilidad de tierra, mano de obra y agua.

$$\begin{aligned} \text{Max } Z = & 158\,569x_1 + 62\,421x_2 + 53\,101x_3 + 59\,650x_4 + 925x_5 + 22\,441x_6 \\ & + 81\,925x_7 + 28\,023x_8 + 59\,650x_9 + 925x_{10} + 62\,421x_{11} \\ & + 53\,101x_{12} + 158\,569x_{13} + 22\,441x_{14} + 28\,023x_{15} \\ & + 81\,925x_{16} + 17\,570x_{17} \end{aligned} \quad (1)$$

Sujeto a

Restricción de agua de bombeo

$$\begin{aligned} & 2\,376x_1 + 2\,455x_2 + 2\,376x_3 + 0x_4 + 0x_5 + 1\,584x_6 + 2\,376x_7 + 2\,772x_8 \\ & + 0x_9 + 0x_{10} + 2\,445x_{11} + 2\,376x_{12} + 2\,376x_{13} + 1\,584x_{14} \\ & + 2\,772x_{15} + 2\,376x_{16} + 0x_{17} \leq 21\,742\,057 \end{aligned} \quad (2)$$

Restricción de agua de gravedad

$$3\,168x_4 + 2\,500x_5 + 2\,300x_9 + 1\,500x_{10} + 5\,544x_{17} \leq 29\,397\,365 \quad (3)$$

Restricción de mano de obra

$$\begin{aligned} & 95x_1 + 100x_2 + 99x_3 + 42x_4 + 43x_5 + 45x_6 + 99x_7 + 100x_8 + 42x_9 \\ & + 43x_{10} + 100x_{11} + 99x_{12} + 95x_{13} + 45x_{14} + 100x_{15} + 100x_{16} \\ & + 12x_{17} \leq 720\,972 \end{aligned} \quad (4)$$

Restricción de superficie con agua de bombeo

$$x_1 + x_2 + x_3 + x_6 + x_7 + x_8 + x_{11} + x_{12} + x_{13} + x_{14} + x_{15} + x_{16} \leq 2\,501 \quad (5)$$

Restricción de superficie con agua de gravedad

$$x_4 + x_5 + x_9 + x_{10} \leq 9\,000 \quad (6)$$

Restricción de superficie sembrada

$$x_1 \leq 224 \quad (7)$$

$$x_2 \leq 212 \quad (8)$$

$$x_3 \leq 211 \quad (9)$$

$$x_4 \geq 102 \quad (10)$$

$$x_5 \geq 82 \quad (11)$$

$$x_6 \leq 60 \quad (12)$$

$$x_7 \leq 6 \quad (13)$$

$$x_8 \leq 6 \quad (14)$$

$$x_9 \geq 5\,897 \quad (15)$$

$$x_{10} \geq 1\,817 \quad (16)$$

$$x_{11} \leq 509 \quad (17)$$

$$x_{12} \leq 411 \quad (18)$$

$$x_{13} \leq 336 \quad (19)$$

$$x_{14} \leq 108 \quad (20)$$

$$x_{15} \leq 88 \quad (21)$$

$$x_{16} \leq 61 \quad (22)$$

$$x_{17} \geq 1\,078 \quad (23)$$

Restriction de no negatividad

$$x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6, x_7, x_8, x_9, x_{10}, x_{11}, x_{12}, x_{13}, x_{14}, x_{15}, x_{16}, x_{17} \geq 0 \quad (24)$$

Donde: 1) representa la función objetivo que maximiza el ingreso neto. Restricciones: 2) agua de bombeo; 3) agua de gravedad; 4) mano de obra; 5) tierra con agua de bombeo; 6) tierra con agua de gravedad. Las superficies máximas en ciclo OI para 7) jitomate, 8) calabacita, 9) tomate, 12) ejote, 13) chile, 14) pepino; y en ciclo PV para 17) calabacita, 18) tomate, 19) jitomate, 20) ejote, 21) pepino, 22) chile. Se establecieron como mínimo la superficie sembrada de maíz y frijol en ciclo OI con las restricciones 10) y 11), y en ciclo PV con las 15) y 16). La restricción 23) representa la superficie sembrada de alfalfa (cultivo perenne). La restricción 24) es una restricción de no negatividad.

3. Resultados

Los resultados derivados del modelo para el ciclo agrícola 2023 fueron los siguientes:

3.1. Maximizando la ganancia

Valor de la función objetivo $Z = 587\,563\,510$, este valor indica el ingreso neto en pesos con el patrón óptimo de cultivos.

El patrón óptimo de cultivo en OI reducir a 74.68 la superficie sembrada de tomate verde e incrementar a 1 203.6 ha la superficie de maíz grano y en PV reducir a cero la superficie sembrada con tomate verde. El costo reducido indica en cuanto debe mejorar el coeficiente de la variable en la función objetivo, para que ésta alcance un valor positivo en la solución óptima. Por ejemplo, en el caso de ejote y pepino tanto en OI y PV el coeficiente de la variable debe reducirse en \$30 660 y \$25 078 respectivamente. Cuando la variable es positiva, el costo reducido es cero. Cuadro 3.

Cuadro 3. Patrón óptimo de cultivos y costo reducido

Cultivos	Ciclo 2023	Patrón óptimo (ha)	Diferencia (ha)	Costo reducido (\$)
<i>Otoño-Invierno (OI)</i>				
Tomate rojo	224.2	224.2	0.0	0.0
Calabacita	211.9	211.9	0.0	0.0
Tomate verde	210.5	74.68	-135.8	0.0
Maíz grano	101.5	1 203.6	1 102.1	0.0
Frijol	82.1	82.1	0.0	0.0
Ejote	59.8	0.0	-59.8	-30 660.0
Chile verde	6.4	6.4	0.0	0.0
Pepino	5.6	0.0	-5.6	-25 078.0
<i>Primavera-Verano (PV)</i>				
Maíz grano	5 897.0	5 897.0	0.0	0.0
Frijol	1 817.3	1 817.3	0.0	0.0
Calabacita	509.1	509.1	0.0	0.0
Tomate verde	410.6	0.0	-410.6	0.0
Tomate rojo	336.0	336.0	0.0	0.0
Ejote	107.8	0.0	-107.8	-30 660.0
Pepino	87.8	0.0	-87.8	-25 078.0
Chile verde	60.9	60.9	0.0	0.0
<i>Perene</i>				

Alfalfa	1 078.0	1 078	0.0	0.0
---------	---------	-------	-----	-----

El cuadro 4, muestra los ingresos netos por cultivo y el nivel de uso de los recursos. Así se observa que en los *cultivos OI*, el maíz grano (x_4), genera un ingreso neto de \$71 794 740 pesos, se utilizan 3 813 005 m³ de agua de gravedad, se ocupan 50 551 jornales y 1 204 ha de tierra; el tomate rojo (x_1) genera un ingreso neto de \$35 555 170 pesos, se utilizan 532 699 m³ de agua de bombeo, se ocupan 21 299 jornales y 224 ha de tierra; las actividades ejote (x_6) y pepino (x_8), no se recomiendan, dado que el precio neto es cero. En los *cultivos PV* el maíz grano (x_9) genera un ingreso neto de \$351 756 050 pesos, se utilizan 13 563 100 m³ de agua de bombeo, se ocupan 247 674 jornales y 5 807 hectáreas irrigadas con agua de gravedad; el cultivo de tomate rojo (x_{13}), un ingreso neto de \$53 279 184, se utilizan 798 336 m³ de agua de bombeo, ocupa 31 920 jornales de mano de obra y 336 ha irrigadas con agua de bombeo; los cultivos tomate verde (x_{12}), ejote (x_{14}) y pepino (x_{15}) tienen un precio neto de cero. El *cultivo perene* alfalfa (x_{17}) representa un ingreso neto de \$18 940 460, usa 5 976 432 m³ de agua de bombeo, se ocupan 12 936 jornales de mano de obra y 1 078 ha.

Cuadro 4. Precios netos por cultivo y nivel de uso de los recursos

Cultivos	Precio Neto	Agua bombeo (m ³)	Agua gravedad (m ³)	Mano obra (jornal)	Tierra Bombeo (ha)	Tierra Gravedad (ha)
<i>Otoño-Invierno (OI)</i>						
Tomate rojo	35 551 170	532 699	0	21 299	224	0
Calabacita	13 227 010	520 215	0	21 190	212	0
Tomate verde	3 965 583	177 440	0	7 393	75	0
Maíz grano	71 794 740	0	3 813 005	50 551	0	1 204
Frijol	75 955	0	205 250	3 530	0	82
Ejote	0	0	0	0	0	0
Chile verde	524 320	15 206	0	634	6	0
Pepino	0	0	0	0	0	0
<i>Primavera-Verano (PV)</i>						
Maíz grano	351 756 050	0	13 563 100	247 674	0	5 897
Frijol	1 681 275	0	2 725 950	78 144	0	1 817
Calabacita	31 778 531	1 249 841	0	50 910	509	0
Tomate verde	0	0	0	0	0	0
Tomate rojo	53 279 184	798 336	0	31 920	336	0

Ejote	0	0	0	0	0	0
Pepino	0	0	0	0	0	0
Chile verde	4 989 233	144 698	0	6 090	61	0
<i>Perene</i>						
Alfalfa	18 940 460	0	5 976 432	12 936	1 078	0
Total	587 563 510	3 438 435	26 283 737	532 271	2 501	9 000

Fuente: elaboración propia con datos de salida de Solver.

Análisis de sensibilidad

Cuadro 5. Análisis de sensibilidad

Nombre	Valor final	Precio Sombra	Restricción Lado derecho	Permisible aumentar	Permisible reducir
Agua bombeo (m ³)	3 438 434.7	0.0	21 742 059.0	1×10 ³⁰	18 303 624.3
Agua gravedad (m ³)	26 283 736.8	0.0	29 397 364.6	1×10 ³⁰	3 113 627.8
Mano de obra (jornal)	532 271.3	0.0	720 972.0	1×10 ³⁰	188 700.7
<i>Otoño-Invierno (OI)</i>					
Tierra Bombeo	2 501.2	53 101.0	2 501.2	135.8	74.7
Tierra Gravedad	9 000.0	59 650.0	9 000.0	982.8	1 102.1
Tomate rojo	224.2	105 468.0	224.2	74.7	135.8
Calabacita	211.9	9 320.0	211.9	74.7	135.8
Tomate verde	74.7	0.0	210.5	1×10 ³⁰	135.8
Maíz	1 203.6	0.0	101.5	1 102.1	1×10 ³⁰
Frijol	82.1	-58 724.9	82.1	1 102.1	82.1
Ejote	0.0	0.0	59.8	1×10 ³⁰	59.8
Chile verde	6.4		6.4	74.7	6.4
Pepino	0.0	0.0	5.6	1×10 ³⁰	5.6
<i>Primavera-verano (PV)</i>					
Maíz	5 897.0	0.0	5 897.0	1 102.1	3 587.1
Frijol	1 817.3	-58 724.9	1 817.3	1 102.1	1 817.3

Calabacita	509.1	9 320.0	509.1	74.7	135.8
Tomate verde	0.0	0.0	410.6	1×10^{30}	410.6
Tomate rojo	336.0	105 468.0	336.0	74.7	135.8
Ejote	0.0	0.0	107.8	1×10^{30}	107.8
Pepino	0.0	0.0	87.8	1×10^{30}	87.8
Chile verde	60.9	28 824.0	60.9	74.7	60.9
<i>Perene</i>					
Alfalfa verde	1 078.0	-35 531.0	1 078.0	74.7	135.8

Dados los supuestos del modelo, el recurso agua bombeo, agua gravedad y mano de obra son abundantes. El caso contrario, la superficie de tierra se detecta como recurso escaso. Por ejemplo, la tierra con acceso de agua de bombeo tiene un precio sombra de \$53 101 pesos, lo que indica que, por cada hectárea de tierra con agua de bombeo, en el ingreso neto se incrementa en dicha cantidad; a su vez, por cada hectárea de tierra con agua de gravedad que se incrementa, se genera un incremento en el ingreso neto de \$59 650 pesos.

Los cultivos de OI y PV que generan más valor son: jitomate, calabacita y chile verde. El jitomate presentó un precio sombra de 105 468, que indica, que por cada hectárea que se adiciona a la producción de jitomate, se genera un incremento en el ingreso de \$105 468 pesos; así mismo, en calabacita por cada hectárea que se adiciona a la producción, se genera un incremento en el ingreso de \$9 320 pesos y por cada hectárea que se adiciona a la producción de chile verde, se genera un incremento en el ingreso de \$ 28 824 pesos.

El cultivo del frijol genera valores negativos. Por cada hectárea que se destina a este cultivo se pierden \$58 724 pesos; así mismo es el caso del cultivo perene (alfalfa) por cada hectárea que se destina a este cultivo se tiene una pérdida en el ingreso neto de \$35 531 pesos.

Los cultivos de tomate verde, maíz, ejote, pepino tienen un precio sombra de cero pesos. Lo que indica que por cada ha que se destina a este cultivo suma cero en el ingreso.

Discusión

El valor de la función objetivo es positivo, lo que indica, que existe una ganancia que representa una derrama económica para las unidades de producción y mano de obra que trabaja en los cultivos analizados; así mismo se pudo identificar que el cultivo que más aporta valor es el jitomate. En el caso de los recursos: la tierra presenta escasez, mientras que agua y mano de obra (con los supuestos del modelo) son abundantes. El cultivo que recomienda aumentar es el tomate rojo; los

que se requieren mantener son: calabacita, maíz grano, frijol, chile verde; mientras que los que se recomienda disminuir son: ejote y pepino (en ambos ciclos de cultivo) y tomate verde (en el ciclo de PV). De acuerdo con lo anterior la asignación de los recursos es ineficiente y pudiese mejorar si se incrementa en actividades que generan ingresos positivos y disminuye el cultivo en aquellas que son ineficientes.

Reyes- Rosas en 2021 determino (de acuerdo con clima y suelo) las zonas del acuífero aptas para los cultivos: ajo, calabacita, cebolla, chile, frijol, jitomate, maíz, pepino y tomate de cascara. Sus resultados indicaron que existen zonas con condiciones de clima y suelos favorables para la mayoría de los cultivos, excepto tomate de cascara. Aunque en nuestro caso sería importante revisar los cultivos de ejote y pepino, ya que, aunque las condiciones de clima y suelo permiten el desarrollo de estos cultivos, el mercado a través de los precios netos refleja ineficiencias al destinar recursos para su producción.

Conclusiones

La investigación permitió maximizar el valor de la producción agrícola en condiciones de riego, constatándose que se puede incrementar el ingreso neto si se hace un uso optimo de los recursos (tierra, agua y mano de obra), asignando los recursos en las actividades que proporcionan el mayor ingreso neto, en este caso tomate rojo. Se identificó que el recurso más escaso es la superficie de tierra, con acceso a agua para riego. Por lo que se recomienda asignar recursos a aquellas actividades que mejoran el Ingreso neto de los productores.

Literatura Citada

Boirivant, J.A. (2009). La programación lineal aplicación de la pequeñas y medianas empresas. *Reflexiones* vol. 88, no 1, p. 4.

Comisión Nacional del Agua. CONAGUA (2024). Actualización de la disponibilidad media anual de agua en el acuífero Huichapan-Tecoautla (1307), estado de Hidalgo. *Subdirección General Técnica Gerencia de Aguas Subterráneas* p 33.

Comisión Nacional del Agua. CONAGUA (2019). Estadísticas del agua en México 2019. Insurgentes Sur número 2416, colonia Copilco El Bajo, C.P. 04340, Coyoacán, Ciudad de México.

García-Salazar J.A. (2015). *Modelos de Equilibrio Espacial e Intertemporal Aplicados a la Economía Agrícola*. Colegio de Postgraduados. Texcoco, México. 252 p.

Hillier, F.S.; Lieberman, G.J. (2015). *Investigación de Operaciones*. 10ª ed. México: Mc Graw Hill, ISBN9786071512925.

Instituto Interamericano de Cooperación para la agricultura. IICA. (2017). *El agua para la agricultura de las Américas*. Fundación Colegio de Postgraduados en Ciencias Agrícolas. México.

Lizana Flores, J.S.; Sánchez Goicochea, M. E. (2017). Valoración económica de uso directo del agua de riego para cultivos agrícolas del valle Chancay-Lambayeque.

Mejía de la Rosa, D. I. (2021). Evaluación de la sustentabilidad del agroecosistema hortícola de riego " Pozo Zamorano", Hidalgo. Tesis de maestría del Postgrado de agroecología y sustentabilidad. Colegio de Postgraduados, Montecillo, México.

Pindyck, R.S.; Rubinfeld, D.L. *Microeconomía*, 7a. ed., Pearson Education. Madrid, España. pp. 308-309.

Reyes-Rosas, H. J. (2015). Zonificación de algunos cultivos hortícolas y básicos en el acuífero Huichapan-Tecozautla, Hidalgo, México. Tesis de maestría del Postgrado de Hidrociencias. Colegio de Postgraduados, Montecillo, México.

Servicio de Información Agroalimentaria y Pesquera. SIAP. (2024). Sistema de Información Agroalimentaria de Consulta SIACON 2023. Ciudad de México, México. Disponible en: <https://www.gob.mx/siap/documentos/siacon-ng-161430>.

Flores Lázaro, N.; Saldivar Valdez, A.; Hernández Madrigal, V.M. y Pérez Veyna, O. (2017). Valoración del agua de riego agrícola en el valle de Zamora, Michoacán, México. *Revista Mexicana de Ciencias Agrícolas*. vol.8, n.4. <https://doi.org/10.29312/remexca.v8i4.9>

Godínez-Montoya, L.; García-Salazar, J.A.; Fortis- Hernández, M.; Mora-Flores J.S.; Martínez-Damián, M.A.; Validvia-Alcalá, R. y Hernández-Martínez, J. (2007). Valor Económico del agua en el sector agrícola de la Comarca Lagunera. *Terra Latinoamericana* 25(1), 51-59.

Martínez-Luna, D.; Mora-Flores, J. S.; Exebio-García, A. A.; Arana-Coronado, O.A.; y Arjona-Suárez, E. (2021). Valor económico del agua en el Distrito de Riego 100, Alfajayucan, Hidalgo. *Terra Latinoamericana*. vol.39. <https://doi.org/10.28940/terra.v39i0.544>.

Siebert, S. et al. (2010). Uso de aguas subterráneas para riego: un inventario global. *Hidrología y ciencias del sistema terrestre*. vol. 14 (10), págs. 1863–1880. Disponible en: <https://doi.org/10.5194/hess-14-1863-2010>.

Zetina-Espinosa, A. M. et al. (2013). Valor económico del agua en el distrito de riego 044, Jilotepec, Estado de México. *Agricultura Sociedad y Desarrollo* vol.10, n.2 http://www.scielo.org.mx/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1870-54722013000200001&lng=es&nrm=iso

Comisión Nacional del Agua. CONAGUA (2025). Consulta a la base de datos del Registro Público de Derechos de Agua (REPDA) [en línea]. Ciudad de México. Disponible en: <https://app.conagua.gob.mx/ConsultaRepda.aspx>.

Díaz R. A. *Costos del paquete tecnológico para cultivos agrícolas*. Comunicación personal. Distrito de Desarrollo Rural Huichapan, Huichapan, Hidalgo, 19 enero 2024.

Instituto Nacional de Estadística y Geografía. Unidades de producción agropecuarias activas con empleo de mano de obra según categoría de personal ocupado por entidad federativa y municipio. Censo Agropecuario 2022.

Comisión Nacional del Agua. Mapa de ordenamientos. México. CONAGUA. <https://sigagis.conagua.gob.mx/appordenamientos/>. Consultado el 5 de agosto de 2026

Pobreza, desempleo e informalidad laboral en México mediante un modelo ARDL y un análisis regional (1993–2024)

Gabriela Hernández Díaz, Dr. Francisco Pérez Soto, Dra. Alma Alicia Gómez Gómez, Dr. Ignacio Caamal Cauich.

Resumen

Las problemáticas de pobreza y desempleo han sido persistentes en la economía mexicana, esto a pesar de las mejoras en algunos indicadores macroeconómicos en los últimos años, los datos oficiales reflejan que gran parte de la población enfrenta condiciones de vulnerabilidad que se asocian a ingresos bajos, condiciones laborales precarias, limitado acceso a servicios básicos, entre otros.

Para el presente estudio se obtuvieron datos de pobreza, desempleo, inflación, coeficiente de Gini, ingreso e informalidad laboral, con la finalidad de investigar la relación bidireccional entre pobreza y desempleo en México durante el periodo 1993-2024, así como dar a conocer el papel que juega la informalidad laboral en esta problemática. Se estimaron dos modelos ARDL con mecanismo de corrección de error y un análisis descriptivo regional complementario. El primer modelo con la pobreza como variable dependiente y el segundo con el desempleo como variable dependiente. Los resultados confirmaron cointegración en ambas direcciones, con velocidades de ajuste del 43.1% y 26.1% anual, respectivamente. Se encontró que el desempleo aumenta la pobreza (1.03 puntos en el corto plazo, 2.39 en el largo plazo), mientras que la pobreza incrementa el desempleo (0.16 puntos en el corto plazo, 0.16 en el largo plazo). El análisis regional reveló que la informalidad laboral actúa como amortiguador del desempleo en el sur-sureste, explicando la paradoja de baja desocupación con alta pobreza.

En conjunto los resultados de las estimaciones econométricas, así como el análisis regional indican que existe un círculo vicioso entre pobreza y desempleo, generando interacción entre variables socioeconómicas.

Palabras clave: pobreza, desempleo, informalidad laboral, modelos ARDL, crisis.

Abstract

Poverty and unemployment have remained persistent challenges in the Mexican economy, despite improvements in some macroeconomic indicators in recent years. Official data show that a substantial share of the population continues to face vulnerable living conditions associated with low incomes, precarious employment conditions, limited access to basic services, among other factors.

For this study, data on poverty, unemployment, inflation, the Gini coefficient, income, and labor informality were collected to investigate the bidirectional relationship between poverty and unemployment in Mexico over the period 1993–2024, as well as to examine the role played by labor informality in this context. Two autoregressive distributed lag (ARDL) models with an error correction mechanism were estimated, complemented by a descriptive regional analysis. The first model considered poverty as the dependent variable, while the second considered unemployment as the dependent variable. The results confirmed the existence of cointegration in both directions, with annual adjustment speeds of 43.1% and 26.1%, respectively. The findings indicate that

unemployment increases poverty by 1.03 percentage points in the short run and by 2.39 percentage points in the long run, whereas poverty increases unemployment by 0.16 percentage points in both the short and long run. The regional analysis revealed that labor informality acts as a buffer against unemployment in the South-Southeastern region, helping to explain the paradox of low unemployment coexisting with high levels of poverty.

Overall, the results of the econometric estimations, together with the regional analysis, indicate the existence of a vicious cycle between poverty and unemployment, characterized by significant interactions among socioeconomic variables.

Keywords: poverty, unemployment, labor informality, ARDL models, economic crises.

1. Introducción

La pobreza y el desempleo han representado por largo tiempo dos de los principales problemas que afectan el desarrollo económico y social de México, gran parte de la población mexicana continúa enfrentando condiciones de vulnerabilidad asociadas con bajos ingresos, condiciones laborales precarias y limitado acceso a servicios básicos como agua potable, drenaje, luz, vivienda, salud, educación, entre otros. Bajo este contexto también sobresale que, en el mercado laboral mexicano, gran parte de la población ocupada se encuentra en condiciones de informalidad, lo que limita la estabilidad del ingreso y reduce el bienestar de los hogares.

Desde los planteamientos de Phillips en 1958 el estudio de la pobreza y el desempleo han sido importantes en la teoría macroeconómica, él estableció una relación empírica entre el desempleo y la inflación, reconociendo la importancia del mercado laboral en la economía. Posteriormente, los enfoques keynesianos y postkeynesianos destacaron la importancia del desempleo como determinante del ingreso y del bienestar de los hogares, señalando que su persistencia puede generar efectos prolongados sobre el bienestar de la población (Blanchard & Summers, 1986).

En los años 1980 y 1990, surgieron estudios que analizaron la interacción entre desempleo y pobreza, argumentando que la falta de empleo limita el acceso a ingresos y oportunidades, perpetuando condiciones de vulnerabilidad (Fields, 2012,). Después en los años 2000 el desarrollo económico se empezó a estudiar de manera más amplia, considerando la pobreza bajo un enfoque multidimensional. Diversos autores han señalado que las condiciones del mercado laboral influyen directamente en la capacidad de los hogares para salir de la pobreza, aun mas en economías donde el empleo es inestable o de baja calidad (Ravallion, 2016).

Para México, la evidencia empírica muestra que, aunque se ha generado estabilidad macroeconómica en las últimas décadas, persisten elevados niveles de pobreza y desigualdad. De acuerdo con el Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (CONEVAL, 2022), más del 36% de la población mexicana se encuentra en situación de pobreza, esto indica la existencia de problemas estructurales que limitan el desarrollo social. En particular, Loayza y Rigolini (2011) señala que la informalidad laboral funciona como un mecanismo de absorción de la fuerza de trabajo, pero al mismo tiempo se asocia con bajos niveles de ingreso y productividad. Por esta situación la informalidad laboral genera una paradoja: regiones con bajos niveles de desempleo pueden presentar altos niveles de pobreza, lo que sugiere la existencia de factores estructurales adicionales.

En particular se plantea la hipótesis que la relación entre pobreza y desempleo es bidireccional, Por un lado, el desempleo reduce los ingresos de los hogares, incrementando los niveles de pobreza; por otro, la pobreza puede limitar el acceso a educación, capacitación y oportunidades laborales, dificultando la inserción en el mercado de trabajo.

Se realizó la presente investigación con el objetivo de confirmar y cuantificar la relación bidireccional entre ambas variables, mediante la estimación de dos modelos econométricos de series de tiempo tipo ARDL, adicionalmente se hizo un análisis de datos de desempleo, pobreza e informalidad laboral a nivel regional, para determinar el papel que juega cada indicador y contribuir a la generación de políticas públicas de acuerdo a los resultados obtenidos.

2. Materiales y métodos

El estudio se realizó bajo un enfoque cuantitativo, no experimental y de corte longitudinal, para evaluar la relación entre pobreza y desempleo, y contrastar la hipótesis de bidireccionalidad entre ambas variables a nivel nacional, de manera complementaria a nivel regional.

Antes de iniciar con el análisis los datos fueron organizados y se realizaron transformaciones necesarias que no afectaron su naturaleza, con el fin de obtener series consistentes y comparables. Las variables se usaron en niveles como porcentajes, lo que permitió la interpretación de los resultados como efectos marginales en puntos porcentuales.

A continuación, se describen las variables utilizadas.

Tabla 1: descripción de variables

Variable	Descripción	Unidad de medida	Fuente
POV	Pobreza (porcentaje de población en situación de pobreza a nivel nacional)	Porcentaje	CONEVAL
DESEM	Tasa de desempleo nacional (población desocupada, porcentaje de la PEA)	Porcentaje	BANCO MUNDIAL
INF	Inflación (variación anual del INPC)	Porcentaje	INEGI
GINI	Coeficiente de Gini (desigualdad del ingreso)	Puntos (0-100 o 0-1)	Banco Mundial
LINGRE	Logaritmo natural del Salario mínimo real	Logaritmo natural	BANXICO
D95	Dummy para la crisis de 1995	Binaria (0/1)	Elaboración propia
D08	Dummy para la crisis financiera global de 2008	Binaria (0/1)	Elaboración propia
D20	Dummy para la pandemia de COVID-19	Binaria (0/1)	Elaboración propia

Como complemento, se incorporó un análisis descriptivo regional (2008–2024) con información de pobreza, desempleo e informalidad laboral, con el fin de contrastar los resultados a nivel nacional con los regionales y detectar factores estructurales en la informalidad, que no se incorporan en el modelo por la limitante en la disponibilidad de datos. Para ello se consideró la división del país en 4 regiones a criterio propio de la siguiente manera: Para la región norte, Baja

California, Baja California Sur, Coahuila de Zaragoza, Chihuahua, Nuevo León, Sinaloa, Sonora, Tamaulipas. Región centro; Colima, Ciudad de México, Hidalgo, Jalisco, México, Michoacán de Ocampo, Morelos, Nayarit, Puebla y Tlaxcala. Region centro norte; Aguascalientes, Durango, Guanajuato, Querétaro, San Luis Potosí, Zacatecas. Región sur-sureste; Campeche, Chiapas, Guerrero, Oaxaca, Quintana Roo, Tabasco, Veracruz, Yucatán.

Debido a que los datos de pobreza se encuentran disponibles de forma bianual, y los datos del coeficiente de Gini no se encontraban de forma anual, se utilizó el método de interpolación lineal, estimando los valores faltantes de las variables, entre dos años consecutivos con información disponible, utilizando la siguiente expresión:

$$Y_t = Y_{t0} + (t_{l1} - t_0 / Y_{t1} - Y_{t0})(t - t_0) \dots \dots \dots (1)$$

donde:

- Y_t : valor estimado en el año t
- Y_{t0} : valor observado en el año inicial
- Y_{t1} : valor observado en el año final
- t : año a estimar
- t_0, t_1 : años con información disponible

El uso de interpolación lineal en series económicas ha sido documentado como un procedimiento válido para completar datos faltantes cuando no se dispone de información de alta frecuencia (Gujarati y Porter, 2010).

Debido a que permite analizar de manera conjunta las relaciones de corto y largo plazo entre las variables económicas se utilizó el modelo autorregresivo con rezagos distribuidos (ARDL), Este enfoque, desarrollado por Pesaran, Shin y Smith (2001) es adecuado por que se aplica cuando las series presentan distintos órdenes de integración, siempre que no sean superiores a uno y es adecuado para muestras pequeñas, como la que se obtuvo para este estudio, el método ofrece estimaciones consistentes mediante la prueba de cointegración conocida como Bounds Test. El modelo ARDL facilita el análisis de la dinámica de las variables a través del modelo de corrección de errores (ECM), permitiendo interpretar cómo se ajustan en el corto plazo hacia un equilibrio de largo plazo (Nkoro & Uko, 2016).

La estimación de los dos modelos econométricos y de las pruebas estadísticas se llevaron a cabo utilizando el software econométrico EViews.

Modelo 1: Desempleo como dependiente:

$$DESEM_t = \beta_0 + \beta_1 DESEM_{t-1} + \beta_3 POV_t + \beta_4 LINGRE_t + \beta_5 INF_t + \varepsilon_t \dots \dots \dots (2)$$

Modelo 2: Pobreza como dependiente:

$$POV_t = \beta_0 + \beta_1 POV_{t-1} + \beta_2 DESEM_t + \beta_3 INF_t + \beta_4 GINI_t + \beta_5 D20 + \varepsilon_t \dots \dots \dots (3)$$

El protocolo que se siguió fue el siguiente:

1. Pruebas de raíz unitaria (ADF): para verificar el orden de integración de cada serie y asegurar que no existan variables de orden superior a uno.
2. Selección de rezagos: mediante el criterio de Schwarz (SIC), privilegiando parsimonia.
3. Estimación ARDL: para cada ecuación, con la estructura de rezagos óptima.
4. Prueba de cointegración (Bounds Test): para identificar relaciones de equilibrio de largo plazo.
5. Modelo de corrección de error (ECM): cuando se confirma cointegración, se estima la velocidad de ajuste hacia el equilibrio.
6. Diagnósticos de validez:
 - Autocorrelación: Breusch–Godfrey
 - Heterocedasticidad: Breusch–Pagan–Godfrey
 - Normalidad de residuos
 - Estabilidad: CUSUM y CUSUMSQ

3. Resultados y discusión

Resultados del modelo 1 de desempleo

$$DESEM_t = (1.553) + 0.739DESEM_{t-1} + 0.158POV_t - 0.116POV_{t-1} + 3.21LINGRE_t - 3.703LINGRE_{t-1} - 0.052INF_{t-1} + 2.916D95 + 1.454D09$$

Los resultados estadísticos del modelo estimado con variable dependiente desempleo, fueron una $R^2 \approx 0.946$ lo cual se interpreta como buen ajuste del modelo, prueba F global significativa ($p < 0.01$), indicando que las variables incluidas explican gran parte de los cambios en el desempleo durante el periodo que se analizó.

Para el caso de las variables explicativas, se obtuvo que el desempleo rezagado arrojó un coeficiente de ≈ 0.739 y ($p < 0.01$), positivo y significativo, reflejando que el efecto del desempleo del año anterior tiene impacto en el periodo actual. Para México este resultado es un común ya que los cambios en el empleo tienden a ser lentos y dependientes del ciclo económico. La variable pobreza dio un coeficiente contemporáneo ≈ 0.158 y ($p < 0.01$) indicando que, si la pobreza aumenta en 1 punto porcentual, el desempleo aumenta en aproximadamente 0.15 puntos porcentuales. Evidenciando que el desempleo y la pobreza están estrechamente vinculados de manera particular a través de las condiciones del mercado laboral y la calidad de empleo (Figueroa Hernández, Pérez Soto, & Pérez Figueroa, 2024 & Monroy-Gómez-Franco, 2016). Por otro lado, el efecto de rezago en la misma variable ≈ -0.116 ; ($p < 0.01$) es negativo, indica que hay indicios de un proceso de ajuste en el mercado laboral.

Los resultados de las variables ingreso con su efecto rezagado, indica que un aumento de un punto porcentual en el salario puede incrementar el desempleo en el corto plazo en aproximadamente 3.2 puntos porcentuales, pero en el periodo siguiente el efecto se revierte, reduciendo el desempleo en cerca de 3.7 puntos porcentuales. Este resultado coincide con estudios recientes que sugieren que los ajustes salariales generan efectos diferenciados en el mercado laboral, dependiendo de la época, debido a fricciones y rigideces en la contratación y ajustes de las empresas (Blanchard & Katz, 1999; OECD, 2023).

La inflación contemporánea no resultó significativa, su coeficiente con rezago arrojó un coeficiente de $(-0.052; p < 0.01)$, indicando que un aumento de 1 punto porcentual en la inflación

reduce el desempleo en aproximadamente 0.05 puntos porcentuales en el siguiente periodo. Este resultado coincide con estudios que señalan una relación inversa entre inflación y desempleo en el corto plazo, dependiendo del contexto económico y de las expectativas (Hazell et al., 2022; Ball & Mazumder, 2019).

Se incluyó la variable (D95) y D09 referente a la crisis del tequila y crisis inmobiliaria, se obtuvieron resultados de 2.916 y 1.454, indicando que durante estas crisis el desempleo aumentó en aproximadamente 2.9 y 1.454 puntos porcentuales respectivamente. Este comportamiento es consistente con la teoría keynesiana, que señala que las crisis reducen la actividad económica y, como consecuencia, aumentan el desempleo (Keynes, 1936).

Para corroborar la validez del modelo se ejecutó la prueba de cointegración Bounds Test y modelo de corrección de error, la primera prueba, arrojó un estadístico F de 9.043, superando el valor crítico superior al 1% (4.66), lo que permitió confirmar la existencia de un equilibrio de largo plazo. El término de corrección de error ($ECM \approx -0.2608$; $p < 0.000$) es negativo y estadísticamente significativo, indicando que aproximadamente el 26% de los desequilibrios se corrigen en cada periodo, evidenciando un proceso de ajuste hacia el equilibrio.

Adicionalmente se realizaron pruebas de diagnóstico para confirmar la robustez del modelo: la prueba de heterocedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey presenta probabilidades de 0.7926 y 0.7189, esto indica varianza constante de los errores, la prueba de autocorrelación de Breusch-Godfrey arroja probabilidades de 0.951 y 0.923, evidenciando ausencia de correlación serial, los residuos presentan una distribución aproximadamente normal y las pruebas de estabilidad CUSUM y CUSUMSQ muestran que los parámetros permanecen dentro de las bandas críticas al 5%, confirmando la estabilidad estructural del modelo.

Resultados del modelo 2 de pobreza

$$POV_t = -12.191 + 0.568POV_{t-1} + 1.030DESEM_t + 0.126INF_t + 0.190INF_{t-1} + 0.525GINI_t + 2.764D20 + \varepsilon_t$$

Para el caso del modelo estimado para la variable pobreza como dependiente, el coeficiente de $R^2 \approx 0.98$ y la prueba F global estadísticamente significativa ($p < 0.01$), indica que las variables incluidas explican gran parte de la variación observada en la pobreza durante el periodo analizado.

El coeficiente de la pobreza rezagada (≈ 0.568 ; $p < 0.01$), indica persistencia, es decir que, si la pobreza fue alta en un periodo, tiende a seguir siendo alta en el siguiente. Este resultado es consistente con la teoría de las trampas de pobreza, la cual señala que los hogares enfrentan barreras estructurales que dificultan salir de esta condición (Banerjee & Duflo, 2011).

El desempleo presenta un coeficiente positivo y significativo de 1.03 y $p < 0.01$). Esto implica que un aumento de 1 punto porcentual en el desempleo genera un incremento aproximado de 1.03 puntos porcentuales en la pobreza. Este resultado es consistente con la evidencia empírica para México, señalando que la dinámica del mercado laboral es un determinante central de la pobreza (Campos-Vázquez & Monroy-Gómez-Franco, 2016; Hernández Laos, 2014).

La inflación en el corto y largo plazo tiene un impacto positivo sobre la pobreza: $INF \approx 0.126$ ($p < 0.05$) e $INF(-1) \approx 0.190$ ($p < 0.05$), esto significa que un aumento de 1 punto porcentual en la inflación incrementa la pobreza entre 0.12 y 0.19 puntos porcentuales respectivamente. Este resultado puede explicarse porque el aumento de precios reduce el poder adquisitivo de los hogares, especialmente de los más vulnerables. Este efecto ha sido ampliamente documentado en la literatura sobre desigualdad y pobreza (Bourguignon, 2004).

En cuanto la variable coeficiente del índice de Gini (≈ 0.525 ; $p < 0.01$) es positivo y significativo, es decir que el aumento en la desigualdad incrementa la pobreza, cuando el ingreso se distribuye de manera desigual, los beneficios del crecimiento económico no llegan a toda la población. Este resultado coincide con la teoría del crecimiento con desigualdad, que sostiene que la concentración del ingreso limita la reducción de la pobreza (Bourguignon, 2004).

La variable dummy asociada a la pandemia del COVID 2020 (D20) presenta un coeficiente positivo (≈ 2.76), aunque no resulta estadísticamente significativa, Indica que, durante el año considerado como crisis, la pobreza habría aumentado en aproximadamente 2.76 puntos porcentuales, sin embargo, este efecto no es suficientemente fuerte desde el punto de vista estadístico para afirmar que el impacto fue consistente a lo largo del periodo analizado.

La validez del modelo se sustenta, en la prueba de cointegración (Bounds Test) que arroja un estadístico F de 26.923, el cual supera el valor crítico superior al 1% (4.66), por lo que se confirma la existencia de equilibrio de largo plazo entre pobreza, desempleo, inflación y desigualdad. El modelo de corrección de error presenta un coeficiente negativo y estadísticamente significativo ($ECM \approx -0.4313$; $p < 0.01$), lo que indica que aproximadamente el 43% de los desequilibrios se corrigen en cada periodo, evidenciando un ajuste relativamente rápido hacia el equilibrio.

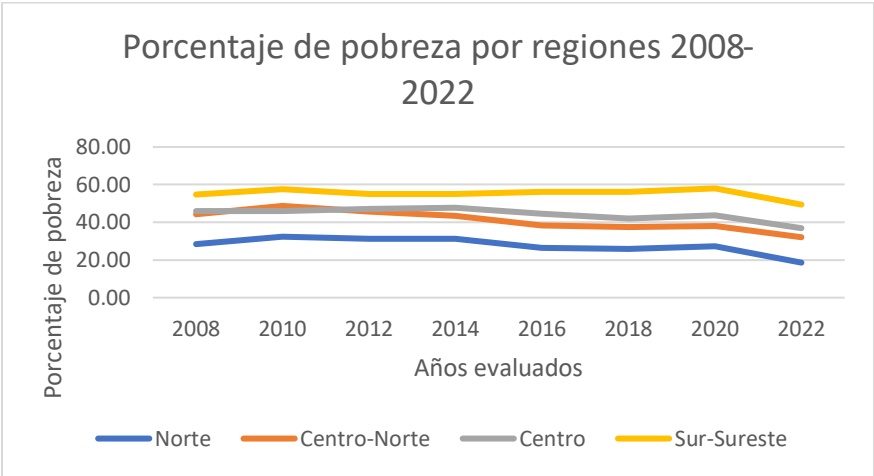
Las pruebas de diagnóstico confirman la robustez del modelo: la prueba de heterocedasticidad de Breusch-Pagan-Godfrey presenta probabilidades de 0.417 y 0.375, lo que indica varianza constante de los errores, la prueba de autocorrelación de Breusch-Godfrey arroja probabilidades de 0.4311 y 0.3234, evidenciando ausencia de correlación serial, los residuos del modelo se distribuyen aproximadamente de forma normal, las pruebas de estabilidad CUSUM y CUSUMSQ indican que los parámetros del modelo permanecen dentro de las bandas críticas al 5%, confirmando la estabilidad estructural en el tiempo.

Ya se dio a conocer los resultados de los efectos de las variables macroeconómicas que influyen en la pobreza, así como en el desempleo, también con ello se confirma la reciprocidad entre pobreza y desempleo, pasando al análisis regional de las variables de pobreza y desempleo, se encontró que los niveles de desempleo para la región sur-sureste son bajos y se acompañan con niveles elevados de pobreza, para explicar esta paradoja se obtuvieron los porcentajes de informalidad laboral que ayudaron a entender esta situación.

Resultados del análisis regional

A diferencia de los modelos econométricos, este análisis muestra que la relación entre pobreza y desempleo no es uniforme en todo el territorio, lo que sugiere la presencia de factores estructurales adicionales.

Figura 1 : porcentaje de pobreza por regiones en México del 2008 al 2024

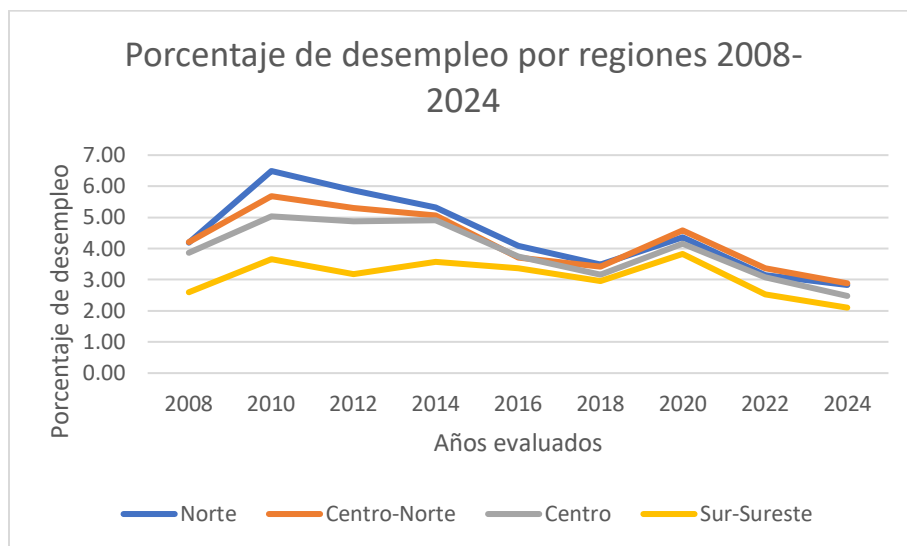


Elaboración propia con datos de CONEVAL (2008-2024)

Los resultados indican que existe una fuerte concentración de pobreza dependiendo de la región que se evalúa, siendo que la región Sur-Sureste: concentra entre 49% y 58%, la región Centro: entre 36% y 47%, la región Centro-Norte: entre 32% y 44% y la región Norte: entre 18% y 32%. En las regiones más rezagadas, más de la mitad de la población se encuentra en situación de pobreza, mientras que en el norte los niveles son considerablemente menores. Estas diferencias reflejan desigualdades estructurales en el desarrollo económico regional, lo cual es consistente con la evidencia reciente que señala que el crecimiento económico tiende a concentrarse territorialmente, generando disparidades persistentes entre regiones (Rodríguez-Pose, 2018).

El desempleo presenta menor variación entre regiones, oscila aproximadamente entre 2% y 6% en todas las regiones, indicando que incluso en regiones con alta pobreza, el desempleo no necesariamente es alto. Con este resultado corroboramos lo encontrado en el modelo econométrico; el desempleo no explica completamente a la pobreza.

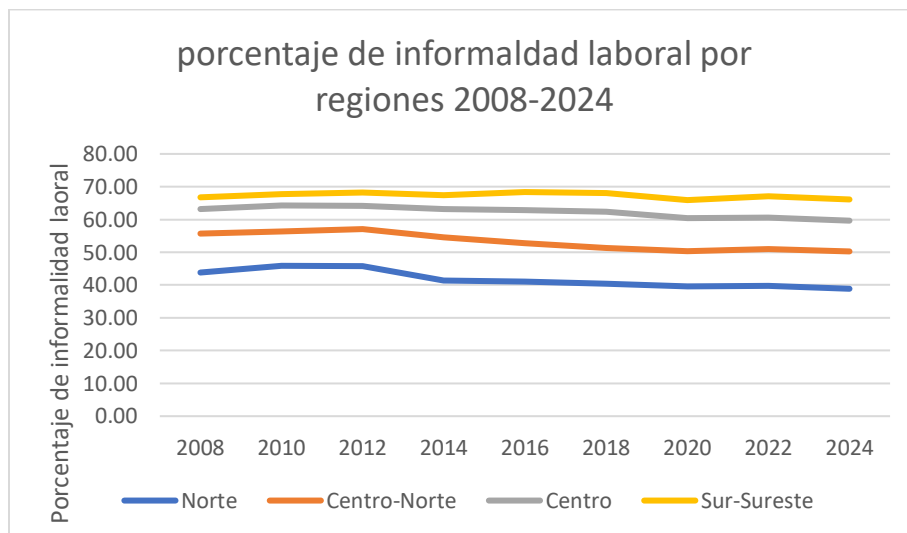
Figura 2: porcentaje de desempleo por regiones en México del 2008 al 2024



Elaboración propia con datos de INEGI (2008-2024)

La informalidad presenta diferencias más marcadas, se encontró que la región Sur-Sureste, tiene un nivel de pobreza que va del $\approx 66\%$ al 68% , la región, Centro del $\approx 60\%$ al 64% , la Centro-Norte del $\approx 50\%$ –al 56% y la Norte del $\approx 38\%$ al 45%

Figura 3: porcentaje de informalidad laboral en México del 2008 al 2024



Elaboración propia con datos de INEGI (2008-2024)

Las regiones con mayor pobreza también presentan los niveles más altos de informalidad, señalando que gran parte de la población está ocupada, pero en condiciones precarias. Este resultado es consistente con la teoría de la segmentación del mercado laboral, que distingue entre empleo formal e informal (Loayza & Rigolini, 2011).

La alta informalidad laboral explica por qué regiones con bajos niveles de desempleo pueden presentar altos niveles de pobreza. Este hallazgo es consistente con la literatura que señala que el mercado laboral en economías en desarrollo está segmentado, y que el sector informal funciona

como un mecanismo de absorción de mano de obra, pero con bajos niveles de productividad y protección social (Loayza & Rigolini, 2011).

4. Conclusiones

Los resultados indican que existe la relación bidireccional entre pobreza y desempleo en el periodo analizado, el desempleo incrementa la pobreza significativamente y esta a su vez afecta el desempleo, ambas variables forman parte de un proceso interdependiente, reforzándose mutuamente, lo cual hace más difícil la reducción de ambas problemáticas si no se abordan de manera conjunta

El estudio demuestra que tanto la pobreza como el desempleo presentan persistencia en el tiempo, sugiriendo que existen otros factores que limitan la reducción de estas dos problemáticas, además se encontró que, para ambos modelos, las variables consideradas en ellos influyen significativamente, lo que confirma que el problema no depende de un único factor en su totalidad. La existencia de cointegración y el ajuste del modelo ($\approx 26\%$ por periodo) refuerzan la idea de que estas relaciones son estables en el largo plazo.

Como se mencionó anteriormente el desempleo no explica completamente la pobreza, ya que regiones con bajos niveles de desempleo presentan altos niveles de pobreza, particularmente en el Sur-Sureste. De acuerdo a los resultados, esto está relacionado con los elevados niveles de informalidad laboral, lo que evidencia que la calidad del empleo es un factor determinante. El empleo informal limita la capacidad de los hogares para salir de la pobreza, no basta con generar empleo, es importante mejorar las condiciones laborales.

5. Literatura citada

Libros

Fields, G. S. (2012). *Working hard, working poor: A global journey*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780199794645.001.0001>

Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2010). *Econometría* (5.^a ed.). McGraw-Hill.

Hernández Laos, E. (2014). *Mercado laboral y pobreza en México*. Fondo de Cultura Económica.

Keynes, J. M. (1936). *The general theory of employment, interest and money*. Macmillan.

Ravallion, M. (2016). *The economics of poverty: History, measurement, and policy*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780190212766.001.0001>

Bourguignon, F. (2004). *The poverty-growth-inequality triangle* (Working Paper No. 125). Indian Council for Research on International Economic Relations. <https://ideas.repec.org/p/ind/icrier/125.html>

Figueroa Hernández, E., Pérez Soto, F., & Pérez Figueroa, R. A. (2024). El desempleo, la migración, las remesas y la pobreza en el crecimiento económico de México. En S. de la Vega

Estrada (Coord.), *Empobrecimiento y desigualdad regional: Causalidades y efectos* (pp. 221–238). Universidad Nacional Autónoma de México, Instituto de Investigaciones Económicas; Asociación Mexicana de Ciencias para el Desarrollo Regional. <https://ru.iiec.unam.mx/6514/>

Revistas

Blanchard, O. J., & Katz, L. F. (1999). Wage dynamics: Reconciling theory and evidence. *American Economic Review*, 89(2), 69–74. <https://doi.org/10.1257/aer.89.2.69>

Campos-Vázquez, R. M., & Monroy-Gómez-Franco, L. A. (2016). La relación entre crecimiento económico y pobreza en México. *Investigación Económica*, 75(298), 77–113. <https://doi.org/10.1016/j.inveco.2016.11.003>

Loayza, N. V., & Rigolini, J. (2011). Informal employment: Safety net or growth engine? *World Development*, 39(9), 1503–1515. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2011.02.003>

Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). Autoregressive distributed lag (ARDL) cointegration technique: Application and interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), 1–3.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326. <https://doi.org/10.1002/jae.616>

Phillips, A. W. (1958). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861–1957. *Economica*, 25(100), 283–299. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0335.1958.tb00003.x>

Rodríguez-Pose, A. (2018). The revenge of the places that don't matter (and what to do about it). *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, 11(1), 189–209. <https://doi.org/10.1093/cjres/rsx024>

Referencias electrónicas

Banco de México. (2025). *Sistema de Información Económica (SIE)*. <https://www.banxico.org.mx/SieInternet/>

Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social. (2022). *Medición multidimensional de la pobreza en México 2022*. <https://www.coneval.org.mx/>

Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2025). *Datos abiertos*. <https://www.inegi.org.mx/datosabiertos/>

Organisation for Economic Co-operation and Development. (2023). *OECD employment outlook 2023*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/08785bba-en>

World Bank. (2019). *World Development Indicators*. <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>

Evolución de la desigualdad del ingreso en México (2000-2024)

Araceli Jerónimo Jiménez¹, Alma Alicia Gómez Gómez¹, Daniel Sepúlveda Jiménez¹,
Esther Figueroa Hernández¹.

Resumen

Este trabajo examina la trayectoria de la desigualdad distributiva en México durante el periodo 2000-2024 a través de la estimación del coeficiente de Gini, empleando los microdatos de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH), del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). Se estiman distintos escenarios de desigualdad considerando el ingreso total y escenarios alternativos que excluyen remesas y transferencias gubernamentales, con el propósito de evaluar su efecto redistributivo.

Los resultados muestran una tendencia general decreciente en la desigualdad del ingreso en México; sin embargo, los niveles observados continúan siendo elevados en comparación con estándares internacionales. Asimismo, se observa que tanto las remesas como las transferencias gubernamentales contribuyen a reducir la desigualdad, siendo estas últimas las que presentan un mayor efecto redistributivo.

Adicionalmente, el estudio incorpora un análisis a nivel estatal que evidencia diferencias significativas en la distribución del ingreso entre entidades federativas. Los hallazgos resaltan la relevancia de las políticas públicas y de las remesas en la dinámica de la desigualdad del ingreso en México.

Palabras clave: desigualdad del ingreso, coeficiente de Gini, remesas, transferencias gubernamentales, redistribución.

Abstract

This study examines the evolution of income inequality in Mexico during the 2000–2024 period using the Gini coefficient and microdata from the National Survey of Household Income and Expenditure (ENIGH) conducted by the National Institute of Statistics and Geography (INEGI). Different inequality scenarios are estimated by considering total income alongside alternative scenarios that exclude remittances and government transfers in order to evaluate their redistributive effect.

The results show a general downward trend in income inequality in Mexico; however, the observed levels remain high compared to international standards. Likewise, it is observed that both remittances and government transfers contribute to reducing inequality, with the latter showing a greater redistributive effect.

Additionally, the study incorporates a state-level analysis that evidences significant differences in income distribution across federative entities. The findings highlight the relevance of public policies and remittances in the dynamics of income inequality in Mexico.

Keywords: income inequality, Gini coefficient, remittances, government transfers, redistribution.

1. Introducción

La desigualdad del ingreso presenta uno de los principales desafíos económicos y sociales en los países en desarrollo. La concentración del ingreso condiciona el crecimiento económico, limita la movilidad social y afecta el bienestar de la población. En México, a pesar de los avances en crecimiento y reducción de la pobreza, la distribución del ingreso continúa caracterizándose por elevados niveles de concentración, reflejando la persistencia de brechas estructurales en la economía.

Diversos estudios sobre América Latina coinciden en que la desigualdad registró una tendencia a la baja durante la primera década del siglo XXI, atribuida principalmente a mejoras en el mercado laboral y la expansión de los sistemas de protección social (Lustig et al., 2013; Lustig, 2020). Sin embargo, en años recientes este proceso ha mostrado signos de estancamiento, lo que reabre el debate sobre las determinantes del ingreso en la región.

La literatura especializada les ha dado un peso importante a los distintos componentes del ingreso en la dinámica distributiva. En particular, las remesas y las transferencias gubernamentales han sido identificadas como mecanismos con potencial redistributivo, cuyo impacto depende de su magnitud, cobertura y cómo se distribuyen entre los hogares (Deaton, 2013; Ravallion, 2016). Las remesas están ligadas al flujo migratorio internacional, mientras que las transferencias gubernamentales corresponden a la intervención del Estado mediante políticas sociales orientadas a mejorar el bienestar de la población.

Para la medición de la desigualdad, el coeficiente de Gini es el indicador más utilizado en la economía porque permite resumir la distribución del ingreso en un solo número fácil de comparar (Atkinson, 2015). El objetivo del presente estudio es analizar la evolución del coeficiente de Gini en México durante el periodo 2000-2024, así como evaluar el impacto de las remesas y las transferencias gubernamentales sobre la distribución del ingreso. También se examinan las diferencias regionales en los niveles de desigualdad mediante un análisis a nivel estatal, con el fin de identificar patrones territoriales en la dinámica distributiva.

2. Revisión de literatura

El análisis de la desigualdad del ingreso ha sido ampliamente estudiado en la literatura económica, especialmente en economías emergentes donde persisten marcadas brechas sociales. En América Latina, diversos estudios documentan una reducción de la desigualdad durante la primera década del siglo XXI, atribuida principalmente a mejoras en el mercado laboral, incrementos en el salario mínimo y la expansión de programas de transferencias sociales (Lustig et al., 2013; Lustig, 2020).

En México, la evidencia empírica indica que, aun cuando la desigualdad ha presentado una tendencia decreciente en el largo plazo, sus niveles continúan siendo elevados en comparación con otras economías de la región. Campos-Vázquez y Esquivel (2018) señalan que factores estructurales como la informalidad laboral, la segmentación del mercado de trabajo y las disparidades en capital humano juegan un papel determinante en la persistencia de estas brechas.

Sobre las remesas internacionales, investigaciones pioneras como la de Adams y Page (2005) respaldan que estos flujos contribuyen a mitigar la pobreza y la desigualdad en países con alta densidad migratoria. Sin embargo, investigaciones posteriores advierten que este efecto depende de la distribución de los flujos entre los hogares y de las características socioeconómicas de los receptores (Ravallion, 2016).

En relación con las transferencias gubernamentales, distintos estudios destacan su función redistributiva. En América Latina, se ha documentado que los programas sociales pueden reducir significativamente la desigualdad cuando están adecuadamente focalizados hacia los hogares de menores ingresos (Atkinson, 2015; Lustig, 2020). A pesar de estos avances, la evidencia que evalúa de forma conjunta el efecto de las remesas y las transferencias gubernamentales para periodos recientes en México continúa siendo limitada. En este contexto, la presente investigación contribuye a la literatura mediante la estimación del coeficiente de Gini bajo distintos escenarios de ingreso para el periodo 2000-2024.

3. Metodología

El análisis empírico utiliza la información de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH), elaborada por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI), para el periodo 2000-2024. Se utilizan microdatos a nivel de hogar para estimar el coeficiente de Gini como medida de la desigualdad del ingreso.

Es necesario precisar que las estimaciones se realizaron directamente sobre la muestra de microdatos no ponderados. La función responde a la falta de estandarización en las claves del factor de expansión (factor, hog o factor_hog) a lo largo de los distintos levantamientos de la ENIGH (2000-2024). Dado que la ENIGH se basa en un diseño muestral probabilístico y representativo por construcción, el cálculo muestral sin ponderador preserva las tendencias relativas, las variaciones temporales y los efectos de escenarios alternativos.

El coeficiente de Gini se calcula a partir del ingreso corriente total de los hogares, considerando distintos escenarios:

1. Ingreso total: Ingreso corriente tal como es reportado en la encuesta.
2. Ingreso excluyendo remesas: Ingreso total descontando los flujos monetarios recibidos del exterior.
3. Ingreso sin transferencias gubernamentales: Ingreso total excluyendo los apoyos monetarios de programas sociales.
4. Ingreso excluyendo ambos componentes: Escenario base que refleja la distribución del ingreso de mercado (laboral y de capital).

Este enfoque permite evaluar el efecto redistributivo de cada fuente de ingreso sobre la desigualdad. Para el periodo 2000-2006, la arquitectura de los cuestionarios de la ENIGH agrupaba las remesas junto con otras transferencias en un rubro general, por lo que para esos años el análisis

se limita al ingreso total y al escenario sin transferencias. A partir de 2008, la mayor desagregación de las encuestas permite evaluar los cuatro escenarios de forma independiente.

De manera complementaria, se realiza un análisis a nivel estatal utilizando el ingreso corriente trimestral, en función de la disponibilidad de la información. Dado que el coeficiente de Gini es invariante ante transformaciones proporcionales de escala, el uso de ingreso trimestral no modifica la medición de la desigualdad. El procesamiento y análisis de los datos se realizaron mediante el software estadístico R.

4. Resultados

El análisis empírico evidencia una tendencia descendente en la concentración del ingreso en México a lo largo del periodo 2000-2024. A nivel nacional, el coeficiente de Gini muestral registró una reducción acumulada de 8.9 porcentuales pasando de 0.485 en el año 2000 a 0.396 en 2024. No obstante, la trayectoria presentó fluctuaciones: tras descender a 0.455 en 2012, se observó un repunte atípico en 2016 (0.463).

Esta elevación se atribuye principalmente a las modificaciones operativas implementadas por el INEGI en la captación de campo de la ENIGH 2016, orientadas a reducir el subreporte en los deciles de mayor ingreso, aunadas a choques inflacionarios en el periodo. A partir de 2008(0.427), la tendencia decreciente se retoma de manera continua hasta alcanzar el mínimo de la serie en 2024 (0.396).

El **Cuadro 1** sintetiza la evolución del coeficiente de Gini bajo los distintos escenarios de ingreso para una selección de años representativos de la serie histórica.

Cuadro 3.Evolución del coeficiente de Gini en México bajo distintos escenarios de ingreso en años seleccionados (2000-2024)

Escenario de ingres	2000	2008	2016	2024
Nacional	0.485	0.481	0.463	0.396
Sin Remesas	-*	0.488	0.445	0.403
Sin Transferencias Gov.	-*	0.493	0.455	0.414
Sin Remesas ni Transferencias	0.516	0.500	0.461	0.422

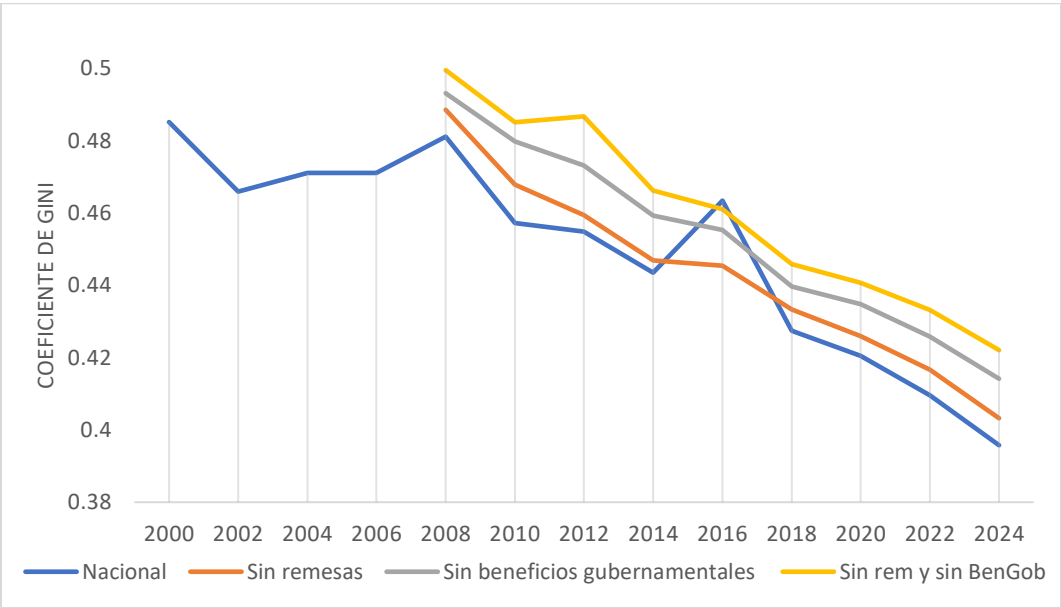
Fuente: Elaboración propia con microdatos muestrales de la ENIGH (INEGI 2000-2024)

*Para el periodo 2000-2006, el diseño del cuestionario impide desglosar las remesas de forma independiente.

La evolución del coeficiente de Gini refleja fluctuaciones asociadas a cambios económicos y sociales. En particular, durante 2008 se observa un incremento del coeficiente hasta 0.481, relacionado con los efectos de la crisis financiera internacional. Posteriormente, entre 2010 y 2018, la desigualdad muestra una disminución sostenida, consistente con la expansión de programas sociales y mejoras en los ingresos laborales señaladas en la literatura regional (Lustig, 2020). Durante el periodo asociado a la pandemia por COVID-19, el coeficiente de Gini registra una reducción en 2020 (0.420). Sin embargo, este resultado debe interpretarse con cautela, ya que podría reflejar una contradicción generalizada de los ingresos, particularmente en los estratos de mayores ingresos, más que una mejora estructural en la distribución del ingreso.

Con el propósito de evaluar el efecto redistributivo de distintos componentes del ingreso, la **figura 1** ilustra la trayectoria comparativa del coeficiente de Gini entre 2008 y 2024 bajo cada escenario alternativo.

Figura 3. Evolución del coeficiente de Gini bajo distintos escenarios de ingreso, México 2008-2024

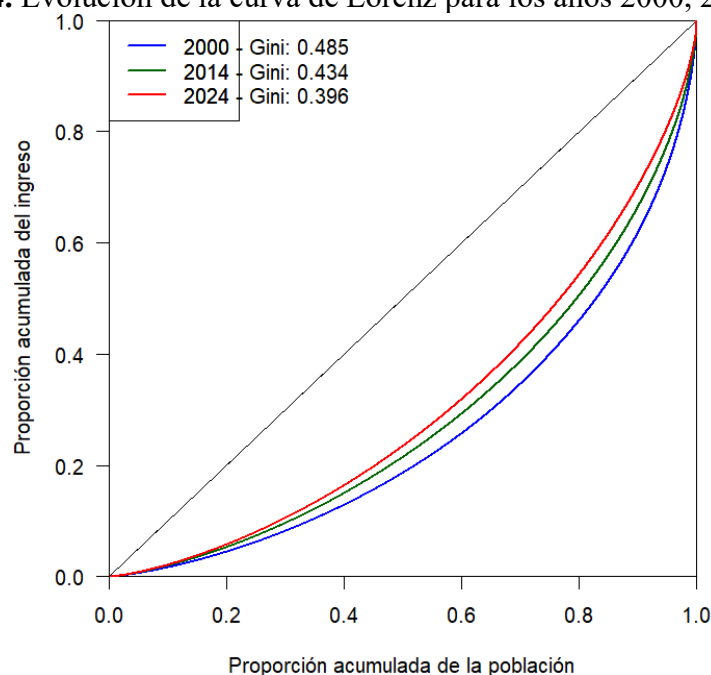


Fuente: Elaboración propia con datos de la ENIGH (INEGI, 2008-2024)

Los resultados indican que la exclusión de remesas y transferencias gubernamentales incrementa sistemáticamente el coeficiente de Gini. El efecto redistributivo de las transferencias gubernamentales resulta más significativo. En 2024, por ejemplo, el coeficiente de Gini aumenta de 0.396 a 0.414 al excluir las transferencias gubernamentales, mientras que la exclusión de remesas eleva el indicador a 0.403. El escenario en el que se excluyen simultáneamente ambos componentes presenta los mayores niveles de desigualdad durante todo el periodo analizado (alcanzando 0.422 en 2024).

Por otra parte, la **Figura 2** presenta la evolución de la curva de Lorenz para los años 2000, 2014 y 2024. En ella se observa visualmente la contracción de la desigualdad, donde la curva correspondiente a 2024 (Gini: 0.396) se desplaza hacia la izquierda, situándose sensiblemente más cercana a la línea de perfecta igualdad respecto a las curvas de 2014 (Gini: 0.434) y del año 2000 (Gini:0.485).

Figura 4. Evolución de la curva de Lorenz para los años 2000, 2014 y 2024.



Fuente: Elaboración propia con datos de la ENIGH (INEGI, 2000, 2014, 2024).

4.1. Análisis del comportamiento heterogéneo a nivel estatal (2000-2024)

De manera complementaria, el análisis a nivel estatal evidencia diferencias significativas en la distribución del ingreso entre entidades federativas. Para el año 2024, el coeficiente de Gini por estado oscila entre un valor mínimo de 0.343 en Baja California y un máximo de 0.453 en Nuevo León.

Entidades del centro y sur del país como Guanajuato (que cayó de 0.615 en el año 2000 a 0.360 en 2024) y Chiapas (de 0.529 a 0.385) mostraron los avances más acentuados en la reducción de disparidad, impulsados por la penetración de programas sociales y la recepción de remesas. En contraste, estados del norte caracterizados por una fuerte dinámica manufacturera e industrial registraron reducciones más acotadas, situando a Chihuahua (0.428) y Nuevo León (0.453) entre las entidades con mayor desigualdad para el 2024.

El **Cuadro 2** resume la clasificación del top 5 de entidades federativas con mayor y menor coeficiente de Gini en el levantamiento de 2024.

Cuadro 4. Entidades federativas con mayor y menor coeficiente de Gini en México (2024)

Ranking	Entidad federativa	Coeficiente de Gini (2024)	Dinámica observada
Mayor desigualdad			
1	Nuevo León	0.453	Disparidad salarial e industrial
2	Chihuahua	0.428	Dinámica fronteriza y sector manufacturero
3	Oaxaca	0.420	Alta informalidad y dispersión poblacional
4	San Luis Potosí	0.417	Brechas entre sector industrial y rural
5	Guerrero	0.410	Heterogeneidad e infraestructura limitada
Menor desigualdad			
28	Campeche	0.384	Actividad en servicios y energía
29	Sonora	0.383	Mayor homogeneidad salarial
30	Guanajuato	0.360	Reducción por empleo e infraestructura
31	Tlaxcala	0.356	Homogeneidad distributiva y apoyo social
32	Baja California	0.343	Menos dispersión del ingreso corriente

Fuente: Elaboración propia a partir de microdatos muestrales de la ENIGH (INEGI, 2024)

5. Discusión

Los resultados obtenidos matizan las tendencias distributivas en economías emergentes. La caída general del Gini en México (de 0.485 a 0.396) es consistente con lo documentado por Lustig et al., (2013) para América Latina. Sin embargo, el análisis de escenarios alternativos por fuentes de ingreso permite discutir la naturaleza de esta mejora.

En primer lugar, la evidencia científica confirma que las transferencias gubernamentales representan el principal motor en la contención de la desigualdad, con un impacto superior al de las remesas. Esto concuerda con los planteamientos de Atkinson (2015) y Ravallion (2016) sobre el rol del Estado. A pesar de estos resultados, surge el debate sobre la sostenibilidad de este avance: si la reducción del Gini depende fuertemente del gasto asistencial y no de mejoras estructurales en los salarios del mercado de trabajo, la equidad lograda es vulnerable a choques o ajustes presupuestales.

En segundo lugar, sobre las remesas internacionales, los datos respaldan las hipótesis de Adams y Page (2005) sobre su efecto ecualizador. Aunque su magnitud es menor (reduciendo el Gini de 0.403 a 0.396 en 2026), constituye un flujo privado que actúa como amortiguador social autónomo financiado desde el exterior.

Finalmente, las marcadas heterogeneidades estatales (con un abanico entre 0.343 y 0.453 en 2024) reflejan que las políticas nacionales interactúan con mercados laborales locales heterogéneos.

Como señalan Campos-Vázquez y Esquivel (2018), factores como la informalidad laboral y las brechas de capital humano limitan el alcance de la redistribución si no se abordan las deficiencias del mercado de trabajo.

6. Conclusiones

El presente estudio analizó la evolución de la desigualdad del ingreso en México durante el periodo 2000-2024 mediante el coeficiente de Gini, incorporando distintos escenarios de ingreso para evaluar el efecto de las remesas y las transferencias gubernamentales. Los resultados confirman una tendencia general decreciente de la desigualdad sostenida de la concentración del ingreso a nivel nacional, al pasar de un Gini de 0.485 en el año 2000 a 0.396 en 2024. No obstante, esta trayectoria estuvo expuesta a fluctuaciones temporales asociadas a choques macroeconómicos globales, como la crisis financiera internacional de 2008 y la contingencia por COVID-19 en 2020, así como a ajustes metodológicos operativos en la captación del ingreso superior en la ENIGH 2016.

El análisis por componentes evidencia que tanto las remesas como las transferencias gubernamentales contribuyen a atenuar la desigualdad del ingreso. En particular, las transferencias gubernamentales muestran un efecto redistributivo de mayor magnitud y consistencia a lo largo del periodo analizado. En 2024, la exclusión de los apoyos gubernamentales eleva la desigualdad de 0.396 a 0.414, mientras que la ausencia de remesas se sitúa en 0.403. Cuando se excluyen simultáneamente ambas fuentes de ingreso, el coeficiente alcanza 0.422 en 2024, lo que indica que el ingreso de mercado por sí solo se asocia con niveles de concentración significativamente mayores.

A nivel nacional, los hallazgos revelan una marcada heterogeneidad regional. Mientras algunas entidades del centro y sur como Guanajuato, Tlaxcala y Chiapas registraron reducciones pronunciadas en la desigualdad del ingreso, en estados del norte como Nuevo León y Chihuahua, la desigualdad salarial se mantiene elevada, posiblemente asociada con las características de sus estructuras laborales e industriales.

A pesar de la reducción general del indicador, los niveles de desigualdad en México continúan siendo elevados en comparación con otros países, lo que sugiere que los avances se apoyan, en gran medida, en las políticas sociales de carácter asistencial, más que en mejoras estructurales del mercado laboral. Para lograr una equidad sostenida a largo plazo, resulta prioritario complementar los programas de transferencias monetarias con reformas orientadas a la formalización del empleo, el incremento del salario real, la inversión en capital humano y la reducción de las disparidades regionales.

Finalmente, debe destacarse como limitación metodológica el uso de microdatos muestrales no ponderados por factores de expansión, derivado de la falta de estandarización en las claves de ponderación (factor, hog o factor_hog) entre los distintos levantamientos de la ENIGH (2000-

2024). Si bien el indicador muestral conserve la validez de las tendencias temporales, las variaciones interanuales y la jerarquía de los efectos de los escenarios alternativos, los valores absolutos pueden presentar ligeras variaciones con respecto a las series poblacionales oficiales del INEGI y del CONEVAL. Se sugiere que futuras investigaciones exploren la aplicación de técnicas de armonización de ponderadores o el uso de datos administrativos para profundizar en la descomposición del ingreso por sectores productivos.

Literatura citada

Libros

Atkinson, A. B. (2015). *Inequality: What can be done?* Harvard University Press.

Deaton, A. (2013). *The great escape: Health, wealth, and the origins of inequality*. Princeton University Press.

Lustig, N. (2020). *Inequality in Latin America: How it has changed and why*. Oxford University Press.

Ravallion, M. (2016). *The economics of poverty: History, measurement, and policy*. Oxford University Press.

Revistas

Adams, R. H., y Page, J. (2005). Do international migration and remittances reduce poverty in developing countries? *World Development*, 33(10), 1645–1669. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2005.05.004>

Campos-Vázquez, R. M., y Esquivel, G. (2018). Explaining the decline in Mexico's income inequality. *Latin American Economic Review*, 27(1), 1–29. <https://doi.org/10.1186/s40503-018-0059-8>

Lustig, N., López-Calva, L. F., y Ortiz-Juárez, E. (2013). Declining inequality in Latin America in the 2000s: The cases of Argentina, Brazil, and Mexico. *World Development*, 44, 129–141. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2012.09.013>

Referencias electrónicas/Fuentes de datos

Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI). (2024). *Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) 2000-2024*. INEGI. <https://www.inegi.org.mx/programas/enigh/>