

ARTÍCULO DE INVESTIGACIÓN

El desarrollo urbano y desigualdad de los municipios costeros del centro occidente del Pacífico mexicano, periodo 1990-2020

 **Antonio Romualdo Márquez González**
Universidad de Guadalajara, México
amargon60@gmail.com
ORCID: 0000-0003-0283-3420

 **Oscar Gabriel Vizcaíno Monroy**
Universidad Autónoma de Nayarit, México
oscar_vizcaino@hotmail.com
ORCID: 0000-0003-0587-0008

 **Rodrigo Espinoza Sánchez**
Universidad de Guadalajara, México
rodrigo@cuc.udg.mx
ORCID: 0000-0003-2148-5142

Doi: 10.36677/qret.v28i2.26793

Resumen: El artículo presenta un acercamiento al proceso de desarrollo urbano y desigualdad mediante la construcción de indicadores (grado de urbanización [GU], índice de urbanización [IU] e índice de desconcentración urbana [IDU]) y su comparación con el índice de Gini (IG) durante el periodo 1990- 2020 para los 16 municipios costeros de Colima, Jalisco, Michoacán y Nayarit. Mediante un análisis de datos de panel, se desarrollan tres modelos: 1) efectos fijos, 2) interacción IU*GU y 3) cuadrático de IDU sobre IG, con el propósito de demostrar las coincidencias y diferencias a nivel municipal. Los resultados identifican territorios de crecimiento turístico sobresaliente (Puerto Vallarta y Bahía de Banderas) como aquellos con amplio desarrollo portuario y urbano (Manzanillo y Lázaro Cárdenas), entre ambos extremos quedan los municipios con notables rezagos sociales y económicos que requieren impulso para el desarrollo regional. Asimismo, se analiza cómo la urbanización impacta en la desigualdad municipal. Los resultados obtenidos abren una ventana de oportunidad para explorar una región estratégica con historias particulares, unas más distantes que otras, pero al fin cercanas.

Palabras clave: desarrollo urbano y social, municipios costeros, occidente de México.

Recepción: 09 de octubre, 2025

Aceptación: 19 de enero, 2026



RESEARCH SCIENTIFIC ARTICLES

Urban development and inequality of the coastal municipalities of the central-west mexican Pacific, period 1990-2020

 **Antonio Romualdo Márquez González**
Universidad de Guadalajara, México
amargon60@gmail.com
<http://orcid.org/0000-0003-0283-3420>

 **Oscar Gabriel Vizcaíno Monroy**
Universidad Autónoma de Nayarit, México
oscar_vizcaino@hotmail.com
<http://orcid.org/0000-0003-0587-0008>

 **Rodrigo Espinoza Sánchez**
Universidad de Guadalajara, México
rodrigo@ccc.udg.mx
<http://orcid.org/0000-0003-2148-5142>

Doi: 10.36677/qret.v28i2.26793

Abstract: This paper presents an approach to the process of urban development and inequality by constructing specific indicators —degree of urbanisation (GU), urbanisation index (IU), and urban deconcentration index (IDU)— and comparing them with the Gini index (IG) during the 1990–2020 period for the sixteen coastal municipalities of Colima, Jalisco, Michoacán, and Nayarit. Using panel data analysis, three models are developed: 1) fixed effects, 2) IU*GU interaction, and 3) a quadratic model of IDU on IG, with the purpose of demonstrating convergences and divergences at the municipal level. The results identify territories with outstanding tourism growth (Puerto Vallarta and Bahía de Banderas) as well as those with extensive port and urban development (Manzanillo and Lázaro Cárdenas); between these extremes lie municipalities with notable social and economic lags that require regional development initiatives. Additionally, the study analyses how urbanisation impacts municipal inequality. The findings open a window of opportunity to explore a strategic region with unique historical trajectories—some more distant than others, yet ultimately interconnected.

Keywords: Urban and Social Development, Coastal Municipalities, Western Mexico.

Introducción

El presente trabajo tiene como objetivo contribuir al conocimiento de los procesos de desarrollo urbano y desigualdad, para el periodo 1990-2020, de 16 municipios costeros en los estados de Colima —Armería, Manzanillo y Tecmán—, Jalisco —Cabo Corrientes, Cihuatlán, La Huerta, Puerto Vallarta y Tomatlán—, Michoacán —Aquila, Coahuayana y Lázaro Cárdenas— y Nayarit —Bahía de Banderas, Compostela, San Blas, Santiago Ixcuintla y Tecuala—, mediante la construcción y comparación de indicadores como el grado de urbanización (GU), índice de urbanización (IU), índice de desconcentración urbana (IDU) y el índice de Gini (IG); para lo cual, se desarrollan tres modelos: efectos fijos, interacción $IU * GU$ y cuadrático de IDU sobre IG; bajo el empleo de análisis de datos de panel, así como para demostrar las coincidencias y diferencias que se llegan a establecer a nivel de los municipios del territorio en análisis.

La investigación forma parte del proyecto general Observatorio Económico Regional del Centro Occidente del Pacífico Mexicano, impulsado en el Centro de Cooperación y Desarrollo Territorial del Centro Universitario de la Costa Puerto Vallarta de la Universidad de Guadalajara. El objetivo es señalar cómo, cuándo y por qué se han suscitado ciertos procesos en el territorio analizado (delimitado metodológicamente para fines de estudio, principalmente en las vertientes de desarrollo urbano y desigualdad). De este modo, se abre la exploración a un espacio costero de gran relevancia, cuyas historias particulares, aunque con distintos grados de distanciamiento cronológico, resultan cercanas.

Importantes aportaciones al conocimiento del desarrollo regional en diferentes vertientes como son las sociales, económicas, políticas, culturales, territoriales, desarrollo humano, sostenibilidad, entre otras, por lo que la presencia o preeminencia de desigualdades en los procesos de desarrollo representa un complejo desafío para los hacedores de políticas públicas, aludiendo, que América Latina es reconocida como una de las regiones más desiguales del mundo, además de la habitualmente estudiada inequidad a través de diversos indicadores socioeconómicos. La utilización de indicadores es una herramienta reconocida desde hace tiempo para investigar las tendencias y minimizar los riesgos en la esfera de la economía (Aghón *et al.*, 2001; PNUMA, 2003; Kliksberg, 2006; Martínez Pellégrini *et al.*, 2008; Torres Torres *et al.*, 2009; Alkire, 2010; Cota Yáñez y Macías Mc Mahan, 2011; Gasparini *et al.*, 2013; Manet, 2014; CEPAL, 2016; Silva Rincón *et al.*, 2021; Rodríguez Miranda *et al.*, 2021; Coaquira Velásquez *et al.*, 2023; Esparza

et al., 2023; Schteingart *et al.*, 2023; Marquina Feldman *et al.*, 2024; Ramos Soto *et al.*, 2024; Rodríguez Miranda *et al.*, 2024).

El ser humano es eminentemente un ente social, por lo que sus beneficios individuales y colectivos se ven reflejados en su capacidad de organización y de logros sustantivos en sus condiciones de vida. En las últimas décadas, los estudios sobre la desigualdad y los mecanismos que la producen han sido objeto de diversas aproximaciones teóricas y metodológicas en el campo de las ciencias sociales. La investigación sobre la estratificación social es un área muy activa dentro de la sociología y economía; una distinción común dentro de esta es la que se establece entre la desigualdad de oportunidades —posibilidades de una persona de progresar— y la de condiciones —distribución de recompensas y condiciones de vida diferenciales—. Los trabajos de Sen (1992), Fitoussi y Rosanvallon (1997), Breen y Jonsson (2005), Dubet (1996), Bayón (2016), Álvarez y Cadena (2006), Peláez Herreros (2017) dan cuenta de ello.

Reiterando que la relación entre la condición de desigualdad y la distribución en tiempo y espacio fue el objetivo central de la presente investigación, se coloca el componente del desarrollo urbano y su correlativo con la desigualdad medido como el índice de Gini. Por otra parte, la comprensión del desarrollo regional demanda la implementación de herramientas analíticas sofisticadas, capaces de desentrañar la intrincada complejidad multidimensional inherente al territorio. Los municipios costeros del occidente de México son espacios estratégicos donde confluyen dinámicas turísticas, portuarias y urbanas, entre otras, que inevitablemente generan presiones en los aspectos de crecimiento económico, desigualdad social y sostenibilidad territorial.

De acuerdo con lo anterior, cuando se aplica al análisis regional se incorporan no solo relaciones entre variables, sino también su distribución geográfica y dinámica temporal (Saporta, 2000; Brito y Malerba, 2003; Luckeneder *et al.*, 2019; Gunawan, 2021; Yang *et al.*, 2023). La medición de la desigualdad se ha centrado, principalmente, en el análisis de la distribución de los ingresos de las personas, siendo esta última una medida que atraviesa una diversidad de dimensiones —educación, salud, empleo, servicios, alimentación, vivienda— y que, al mismo tiempo, suele tener una estrecha relación con ellas (Calderón Chelius y Garay Villegas, 2023).

El nivel de bienestar de las personas puede asociarse a diversos aspectos de la vida, esto cada vez ha cobrado mayor relevancia de manera global. En la actualidad han surgido diversos esfuerzos para desarrollar

indicadores del bienestar integral, particularmente para el caso de México, ya que tiene uno de los Índices Gini más altos del mundo —el cual se elevó ligeramente para el año 2000, de 50.3 a 54.6—. Este índice es una medida de la desigualdad en la distribución del ingreso con un rango entre cero y cien, donde cero significa igualdad perfecta —todas las personas tienen el mismo ingreso— y cien corresponde a la desigualdad perfecta —una persona tiene todo el ingreso y el resto tiene un ingreso cero— (Martínez Pellégrini *et al.*, 2008; Sedesol, 2012).

En general, las entidades federativas, y por ende algunos de sus municipios, tienen procesos de desarrollo diferenciados en donde no todos avanzan al mismo ritmo; de esta forma se configuran territorios con mayor o menor desigualdad. La urbanización y el desarrollo económico no han sido procesos homogéneos ni universalmente incluyentes, lo que hace necesario promover modelos de crecimiento urbano y económico capaces de integrar a los sectores marginados y de garantizar que el progreso sobre el territorio beneficie a la mayoría y no solo a los grupos económicos y políticos dominantes.

El éxito o el fracaso de las políticas orientadas al desarrollo económico pueden evaluarse fácilmente aplicando indicadores, sin embargo, el carácter complejo e interdependiente —económico, ambiental y social— ha planteado un gran desafío a quienes han tratado de elaborar y utilizar indicadores para medir tal desarrollo (PNUMA, 2003).

Al tratar de medir el nivel de desarrollo de un país o una región, la primera dificultad surge en la definición misma de este concepto. Una enunciación simple lo puede considerar como “el avance en las condiciones de vida de la población”, puede interpretarse como mayor bienestar, con alcances de cobertura para la mayoría de la población de un país y de todas sus zonas geográficas (Benita y Gómez, 2013).

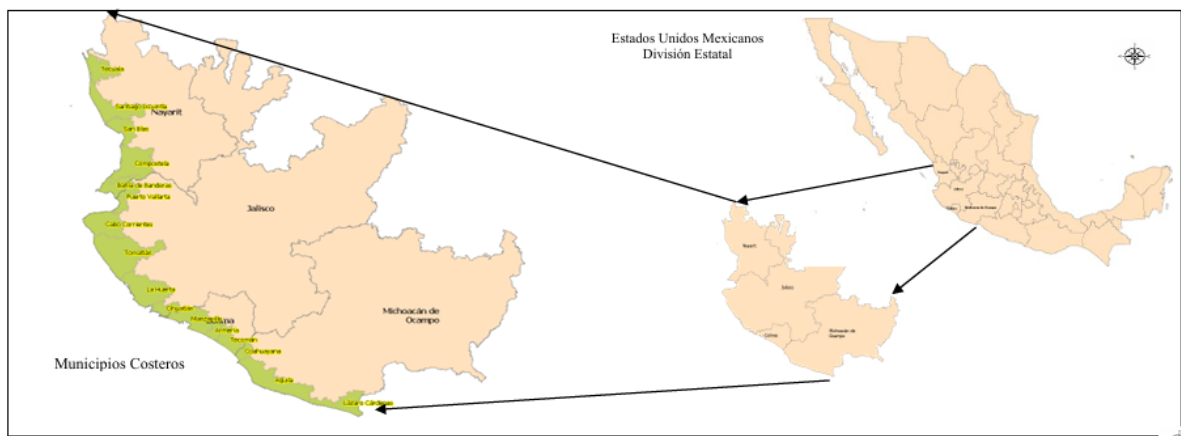
En este contexto, el análisis de datos de panel facilita la extracción de patrones, regularidades y relaciones que permanecen ocultas en los vastos volúmenes de información generados por las entidades gubernamentales, que a su vez constituyen una base de valor incalculable para la ejecución de análisis exhaustivos del desarrollo regional —incluidos tanto entornos urbanos, rurales y periurbanos—, obteniendo información útil para académicos, instancias gubernamentales, inversionistas y planeadores del desarrollo, entre otros (Shrimali *et al.*, 2018; Moreno *et al.* 2019; Zhu, 2019; Martínez, 2022; Moran *et al.*, 2015).

Cota Yáñez y Macías Mc Mahan (2011) hacen el señalamiento que el Occidente de México está contemplado dentro de programas nacionales que impulsan un proceso de desarrollo regional; el propósito de esta iniciativa es la construcción de una visión compartida por los estados y definir estrategias integrales que contribuyan al proyecto nacional. Igualmente, Gutiérrez y Gama (2010) hacen intentos por resolver problemas específicos del índice de marginación, usado por Consejo Nacional de Población (Conapo) desde la década de los noventa del siglo próximo pasado, sobre la base de una medida-resumen para diferenciar entidades geográficas según el impacto global de las carencias que padecen sus pobladores.

Por otra parte, una vez realizada la revisión bibliográfica sobre temáticas similares, para el caso mexicano no se encontró alguna que ampliara información al respecto, por lo que este trabajo es novedoso bajo las variables empleadas, así como por la creación de modelos de efectos fijos, interacción IU vs. GU y cuadrático del IDU sobre IG. Los antecedentes de trabajos similares al presente se encuentran en Vizcaíno *et al.* (2017), y Márquez González *et al.* (2025).

Los estados y municipios en análisis se localizan en la zona costera central del Pacífico mexicano (figura 1), en el cuadro 1 se presentan sus características poblacionales.

Figura 1. Localización geográfica de los municipios costeros del centro occidente del Pacífico mexicano



Fuente: Elaboración propia con base en datos censales y cartografía del Marco Geoestadístico del INEGI

Cuadro 1. Población de las localidades iguales o mayores a 2.500 habitantes y población total en los municipios costeros de los estados de Colima, Jalisco, Michoacán y Nayarit, periodo 1990-2020

Municipio	Localidad	1990	2000	2010	2020
Colima	Armería	Rincón de López	2.509	2.881	2.756
		Cofradía de Juárez	5.895	5.894	6.202
		Armería **	15.104	15.384	15.923
	Manzanillo	Jilapa	---	---	---
		El Colomo	8.138	9.898	10.255
		Manzanillo **	67.697	94.893	130.035
	Tecomán	Cofradía de Morelos	1.541	2.089	2.339
		Madrid	3.627	4.003	3.790
		El Bayardo	4.252	5.073	5.689
		Cerro de Ortega	4.952	5.921	7.598
		Tecomán **	60.938	74.106	85.689
	Población total de los municipios costeros		203.344	253.006	302.841
Jalisco	Cabo Corrientes	El Tuito **	1.949	2.518	3.211
	Cihuatlán	Jaluco	1.513	2.182	3.156
		Barra de Navidad	2.186	3.386	4.324
		San Patricio (Melaque)	4.525	6.379	7.569
		Cihuatlán **	13.333	15.697	18.164
	La Huerta	La Huerta **	5.892	7.222	7.891
	Puerto Vallarta	Las Palmas de Arriba	2.969	3.326	4.145
		Las Juntas	3.529	5.947	9.035
		Ixtapa	7.561	17.785	29.036
		Puerto Vallarta **	93.503	151.432	203.342
	Tomatlán	Campo Acosta	1.977	2.253	2.638
		José María Pino Suárez	841	2.129	2.554
		José María Morelos	2.218	2.755	2.970
		Tomatlán **	6.849	7.944	9.026
	Población total de los municipios costeros		195.886	283.036	363.208

	Municipio	Localidad	1990	2000	2010	2020
Michoacán	Aquila	Aquila **	1.515	1.688	1.740	2.444
	Coahuayana	Coahuayana Viejo	2.319	2.419	2.425	2.860
		El Ranchito	---	---	---	3.278
		Coahuayana de Hidalgo **	5.828	6.672	7.307	5.886
	Lázaro Cárdenas	Bahía Bufadero	2.114	2.589	2.580	2.864
		Playa Azul	3.213	3.180	3.139	3.389
		Buenos aires	8.131	10.431	9.868	10.856
		La Mira	12.705	14.162	13.415	12.845
		La Orilla	6.594	15.761	20.126	27.291
		Las Guacamayas	34.578	37.671	37.980	39.613
		Ciudad Lázaro Cárdenas **	53.581	73.396	79.200	83.637
	Población total de los municipios costeros		168.622	207.226	216.489	237.701
Nayarit	Bahía de Banderas	Punta de Mita	605	1.597	2.304	2.564
		Sayulita	994	1.675	2.262	3.390
		La Cruz de Huanacastle	1.293	2.291	3.171	4.169
		El Porvenir	1.248	2.914	6.046	6.166
		Valle de Banderas **	4.376	5.528	7.666	8.730
		Las Jarretaderas	3.110	4.362	6.262	9.462
		San Clemente de Lima	53	125	1.021	9.561
		San Juan de Abajo	7.339	8.811	10.442	11.090
		Bucerías	4.019	8.833	13.098	16.161
		Mezcales	1.402	2.632	20.092	24.309
		San José del Valle	4.438	6.217	22.541	35.486
		San Vicente	2.873	5.776	14.324	38.666
	Compostela	Rincón de Guayabitos	---	1.435	1.979	2.777
		Paraíso Escondido	594	1.633	2.463	2.990
		Zacualpan	5.385	5.118	4.893	4.887
		La Peña de Jaltemba	6.243	7.365	9.102	10.593
		Las Varas	11.541	12.547	14.077	14.419
		Compostela **	15.175	15.797	17.573	20.322

Municipio	Localidad	1990	2000	2010	2020
Nayarit	San Blas	Aután	2.521	1.973	1.890
		Mecatán	2.717	2.523	2.657
		Guadalupe Victoria	4.744	3.333	2.932
		Jalcocotán	4.205	4.271	4.207
		San Blas **	8.433	8.812	10.187
	Santiago Ixcuintla	Sentispac	2.808	2.863	2.594
		Villa Juárez	3.070	3.518	3.000
		Pozo de Ibarra	3.389	3.280	3.233
		La Presa	3.922	3.913	4.241
		Yago	4.108	3.971	3.965
		Villa Hidalgo	11.753	10.826	9.908
		Santiago Ixcuintla **	19.249	17.950	18.241
	Tecuala	Quimichis	4.285	3.677	3.409
		San Felipe Aztatán	5.445	5.068	4.546
		Tecuala **	15.388	14.584	14.511
	Población total de los municipios costeros		396.442	408.126	471.549
					437.702

Fuente: Elaboración propia con información de los Censos de Población y Vivienda del INEGI, 1990, 2000, 2010 y 2020

Metodología

Construidos los índices base de la investigación —GU, IU e IDU—, se hacen las comparaciones con el IG. Una vez obtenidos los valores, se elaboraron los modelos de efectos fijos, interacción IU * GU y cuadrático de IDU sobre IG, para conocer el comportamiento de los 16 municipios en el periodo de 1990-2020.

El GU se refiere al porcentaje de población que reside en áreas urbanas con respecto a la población total. Si bien, la definición de área urbana difiere entre países (CEPAL, 2009), en este caso el GU da cuenta de la proporción de habitantes de un territorio que concentra 15,000 habitantes o más. El presente trabajo toma el criterio del Consejo Nacional de Población (Conapo), que considera como localidad urbana aquella que alberga 2,500 habitantes y más. La interpretación de este indicador descansa sobre el supuesto que

mientras mayor es el GU, mayor es el nivel de desarrollo socioeconómico alcanzado por un territorio. La ecuación empleada es:

$$GU = (Pu / Pt) * 100$$

Donde:

P_u = Población urbana municipal. Esta se entiende como el total de población que reside en asentamientos de 2,500 habitantes y más.

P_t = Población total municipal.

El IU se define como la magnitud alcanzada por la concentración de la población urbana en una unidad territorial y responde al nivel de urbanización, es decir, a la proporción de la población total que habita en localidades clasificadas como urbanas —aquellas con más de 15,000 habitantes— (Palacio Prieto *et al.*, 2004). El IU permite ponderar la importancia relativa de los distintos tamaños de las ciudades para medir el nivel de urbanización de una región. Este índice se construyó utilizando la metodología del Instituto Nacional de Geografía e Informática (INEGI) (Unikel, 1976), cuya ecuación empleada es:

$$IU = \frac{1}{4} \left(\frac{U_1}{P} + \frac{U_2}{P} + \frac{U_3}{P} + \frac{U_4}{P} \right) * 100$$

Donde:

U_1 = Toda población urbana de 15.000 o más habitantes.

U_2 = Toda población urbana mayor de 20.000 habitantes.

U_3 = Población de ciudades mayores de 50.000 o más habitantes.

U_4 = Población de ciudades mayores de 100.000.

P = Población total de la unidad territorial, $P_1...P_4$, igual a las participaciones ponderadas respecto a la población urbana para cada intervalo (15.000 – 49.999; 50.000 – 99.999; 100.000 – 499.999 y, más de 500.000).

Con una mínima modificación por la empleada por Torres Torres *et al.* (2009), quienes toman como referencia poblaciones de 2,500 o más habitantes, por la existencia en numerosos municipios de México de localidades que

se reconocen como urbanas y que albergan dicho número de habitantes como ya se señaló, quedando de la manera siguiente:

$$IU = \frac{1}{n} \left(\frac{U_1}{Pt} + \frac{U_2}{Pt} + \dots + \frac{U_n}{Pt_n} \right)$$

Donde:

U = Población total municipal.

Pt = Población total en cada rango. Habitantes de 1 - 2.499; 2.500 - 4.999; 5.000 - 9.999; 10.000 - 14.999; 15.000 - 29.999; 30.000 - 49.999; 50.000 - 99.999; 100.000 - 499.999; 500.000 y más.

n = Número de rangos de la escala de Conapo.

El IDU se calcula como la inversa del Índice de Concentración de Hirschman-Herfindahl, considerando todas las localidades de los 16 municipios, es la población que vive dentro de un área urbana económicamente relevante en el territorio estatal. Donde H es el índice de urbanización, que cuanto más cercano a 1 sea, mayor es la urbanización o concentración urbana. Su inverso $1/H$ significa la desconcentración, entre más alto sea su valor, menor es la concentración urbana. Se considera nuevamente a localidades con población igual o mayor a 2,500 habitantes de acuerdo con los rangos de Conapo. La ecuación empleada es:

$$H = \sum_{i=1}^n \left(\frac{p_i}{p} \right)^2$$

Donde:

P_i = Población de la ciudad i .

p = Población urbana total.

n = Número de ciudades incluidas en el cálculo con el cálculo de la escala de Conapo. Habitantes de 1 - 2.499; 2.500 - 4.999; 5.000 - 9.999; 10.000 - 14.999; 15.000 - 29.999; 30.000 - 49.999; 50.000 - 99.999; 100.000 - 499.999; 500.000 y más.

Dada la naturaleza estructural de las variables de urbanización —GU, IU e IDU— y su potencial correlación teórica, se implementó un protocolo de diagnóstico estadístico riguroso para lograr una validación de robustez y de colinealidad. En primer lugar, se calculó el factor de inflación de la varianza (VIF) para detectar la presencia de multicolinealidad severa entre los

regresores. Se adoptó el criterio estándar que considera un $VIF > 10$ como indicativo de redundancia lineal problemática, que podría inflar artificialmente las varianzas de los estimadores y comprometer la inferencia estadística (Wooldridge, 2009; 2010).

Adicionalmente, para mitigar los efectos de la posible heterocedasticidad inherente a los datos de corte transversal y panel, se estimaron los modelos utilizando una matriz de covarianza consistente con heterocedasticidad (HC1) conocida como Errores Estándar Robustos de Huber-White. Esta técnica permite relajar el supuesto de homocedasticidad de los residuos, garantizando que los valores - t y los intervalos de confianza sean válidos incluso si la varianza del error no es constante a través de los municipios (White, 1980; Jochmans, 2022).

La base de datos se construyó como un panel balanceado conformado por 16 unidades transversales —municipios— observadas en cuatro cortes temporales (1990, 2000, 2010 y 2020), totalizando 64 observaciones ($N \times T = 64$). Si bien, este tamaño muestral es limitado para modelos asintóticos complejos, se justifica dado que la muestra constituye el universo completo de la región costera de estudio. Para mitigar el riesgo de sesgo por el tamaño de N , se priorizaron modelos parsimoniosos y se validó la estabilidad mediante el análisis de sensibilidad. Respecto a la posible dependencia espacial, dada la contigüidad de los municipios, se optó por la especificación de Modelo de Efectos Fijos (MEF).

Al capturar la heterogeneidad no observada invariable en el tiempo para cada municipio (α_i), el modelo absorbe gran parte de las características espaciales compartidas, reduciendo el riesgo de sesgo sin imponer una matriz de pesos exógena. Durante la fase exploratoria se estimó un modelo dinámico de diferencias primeras para evaluar cambios interanuales. Sin embargo, dicho modelo mostró un ajuste global deficiente ($R^2 < 0.06$) y falta de significancia conjunta, por lo que se descartó de la presentación final para centrar el análisis en las determinantes estructurales de largo plazo capturadas por los modelos de efectos fijos.

Resultados

Los tres ejercicios están bajo la premisa de modelos lineales. El primer modelo de efectos fijos (MEF) se basa en la regresión de mínimos cuadrados ordinarios (OLS) con variables ficticias —*dummies*— para capturar las diferencias entre municipios y años; esto permite controlar por diferencias no observadas que son constantes dentro de cada municipio y año; matemáticamente, se representa en la siguiente fórmula y los resultados del análisis estadístico del MEF en el cuadro 2.

$$IG_{it} = \sum_i \delta_i C(\text{Estado}_M \text{municipio}) + \sum_t \lambda_t C(\text{Año}) + \beta_1 IU_{it} + \beta_2 IDU_{it} + \beta_3 GU_{it} + \varepsilon_{it}$$

Donde:

IG_{it} = Índice de Gini del municipio ii en el año tt . Mide el nivel de desigualdad en la distribución del ingreso.

$\sum_i \delta_i C(\text{Estado}_M \text{municipio})$ = Cada municipio tiene su propio coeficiente sin referencia a otro municipio. Ejemplo, $C(\text{Estado_Municipio})$ [T. Cabo_Corrientes] igual a 0.217, captura factores estructurales inobservables y constantes en el tiempo, específicos a cada municipio (p.e. cultura política, geografía, historia local).

$\sum_t \lambda_t C(\text{Año})$ = Incluye efectos de los años 2000, 2010 y 2020 respecto al año base de 1990. Ejemplo, $C(\text{AÑO})$ [T.2010] = -0.0161. En el $C(\text{AÑO})$ [T.2020] = -0.0892, captura los efectos macroeconómicos o nacionales comunes a todos los municipios en un año dado (p.e. crisis económica, cambios en política fiscal).

$\beta_1 IU_{it}$ = Efecto del desarrollo urbano (IU) sobre IG. Ejemplo, β_1 = -0.042, un aumento de una unidad en el IU se asocia con una disminución de 0.042 puntos en IG, ya que mide el grado de urbanización básica y puede reflejar densidad o acceso a servicios mínimos.

$\beta_2 IDU_{it}$ = Efecto de la descentralización (IDU) sobre IG. Ejemplo, β_2 = -0.025, un incremento en una unidad en el IDU se asocia con una reducción de 0.025 puntos en el IG, que puede incluir infraestructura, servicios, calidad del hábitat urbano, entre otros.

$\beta_3 GU_{it}$ = Efecto del grado de urbanización (GU) sobre IG. Ejemplo: β_3 = 0.140, indica que a mayor grado de urbanización el IG tiende a incrementarse, manifestando una medida agregada de concentración de la población en áreas urbanas.

ε_{it} = Término de error, captura factores no explicados por las variables del modelo, siendo un componente no explicado por el modelo varía entre municipios y en el tiempo.

Cuadro 2. Resultados del análisis estadístico del Primer Modelo de Efectos Fijos

Estadístico	Valor	Interpretación
R^2 (Coeficiente de Determinación)	0.8073	El modelo explica el 80% de la variabilidad en el IG, indicando un excelente ajuste.
R^2 Ajustado	0.7110	Ajustado por el número de variables, señala que el 71,1% de la variabilidad en el IG se explica por las variables incluidas.
AIC (Criterio de Información de Akaike)	-241.977	AIC bajo, sugiere que el modelo tiene buena capacidad predictiva sin sobreajuste.
BIC (Criterio de Información Bayesiano)	-194.482	Similar al AIC, penaliza modelos complejos, el valor negativo indica un buen balance.
F-Statistic	8.3812	Prueba conjunta que confirma que el modelo es significativo.
Prob (F-Statistic)	3.54E-09	Con una $p < 0.001$ el modelo global es estadísticamente significativo.
Durbin-Watson	2.3901	El valor cercano a 2 indica ausencia de autocorrelación fuerte en los errores.
Omnibus	0.0543	En la prueba de normalidad no hay evidencia para rechazar que los errores sean normales.
Prob (Omnibus)	0.9732	La $p > 0.05$ confirma normalidad en los residuos.
Jarque-Bera (JB)	0.2304	En la alternativa de prueba de normalidad no se detectan problemas.
Prob (JB)	0.8912	Un p alto es compatible con la normalidad de los errores.
Skew (Sesgo)	0.0295	El ligero sesgo negativo cercano a 0 indica simetría.
Kurtosis	-0.2121	Valor cercano a 0 sin presencia de colas pesadas ni valores extremos.
Número de Condición	89.0353	Bajo (< 100) indica baja multicolinealidad.

Fuente: Elaboración propia producto de la investigación.

En el análisis detallado de los estadísticos del modelo OLS, se obtiene un excelente ajuste global, lo que permite afirmar que las desigualdades municipales en el IG están significativamente relacionadas con el GU, el IDU y el

IDU, así como con los efectos específicos por municipio y año, con un valor de coeficiente de determinación de 80 % de la variabilidad total del IG entre municipios y años explicada por el modelo, en términos generales como:

$$R^2 = \frac{\text{Variabilidad Explicada por el Modelo}}{\text{Variabilidad Total}}$$

El R^2 ajustado es de 0.7110, el ajustado compensa la posible sobrestimación causada por el número de predictores.

$$R^2_{\text{ajustado}} = 1 - \left(\frac{(1 - R^2)(n - 1)}{n - k - 1} \right)$$

Donde:

n = Es el número de observaciones.

k = Es el número de predictores (excluyendo constantes y efectos fijos).

La estimación por OLS para el MEF reflejan una capacidad explicativa sólida del IG a nivel municipal. Los valores alcanzados de R^2 y su R^2 ajustada confirma que el modelo logra capturar de forma efectiva la variabilidad en la desigualdad municipal, incluso bajo una estructura compleja que contempla efectos fijos por entidad territorial y año. Esta consistencia es particularmente relevante cuando se incluyen variables ficticias que controlan por especificidades espaciales y temporales, incrementando la robustez del análisis sin comprometer la parsimonia del modelo, por último, la calidad general del ajuste se ve respaldada por los valores de los criterios de información utilizados para evaluar el balance entre precisión del modelo y complejidad estructural.

El AIC y BIC ambos valores negativos y reducidos sugiere una especificación eficiente y sin signos de sobreajuste. Hay que destacar que mientras el AIC penaliza levemente la inclusión de predictores adicionales, el BIC impone una penalización más estricta conforme crece el número de parámetros, la congruencia entre ambos indicadores refuerza la credibilidad del modelo y su idoneidad para estudios territoriales. Además, en términos de significancia estadística global, el modelo resulta altamente robusto. El valor del estadístico F junto con su correspondiente Prob (F), permite rechazar categóricamente la hipótesis nula de irrelevancia conjunta de las variables explicativas, dicho resultado confirma la pertinencia de los predictores seleccio-

nados y valida el marco teórico que sustenta la construcción del modelo, centrado en el análisis de determinantes estructurales de la desigualdad.

La validez de los supuestos clásicos que fundamentan el modelo lineal, los resultados son igualmente consistentes. El estadístico Durbin-Watson indica una ausencia de autocorrelación significativa en los residuos, lo que fortalece la validez de las inferencias realizadas y garantiza que los errores sean independientes entre sí. Además, la distribución de los residuos se aproxima razonablemente a la normalidad, tal como lo demuestran las pruebas de Omnibus y de Jarque-Bera. Los estadísticos Sesgo y Kurtosis se mantienen dentro de parámetros aceptables, lo que sugiere una distribución simétrica y exenta de valores extremos que pudieran distorsionar la estimación. El estadístico del número de condición revela que no se presentan problemas serios de colinealidad entre las variables explicativas. Los valores observados indican una estructura suficientemente estable como para asegurar que las estimaciones no se vean afectadas por redundancias o dependencias internas entre las variables. El cuadro 3 muestra los resultados MEF de los municipios en análisis.

Cuadro 3. Coeficientes de los municipios del Modelo de Efectos Fijos

	Variable	Coeficiente	Error Estándar	T	P> t	Intervalo de confianza	
						[0.025]	[0.975]
Colima	Armería	0.3740	0.0704	5.3113	0.0000	0.2360	0.5120
	Manzanillo	-0.0094	0.0568	-0.1658	0.8683	-0.1208	0.1019
	Tecomán	-0.0105	0.0346	-0.3032	0.7617	-0.0782	0.0573
Jalisco	Cabo Corrientes	0.0885	0.1479	0.5983	0.5497	-0.2014	0.3783
	Cihuatlán	0.0275	0.0213	1.2936	0.1958	-0.0142	0.0692
	La Huerta	0.0615	0.0659	0.9329	0.3509	-0.0677	0.1907
	Puerto Vallarta	0.0134	0.0546	0.2451	0.8064	-0.0937	0.1205
	Tomatlán	0.0550	0.0455	1.2101	0.2262	-0.0341	0.1441
Michoacán	Aquila	0.0365	0.0742	0.4917	0.6230	-0.1090	0.1820
	Coahuayana	0.0377	0.0448	0.8417	0.4000	-0.0501	0.1255
	Lázaro Cárdenas	0.0001	0.0297	0.0016	0.9987	-0.0582	0.0583

	Variable	Coeficiente	Error Estándar	T	P> t	Intervalo de confianza	
						[0.025]	[0.975]
Nayarit	Bahía de Banderas	0.0157	0.0193	0.8118	0.4169	-0.0222	0.0536
	Compostela	0.0195	0.0242	0.8055	0.4206	-0.0280	0.0670
	San Blas	0.0203	0.0351	0.5764	0.5644	-0.0486	0.0891
	Santiago Ixcuintla	-0.0023	0.0339	-0.0671	0.9465	-0.0688	0.0642
	Tecuala	0.0218	0.0289	0.7557	0.4498	-0.0348	0.0784
	2000	0.0601	0.0143	4.2096	0.0000	0.0321	0.0881
	2010	-0.0136	0.0109	-1.2414	0.2145	-0.0350	0.0079
	2020	-0.0863	0.0132	-6.5205	0.0000	-0.1122	-0.0603
	IU	0.0051	0.1719	0.0295	0.9765	-0.3318	0.3419
	IDU	-0.0082	0.0221	-0.3727	0.7094	-0.0516	0.0351
	GU	0.0496	0.0994	0.4992	0.6176	-0.1452	0.2444

Fuente: Elaboración propia producto de la investigación.

Los resultados obtenidos ratifican la idoneidad técnica del modelo para explicar la desigualdad territorial a partir de factores estructurales como el GU, el IDU y el IU, al tiempo que incorpora con precisión los efectos diferenciados por municipio y periodo censal. La combinación de ajuste estadístico sólido, normalidad de los residuos, ausencia de autocorrelación y adecuada independencia entre predictores otorga plena legitimidad al uso de este modelo en análisis empíricos de desigualdad regional. Asimismo, ofrece una base técnica confiable para la formulación de políticas públicas diferenciadas, orientadas a mitigar las brechas territoriales (municipios) en contextos regionales.

Los resultados mostraron que, en Manzanillo el coeficiente estimado fue de -0.0094, con un intervalo de confianza al 95 %, la ausencia de significancia estadística indica que el efecto sobre el IG es marginal y no concluyente. Esta condición podría reflejar disparidades en el acceso a servicios, concentración sectorial en actividades económicas como el turismo o el comercio, brechas en infraestructura, entre otras. Un comportamiento similar se identifica en Tecmán, cuyo coeficiente es de -0.0105, tampoco resultó significativo, lo que apunta a una estructura desigual persistente —infraestructura, inversión, empleo, entre otras—, pero sin un efecto estadísticamente detectable.

Cabo Corrientes con coeficiente de 0.0885, aunque sin significancia estadística; su intervalo de confianza señala gran variabilidad, posiblemente derivada de desigualdades de una estructura socioeconómica diversa asociada a la ruralidad dispersa y la limitada cobertura de servicios públicos. Para el caso de Cihuatlán con coeficiente de 0.0275, también resultó no significativo, lo cual reafirma la tendencia observada en varios municipios de la región como efectos moderados en desigualdad, pero sin pruebas estadísticas concluyentes. Este patrón se repite en los coeficientes estimados de La Huerta, Puerto Vallarta y Tomatlán, de 0.0615, 0.0134 y 0.0550, respectivamente, estas no alcanzan umbrales estadísticos robustos, indicando que, aunque existen señales de desigualdad asociadas a la estructura económica local, en franca alusión al acceso desigual a oportunidades.

Los municipios de Aguila, Coahuayana y Lázaro Cárdenas con coeficientes de 0.0365, 0.0377 y 0.0001, respectivamente, tampoco registraron significancia estadística. Esta recurrencia puede vincularse con desigualdades históricas en zonas costeras y rurales, donde la estructura productiva y el acceso a servicios presentan alta heterogeneidad. Los municipios de Bahía de Banderas, Compostela, San Blas y Tecuala tampoco mostraron significancia estadística con coeficientes de 0.0157, 0.0195, 0.0203 y 0.0218, respectivamente; mientras que Santiago Ixcuintla presentó un coeficiente de -0.0023. Estos valores sugieren que, si bien existe variabilidad en el nivel de desigualdad municipal, apuntan a la existencia de desigualdades vinculadas a factores como la heterogeneidad territorial, el turismo incipiente y la distribución desigual de recursos, esta no puede explicarse directamente por efectos fijos municipales dentro del modelo.

Con relación a la dimensión temporal, se presenta en el 2000 un coeficiente positivo y estadísticamente significativo de 0.0601; lo anterior indica que, en comparación con 1990, se produjo un incremento significativo en el IG, posiblemente relacionado con rezagos de reformas estructurales, polarización productiva, concentración del crecimiento económico y de nuevos enclaves urbanos. En contraste, 2010 muestra un coeficiente de -0.0134 sin significancia estadística; mientras que 2020 revela un efecto claramente negativo y significativo de -0.0863, lo cual sugiere una reducción sustancial de la desigualdad municipal en comparación con el año base de 1990, este descenso puede estar asociado a políticas redistributivas, programas sociales o reconfiguración económica regional.

El análisis de las variables estructurales del modelo aporta elementos adicionales para entender los patrones de desigualdad; así, el IU mostró un coeficiente de 0.0051 aunque no significativo, este hallazgo contradice parcialmente las expectativas teóricas de la Curva de Kuznets, donde este resultado sugiere que la urbanización medida de manera agregada, no ejerce un efecto claro sobre la desigualdad de los municipios en análisis, ya que el efecto de la urbanización requiere mayor desagregación espacial y temporal para su comprensión, debido a dinámicas heterogéneas dentro de los mismos.

En cuanto al IDU, su coeficiente es -0.0082 siendo no significativo; si bien, los resultados no pueden establecer un efecto concluyente, el signo negativo podría sugerir que la redistribución administrativa y territorial ejerce un rol ligeramente compensatorio en la desigualdad, aunque insuficiente para generar efectos estadísticamente robustos. Podría ser que la descentralización ejerza un efecto compensatorio sobre la desigualdad, en la medida en que redistribuye funciones administrativas y recursos hacia espacios periféricos. Finalmente, el GU presentó un coeficiente de 0.0496 sin significancia, encontrándose que las variables de IU y GU por sí solas no explican la varianza intramunicipal de manera significativa, sugiriendo que la desigualdad responde a factores exógenos capturados por los efectos fijos temporales (los años), más que a la dinámica interna de urbanización de cada municipio.

Ante la sospecha de multicolinealidad entre las variables explicativas y para verificar la robustez de los resultados, se realizó un análisis de sensibilidad estimando tres modelos independientes para cada indicador de urbanización, aplicando errores estándar robustos (Huber-White) para corregir posible heterocedasticidad. Los resultados de este análisis desagregado (cuadro 4) confirmaron la tendencia observada, ninguna de las variables de urbanización resultó estadísticamente significativa por separado ($p > 0.05$ en todos los casos), a pesar de que los modelos mantienen un alto poder explicativo global ($R^2 \approx 0.81$).

Cuadro 4. Resultados del análisis de robustez con modelos independientes y errores estándar robustos (Huber-White)

Modelo (Variable Independiente)	Coefficiente (β)	Error Estándar (Robusto)	Estadístico t	Valor p (P> t)	R2 Ajustado
Modelo A.- IU	0.0361	0.1408	0.2566	0.7997	0.7223
Modelo B.- IDU	-0.0011	0.0181	-0.0619	0.9509	0.7218
Modelo C.- GU	0.0401	0.0633	0.6337	0.5297	0.7236

Fuente: Elaboración propia con base en los resultados del análisis de sensibilidad.

Específicamente, el IU con un coeficiente de 0.0361, el GU de 0.0401, el IDU mostró un efecto prácticamente nulo de -0.0011. Este hallazgo es crucial, sugiere que la alta variabilidad de la desigualdad en la región (IG) no está determinada mecánicamente por el ritmo de urbanización o concentración poblacional, sino que responde básicamente a factores exógenos temporales —capturados por los efectos fijos del año— y a características estructurales propias e invariantes de cada municipio. Esto refuta la idea de una relación lineal directa entre urbanización y desigualdad para esta muestra específica, validando la necesidad de explorar relaciones no lineales o interacciones más complejas en los modelos subsiguientes.

Con el Segundo Modelo de la Interacción IU * GU, se pretende evaluar si el impacto del desarrollo urbano depende del grado de urbanización, empleándose la siguiente fórmula:

$$IG_{it} = \beta_0 + \beta_1 IU_{it} + \beta_2 GU_{it} + \beta_3 (IU_{it} \times GU_{it}) + \beta_4 IDU_{it} + \sum_i \delta_i C(\text{Estado}_{\text{Municipio}})_i + \sum_t \lambda_t C(\text{AÑO})_t + \epsilon_{it}$$

Lo anterior tendría diversas interpretaciones, la primera de ellas sería si $\beta_3 > 0$, el efecto del IU aumenta con el GU, el desarrollo urbano agrava la desigualdad en ciudades más urbanizadas y, la segunda, si $\beta_3 < 0$, la urbanización modera el efecto del IU reduciendo la desigualdad. Por lo tanto, las ciudades grandes pueden generar más desigualdad si el crecimiento es desigual, ejemplo es la segregación urbana en Bahía de Banderas, Manzanillo y Puerto Vallarta. En zonas menos urbanizadas el desarrollo puede distribuirse mejor, es decir, el crecimiento equitativo en ciudades secundarias o en crecimiento permanente y, la interacción del IU*GU es el efecto combinado del desarrollo urbano y urbanización en la desigualdad. La importancia de dicha

interacción es positiva y significativa, muestra que el desarrollo urbano y la urbanización juntos aumentan la desigualdad y, si la interacción es negativa y significativa es representativo que el desarrollo urbano y la urbanización combinados ayudan a reducir el IG (cuadro 5).

Cuadro 5. Resultado de los estadísticos de los municipios del segundo Modelo de Interacción IU * GU

Estadístico	Valor	Interpretación
R ²	0.8078	El modelo explica el 80,78% de la variabilidad del IG indicando un excelente ajuste.
R ² Ajustado	0.7117	Tras corregir el número de variables, el ajuste sigue siendo sólido, sin sobreajuste.
AIC	-242.13	Valor bajo que indica un buen equilibrio entre ajuste y complejidad, el modelo tiene buena parsimonia.
Prob (F-statistic)	2.87E-10	p < 0.001 y se rechaza H ₀ , al menos una variable explica significativamente el IG.
Número de Concordancia	267.66	Observaciones antes de condicionar por efectos fijos, o después de eliminar las filas con NA, también a las utilizadas realmente en la matriz de diseño.

Fuente: Elaboración propia producto de la investigación.

El modelo de regresión que contempla la interacción entre el IU y el GU exhibe un ajuste sólido, con un R² que explica aproximadamente el 81 % de la variabilidad del IG entre municipios y a lo largo del tiempo. El R² ajustado confirma que, incluso corrigiendo por el número de predictores incluidos, el modelo mantiene una capacidad explicativa considerable y sin signos de sobreajuste. A pesar de incorporar tanto los efectos individuales de GU, IDU e IU, como su término de interacción IU * GU, ninguno de sus coeficientes mostró significancia estadística, esto implica que no existe evidencia robusta de que estas variables, ni de forma independiente ni combinada, ejerzan una influencia lineal directa sobre la desigualdad territorial medida por el IG.

A pesar de lo anterior, el modelo en su conjunto demuestra una consistencia estadística clara. El estadístico F global es altamente significativo lo cual confirma que el conjunto de predictores contribuye de manera significativa a explicar la variabilidad del IG. Asimismo, las pruebas de normalidad aplicadas a los residuos de Jarque–Bera y Omnibus arrojan valores

que indican que la distribución de los errores es adecuada, mientras que el Durbin-Watson sugiere, además, ausencia de autocorrelación relevante o significativa.

Los AIK y los BIC apuntan a una estructura parsimoniosa del modelo, en la que se logra un equilibrio adecuado entre complejidad y ajuste, lo que respalda su pertinencia como especificación base. El número de condición advierte sobre una cierta colinealidad sin alcanzar valores que pongan en riesgo la estabilidad de las estimaciones. En síntesis, el modelo puede considerarse válido y robusto desde la perspectiva econométrica, sin embargo, la ausencia de significancia individual en sus predictores centrales sugiere que la relación entre urbanización y desigualdad podría no ser estrictamente lineal, pudiendo depender de efectos no capturados, dinámicas espaciales, umbrales de urbanización o interacciones más complejas (cuadro 6). Estas observaciones abren la puerta a investigaciones adicionales orientadas a explorar mecanismos no lineales o estructuras alternativas que expliquen con mayor precisión la desigualdad territorial.

Cuadro 6. Coeficientes de los municipios bajo análisis del Segundo Modelo de Interacción IU * GU

	Variable	Coeficiente (β)	Error Estándar	T	P> t	Intervalo de confianza	
						[0.025]	[0.975]
Colima	Armería	0.3376	0.1027	3.2872	0.0010	0.1363	0.5389
	Manzanillo	-0.0165	0.0565	-0.2921	0.7702	-0.1272	0.0942
	Tecomán	-0.0093	0.0352	-0.2642	0.7916	-0.0782	0.0597
Jalisco	Cabo Corrientes	0.0473	0.0475	0.9954	0.3195	-0.0458	0.1404
	Cihuatlán	0.0225	0.0191	1.1779	0.2388	-0.0150	0.0600
	La Huerta	0.0461	0.0450	1.0243	0.3057	-0.0421	0.1344
	Puerto Vallarta	0.0183	0.0556	0.3284	0.7426	-0.0908	0.1273
	Tomatlán	0.0469	0.0371	1.2639	0.2063	-0.0258	0.1196
Michoacán	Aquila	0.0368	0.0589	0.6257	0.5315	-0.0785	0.1522
	Coahuayana	0.0250	0.0327	0.7634	0.4452	-0.0391	0.0891
	Lázaro Cárdenas	0.0023	0.0304	0.0763	0.9392	-0.0572	0.0619

Variable	Coeficiente (β)	Error Estándar	T	P> t	Intervalo de confianza	
					[0.025]	[0.975]
Nayarit	Bahía de Banderas	0.0165	0.0185	0.8890	0.3740	-0.0199 0.0528
	Compostela	0.0094	0.0286	0.3296	0.7417	-0.0467 0.0656
	San Blas	0.0143	0.0330	0.4344	0.6640	-0.0504 0.0791
	Santiago Ixcuintla	-0.0119	0.0336	-0.3529	0.7242	-0.0778 0.0541
	Tecuala	0.0113	0.0314	0.3595	0.7192	-0.0503 0.0729
2000	0.0598	0.0142	4.1988	0.0000	0.0319	0.0877
2010	-0.0140	0.0108	-1.2988	0.1940	-0.0352	0.0071
2020	-0.0860	0.0130	-6.6343	0.0000	-0.1114	-0.0606
IU	0.2388	0.5052	0.4726	0.6365	-0.7513	1.2288
GU	0.0701	0.0918	0.7635	0.4452	-0.1098	0.2500
IU:GU	-0.2267	0.4698	-0.4825	0.6294	-1.1474	0.6941

Fuente: Elaboración propia producto de la investigación.

Con el objetivo de examinar si el impacto de la urbanización sobre la desigualdad está condicionado por el nivel de consolidación urbana, se estimó un modelo de interacción ($IG \sim IU \times GU$), excluyendo la variable de descentralización para evitar la multicolinealidad detectada previamente, donde esta especificación permite aislar el efecto moderador entre el crecimiento urbano funcional y la densidad poblacional a través del tiempo.

El análisis de los coeficientes temporales confirma la robustez de los hallazgos previos respecto a la dinámica histórica. El año 2000 mantiene un efecto positivo y altamente significativo ($\beta = 0.0598$) indicando un repunte de la desigualdad frente a 1990, posiblemente asociado a los efectos residuales de la apertura económica, la disminución del gasto social y la concentración de la inversión en áreas de mayor población, cabeceras municipales, destinos turísticos importantes, entre otros. Para 2010, el coeficiente se torna negativo ($\beta = -0.0140$) pero carece de significancia estadística, sugiriendo un periodo de estabilidad. En el 2020, se consolida una reducción estructural de la desigualdad con un coeficiente de gran magnitud y alta significancia ($\beta = 0.0860$); lo que ratifica el papel preponderante de los factores temporales del impacto acumulado de políticas redistributivas, atracción de mano

de obra, expansiones de cobertura en programas sociales y mejoras en la conectividad regional y sobre las dinámicas locales.

Respecto a las determinantes urbanas, los resultados muestran que ni el IU ($\beta = 0.2388$) ni el GU ($\beta = 0.0701$) ejercen un efecto directo significativo sobre el IG cuando se analizan bajo esta especificación. El foco central de este modelo, el término de interacción IU:GU, presentó un coeficiente negativo. Teóricamente, el signo negativo sugiere que la combinación de un alto desarrollo urbano con una alta consolidación poblacional podría actuar como un mecanismo mitigador de la desigualdad. Sin embargo, este efecto no alcanzó significancia estadística, implica que para el periodo y región estudiados no existe evidencia suficiente para afirmar que la madurez urbana (GU) modifique la relación entre urbanización y desigualdad, en donde el fenómeno de la desigualdad parece operar de manera independiente a la interacción de estas fuerzas físicas y funcionales.

La heterogeneidad municipal en la desigualdad se identifica con una considerable variabilidad en los coeficientes estimados. A diferencia de otros modelos, al controlar la interacción y utilizar estimadores robustos, ninguno de los coeficientes individuales a nivel municipal resultó estadísticamente significativo (todos con valores $p > 0.05$). Aunque se observan direcciones variadas, con signos negativos en centros logísticos como Manzanillo ($\beta = -0.016$) y positivos en zonas rurales como Cabo Corrientes ($\beta = 0.047$), la falta de significancia estadística indica que, una vez controlados los efectos temporales y las variables de urbanización, no existen diferencias estructurales inexplicadas entre los municipios que sean sistemáticamente distintas al promedio regional. Esto refuerza la conclusión de que la desigualdad en la costa del Pacífico Central mexicano responde más a una dinámica regional y temporal compartida que a las particularidades intrínsecas de cada municipio.

En el tercer modelo de cuadrático de IDU sobre IG, se contrasta la hipótesis de la "U invertida" de Kuznets, la cual postula una relación no lineal entre el desarrollo urbano y la desigualdad. Para realizar esta prueba con el mayor rigor estadístico posible, se especificó un modelo cuadrático puro, excluyendo las variables de control adicionales como el GU y el IDU para evitar la multicolinealidad detectada en los modelos previos y aislar estrictamente la forma funcional de la relación. La ecuación empleada es:

$$IG_{it} = \beta_0 + \beta_1 IU_{it} + \beta_2 IU_{it}^2 + \alpha_i + \gamma_t + \epsilon_{it}$$

Donde:

IG_{it} = Índice de Gini para el municipio i en el año t

IU_{it} = Índice de Urbanización (término lineal).

IU_{it}^2 = Término cuadrático del índice de urbanización (captura no linealidades como la Curva de Kuznets).

α_i = Efectos fijos por municipio

γ_t = Efectos fijos por año

ϵ_{it} = Término de error aleatorio.

Una interpretación de lo anterior sería, si $\beta_2 > 0$ la relación es convexa, el desarrollo urbano aumenta la desigualdad a tasas crecientes y, si $\beta_2 < 0$ la relación es cóncava, la desigualdad disminuye con el IDU, pero con rendimientos decrecientes. Por lo tanto, en etapas iniciales del desarrollo la desigualdad puede aumentar (Curva de Kuznets); y a largo plazo, la urbanización bien planificada puede reducir la desigualdad. Los resultados estadísticos se muestran en el cuadro 7.

Cuadro 7. Resultados de los estadísticos del Tercer Modelo de Cuadrático de IDU sobre IG

Estadístico	Valor	Interpretación
R^2	0.8123	El modelo explica el 81,23% de la variabilidad del IG (desigualdad), lo que indica un muy buen ajuste del modelo a los datos observados.
R^2 Ajustado	0.7251	Aun después de penalizar por el número de predictores, el modelo mantiene un alto poder explicativo confirmando su solidez estadística.
AIC	-245.67	El valor negativo y bajo del AIC sugiere un modelo eficiente, con buen equilibrio entre calidad de ajuste y complejidad sin indicios de sobreajuste.
Prob (F-Statistic)	5.45E-11	Como $p < 0.001$, se rechaza la hipótesis nula, el modelo es globalmente significativo y no se debe a la casualidad.
Número de Condición	154.37	Valor moderado, no hay evidencia de multicolinealidad severa pero es recomendable monitorear correlaciones entre variables explicativas.

Fuente: Elaboración propia producto de la investigación.

El análisis detallado de los estadísticos del presente modelo se basa en una especificación parsimoniosa que incluye exclusivamente el IU, su término cuadrático (IU^2) y los efectos fijos por municipio y año. Esta restricción metodológica ofrece resultados estadísticamente más robustos al minimizar la colinealidad estructural. El valor de R^2 indica que el modelo logra explicar el 81.23 % de la variabilidad en el IG entre los municipios en análisis. Este valor refleja una capacidad explicativa sobresaliente, incluso al corregir los grados de libertad, el R^2 ajustado alcanza un valor de 0.7251, lo que confirma que el modelo mantiene un alto grado de ajuste y solidez estadística sin evidencias de sobreajuste.

En términos de significancia global, la probabilidad asociada al estadístico F es de 5.45E-11, permite rechazar categóricamente la hipótesis nula, confirmando que el conjunto de variables explicativas (términos de urbanización y efectos fijos) incide de manera significativa sobre la desigualdad medida por el IG. El AIC reportó un valor de -245.67, que al ser más negativo que en especificaciones previas, sugiere que el modelo ha alcanzado un equilibrio más eficiente entre la bondad de ajuste y la complejidad estructural, un aspecto crucial de esta estimación es el diagnóstico de multicolinealidad.

Cuadro 8. Coeficientes del Tercer Modelo de los municipios costeros del centro occidente del Pacífico mexicano

	Variable	Coeficiente (β)	Error Estándar	T	P> t	Intervalo de confianza [0.025] [0.975]	
Colima	Armería	0.2970	0.0685	4.3368	0.0000	0.1628	0.4312
	Manzanillo	-0.0068	0.0572	-0.1187	0.9055	-0.1189	0.1053
	Tecomán	-0.0116	0.0332	-0.3506	0.7259	-0.0767	0.0534
Jalisco	Cabo Corrientes	0.0697	0.0359	1.9400	0.0524	-0.0007	0.1401
	Cihuatlán	0.0248	0.0188	1.3175	0.1877	-0.0121	0.0617
	La Huerta	0.0647	0.0327	1.9760	0.0482	0.0005	0.1288
	Puerto Vallarta	0.0279	0.0602	0.4629	0.6435	-0.0902	0.1459
	Tomatlán	0.0663	0.0300	2.2111	0.0270	0.0075	0.1250
Michoacán	Aquila	0.0554	0.0417	1.3281	0.1842	-0.0264	0.1371
	Coahuayana	0.0409	0.0263	1.5537	0.1203	-0.0107	0.0926
	Lázaro Cárdenas	-0.0017	0.0277	-0.0609	0.9514	-0.0560	0.0526

		Coeficiente (β)	Error Estándar	T	P> t	Intervalo de confianza [0.025] [0.975]	
Nayarit	Bahía de Banderas	0.0226	0.0166	1.3604	0.1737	-0.0100	0.0553
	Compostela	0.0163	0.0203	0.8032	0.4218	-0.0235	0.0562
	San Blas	0.0324	0.0245	1.3238	0.1856	-0.0156	0.0804
	Santiago Ixcuintla	0.0032	0.0225	0.1428	0.8864	-0.0409	0.0473
	Tecuala	0.0229	0.0205	1.1206	0.2625	-0.0172	0.0631
	2000	0.0604	0.0139	4.3357	0.0000	0.0331	0.0876
	2010	-0.0137	0.0101	-1.3584	0.1743	-0.0334	0.0061
	2020	-0.0859	0.0116	-7.4277	0.0000	-0.1086	-0.0632
	IU	0.4474	0.2981	1.5009	0.1334	-0.1369	1.0317
	IU2	-0.3944	0.3684	-1.0705	0.2844	-1.1165	0.3277

Fuente: Elaboración propia producto de la investigación.

El número de condición es de 154.37, valor significativamente inferior a los umbrales críticos y mejora sustancialmente respecto a los modelos que incluían variables redundantes, validando que la correlación entre el término lineal y el cuadrático no distorsiona gravemente la estabilidad de los estimadores. En conjunto, estos estadísticos permiten concluir que la especificación cuadrática adoptada constituye una aproximación metodológicamente robusta para probar la hipótesis de la Curva de Kuznets, libre de ruido estadístico y con una alta capacidad de explicar la varianza en la desigualdad municipal. El cuadro 8 muestra los resultados de los coeficientes estimados.

El presente modelo ofrece un análisis econométrico detallado de la desigualdad municipal en el occidente de México, empleando una especificación funcional cuadrática pura ($IG \sim IU + IU^2$) con efectos fijos por municipio y año. Esta estrategia metodológica excluyó las variables de control adicionales (GU y IDU) para minimizar la multicolinealidad y estimar con mayor precisión la existencia de una relación no lineal tipo “U invertida” (Curva de Kuznets) entre la urbanización y la desigualdad. El análisis de los efectos fijos municipales revela un panorama predominantemente homogéneo, aunque con excepciones puntuales significativas de heterogeneidad en Jalisco.

En Colima, con coeficientes negativos en Manzanillo de -0.0068 y Tecomán de -0.0116 sin significancia, confirmando que una vez controlada la

urbanización y el tiempo, estos centros urbanos no presentan una dinámica de desigualdad estructuralmente distinta al promedio regional. Sin embargo, en Jalisco se identifican patrones divergentes como se refirió, los coeficientes en Tomatlán de 0.0663 y La Huerta de 0.0647 mostraron ser positivos y estadísticamente significativos. Esto indica que en estos territorios existen factores locales no observados, posiblemente vinculados a la transición agroindustrial o a la tenencia de la tierra, que incrementan la desigualdad basal independientemente de su nivel de urbanización.

Por su parte, Cabo Corrientes presentó un efecto positivo marginalmente significativo de 0.0697, reforzando la tendencia de mayor desigualdad en zonas de transición rural-turística de la costa jalisciense, Puerto Vallarta y Cihuatlán no mostraron significancia estadística. En Michoacán y Nayarit, la tendencia general se mantiene, ya que ninguno de los municipios analizados —incluyendo centros importantes como Lázaro Cárdenas o Bahía de Banderas— arrojó coeficientes significativos ($p > 0.05$), esto sugiere que la desigualdad en estas zonas responde más a la dinámica de urbanización general y a las coyunturas temporales que a particularidades intrínsecas de la gestión local.

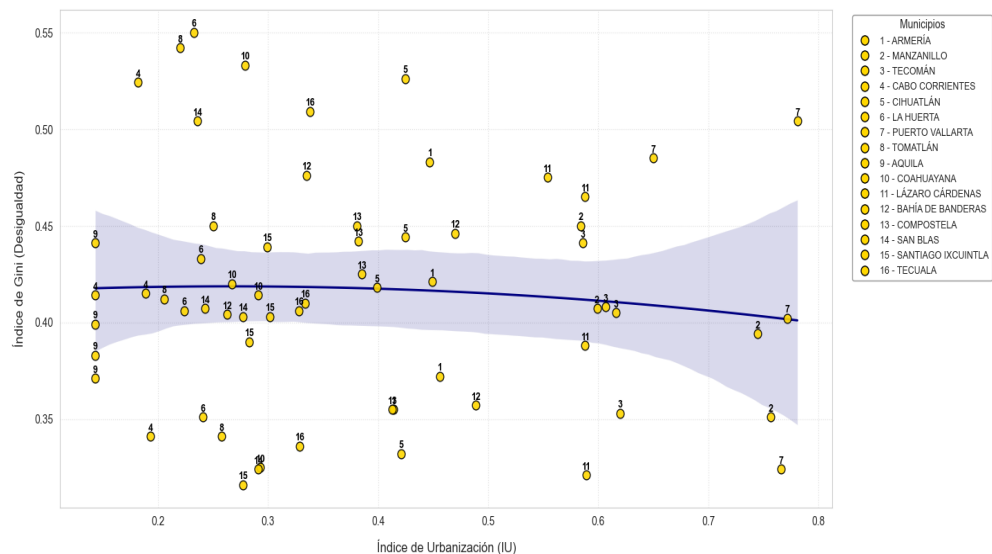
La dimensión temporal ratifica su rol preponderante en la explicación de la desigualdad. En el 2000 muestra un incremento estructural significativo respecto a 1990 con un coeficiente de 0.0604. Para 2010, el coeficiente se torna negativo con -0.0137 pero no significativo, indicando estabilidad. Finalmente, en 2020 se consolida una reducción drástica y altamente significativa de la desigualdad con un coeficiente de -0.0859, consistente con los hallazgos de los modelos previos sobre el impacto de factores coyunturales y políticas nacionales recientes.

El núcleo de este modelo reside en los coeficientes del IU, el término lineal IU presentó un coeficiente de 0.4474, mientras que el término cuadrático IU^2 con un coeficiente de -0.3944. Teóricamente, esta combinación de signos (positivo en el lineal, negativo en el cuadrático) describe la forma de una “U invertida”, lo cual sería consistente con la Hipótesis de Kuznets, la desigualdad aumenta al inicio de la urbanización y disminuye al alcanzar niveles altos, sin embargo, ninguno de los dos términos alcanzó significancia estadística, IU con 0.1334 y para IU^2 de 0.2844. Este resultado implica que, aunque la dirección de los coeficientes sugiere una tendencia hacia la mitigación de la desigualdad en etapas avanzadas de urbanización, la evidencia estadística no es suficientemente robusta para confirmar la existencia de un punto de inflexión automático en la región.

Por tanto, se concluye que la urbanización por sí misma no garantiza la reducción de brechas sociales en el Pacífico central mexicano durante el periodo estudiado, a medida que los niveles de urbanización alcanzan un umbral determinado. Los efectos iniciales de polarización podrían reducirse gracias a una mayor capacidad de redistribución institucional, economías de escala en servicios públicos o integración funcional del sistema urbano, bajo el supuesto de una promoción para el desarrollo socioeconómico, tanto en forma individual por municipio como las mismas regiones costeras de cada uno de los estados bajo análisis.

La figura 2 muestra la relación entre el IU y el IG de los municipios donde se ha aplicado una regresión cuadrática y así analizar, cómo la urbanización impacta la desigualdad. En eje horizontal representa el índice de desarrollo urbano, donde valores más altos indican mayor urbanización; el eje vertical muestra el índice de desigualdad, donde valores más altos representan una mayor concentración de ingresos en pocos sectores de la población. Cada punto amarillo representa un municipio, numerado y referenciado al pie de la figura; la línea azul es la tendencia cuadrática estimada, con una banda de confianza sombreada que muestra el intervalo de confianza del modelo.

Figura 2. Exploración visual de la relación no lineal entre IU e IG, tendencia cuadrática ajustada con intervalo de confianza del 95 %



1. Armería, 2. Manzanillo, 3. Tecomán, 4. Cabo Corrientes, 5. Cihuatlán, 6. La Huerta, 7. Puerto Vallarta, 8. Tomatlán, 9. Aquila, 10. Coahuayana, 11. Lázaro Cárdenas, 12. Bahía de Banderas, 13. Compostela, 14. San Blas, 15. Santiago Ixcuintla, 16. Tecuala

Fuente: Elaboración propia producto de la investigación con base a los datos censales y estimaciones del modelo.

La representación gráfica de la relación entre el IU y el IG permite visualizar la dispersión de los datos y la línea de tendencia ajustada. Aunque la curva azul sugiere percibir una ligera pendiente negativa en los niveles más altos de urbanización, lo cual evocaría parcialmente la fase descendente de la hipótesis de Kuznets, la amplitud de la banda de confianza (área sombreada) confirma la alta variabilidad existente y la falta de significancia estadística detectada en el modelo econométrico. Con base en la distribución espacial de los puntos en el gráfico, se pueden identificar comportamientos diferenciados.

El primer caso es donde los municipios con baja urbanización y alta desigualdad, ubicados en el extremo izquierdo ($IU < 0.3$) destacan Tomatlán (8) y La Huerta (6), presentan una estructura predominantemente rural donde la escasa infraestructura urbana coexiste con altos niveles de concentración del ingreso ($IG > 0.45$ en varios periodos); la urbanización incipiente en estos territorios no ha sido suficiente para activar mecanismos de redistribución o movilidad social importantes. En el segundo de los casos, en la franja central (IU entre 0.3 y 0.6) están los municipios en transición como Compostela (13) y Santiago Ixcuintla (15). Estos territorios muestran una dispersión vertical notable, es decir, para un mismo nivel de desarrollo urbano, los niveles de desigualdad varían drásticamente según el año, esto indica que en la fase de transición urbana, la desigualdad no responde linealmente a la infraestructura, sino que es altamente sensible a coyunturas temporales o crisis específicas.

En el caso tercero, se localizan en el extremo derecho del gráfico ($IU > 0.6$) los municipios con urbanización avanzada y los centros más consolidados como Puerto Vallarta (7), Manzanillo (2) y Bahía de Banderas (12). Si bien, algunos puntos de Puerto Vallarta y Manzanillo se ubican en la parte inferior del gráfico, indicando menor desigualdad, otros puntos de los mismos municipios permanecen altos. Esto visualiza perfectamente el hallazgo estadístico, aunque la ciudad crezca y se modernice (desplazamiento a la derecha en el eje X), la desigualdad representada por el eje Y no cae automáticamente manteniéndose resistente en ciertos periodos.

El cuarto caso es atípico, está representado por Lázaro Cárdenas (11) y se confirma visualmente como un aislado estructural. A pesar de tener un IU medio-alto sus puntos se mantienen sistemáticamente en la parte superior de la gráfica (alta desigualdad). Esto sugiere un modelo de enclave industrial, donde la urbanización física no se traduce en bienestar social inclusivo. Por último, la conclusión visual es que la curva de ajuste es casi plana con una leve concavidad, lo que ratifica que la urbanización explica solo una

pequeña parte de la varianza en la desigualdad. La gran dispersión vertical de los puntos (municipios con el mismo nivel urbano pero desigualdades muy distintas) valida la necesidad de haber incorporado efectos fijos en el modelo para capturar estas particularidades locales no observables.

Respecto a la heterogeneidad territorial, la figura 3 segmenta la muestra en dos grupos estructurales utilizando la mediana del IU ($IU_{mediana\ 0.335}$) como umbral de clasificación. Esta distinción permite contrastar el comportamiento de la desigualdad entre territorios en fase de consolidación y aquellos con madurez urbana. Los patrones observados van desde los municipios de Baja Urbanización (círculos naranjas) ubicados a la izquierda de la línea punteada, este grupo muestra una alta dispersión vertical en el eje de desigualdad. Además, se observa que municipios con niveles de infraestructura casi idénticos (mismo valor en eje X) pueden presentar brechas de desigualdad extremas.

Figura 3. Relación estructural del IG vs. IU con clasificación por mediana regional de los municipios costeros del Pacífico mexicano



1. Armería, 2. Manzanillo, 3. Tecmán, 4. Cabo Corrientes, 5. Cihuatlán, 6. La Huerta, 7. Puerto Vallarta, 8. Tomatlán, 9. Aquila, 10. Coahuayana, 11. Lázaro Cárdenas, 12. Bahía de Banderas, 13. Compostela, 14. San Blas, 15. Santiago Ixcuintla, 16. Tecuala

Fuente: Elaboración propia producto de la investigación.

Lo anterior sugiere que en las etapas iniciales de desarrollo la desigualdad no depende de la infraestructura urbana, sino de factores productivos locales —tipo de agricultura, tenencia de la tierra, promoción de actividades productivas, desarrollo de comercio y turismo, entre otros—. Los municipios de alta urbanización (triángulos azules) ubicados a la derecha, son territorios que tienden mostrar una dispersión ligeramente menor en el IG, aunque persisten casos de alta desigualdad.

La presencia de triángulos en la parte superior derecha (alta urbanización / alta desigualdad) refuerza el hallazgo del modelo econométrico, donde el desarrollo urbano mejorado no garantiza por sí mismo la equidad, evidenciando la existencia de trampas de desigualdad incluso en las ciudades más robustecidas de la región. La línea divisoria (mediana) actúa como una frontera analítica que confirma que el tránsito de una baja a una alta urbanización no genera un desplazamiento automático hacia la parte inferior del gráfico (menor IG), refutando visualmente la existencia de una relación lineal simple.

La relación entre el nivel de urbanización y la desigualdad territorial medida a través del IG presenta una complejidad estructural que trasciende la asociación lineal directa. El gráfico exploratorio que segmenta a los municipios del occidente de México empleando la mediana del IU como umbral clasificatorio, permite identificar configuraciones espaciales diferenciadas y patrones heterogéneos que responden a trayectorias socioeconómicas particulares. Los municipios de alta urbanización (triángulos azules) en el cuadrante derecho del gráfico (IU superior a la mediana), se detecta un comportamiento dual. Municipios consolidados como Puerto Vallarta (7) y Manzanillo (2) exhiben niveles persistentemente altos de desigualdad, desafiando la premisa de que la madurez urbana conduce automáticamente a la equidad. Estas localidades impulsadas por dinámicas de turismo internacional y regional, además de logística portuaria, han generado un crecimiento económico segmentado donde la alta productividad de los sectores formales coexiste con bolsones de informalidad y exclusión laboral.

En contraste, municipios como Santiago Ixcuintla (15) y San Blas (14), aunque también clasifican como de alta urbanización relativa, logran mantener niveles de desigualdad más moderados. Esto sugiere que en estos territorios, posiblemente debido a una estructura económica más diversificada o políticas locales de integración, el crecimiento urbano ha tenido un impacto menos polarizante. Los municipios de baja urbanización (círculos naranjas) en el segmento izquierdo del gráfico (IU inferior a la mediana) la dispersión

vertical es notable, destacan casos críticos como Tomatlán (8) y La Huerta (6) que se ubican en la parte superior con altos IG, este patrón es indicativo de una desigualdad rural, probablemente asociada a la concentración de la tenencia de la tierra o a la incipiente diversificación agroindustrial que no logra derramar beneficios a la población general.

Por otro lado, municipios como Tecuala (16) ilustran un escenario de baja urbanización con menor desigualdad relativa. Sin embargo, esta aparente equidad debe interpretarse con reservas, ya que en contextos de menor desarrollo, un bajo IG puede reflejar una homogeneidad en los ingresos bajos (pobreza compartida) más que una distribución exitosa de la riqueza. Como resultado de ello, la línea divisoria de la mediana actúa como una frontera analítica que confirma la inexistencia de una convergencia automática, el tránsito de baja a alta urbanización (desplazamiento horizontal hacia la derecha) no garantiza un movimiento descendente en el eje de desigualdad.

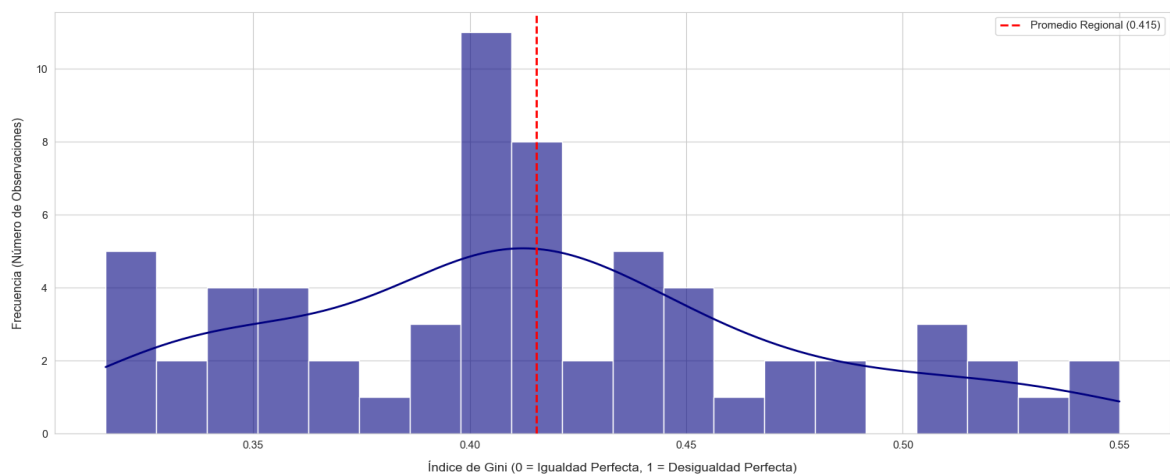
La evidencia empírica muestra que las trampas de desigualdad existen tanto en zonas rurales rezagadas como en los polos urbanos más desarrollados en general. Desde una perspectiva de política pública este hallazgo exige estrategias diferenciadas, por un lado, en los polos urbanos desiguales (Puerto Vallarta y Manzanillo) la prioridad debe ser la inclusión económica y la formalización del empleo en los sectores de servicios y turismo; y por el otro, en las zonas rurales desiguales (Tomatlán y La Huerta) es crucial intervenir en la infraestructura productiva y el acceso a mercados para romper los ciclos de concentración agraria.

La figura 4 ilustra la estructura distributiva del IG de los municipios analizados en el periodo 1990-2020, empleando un histograma de frecuencias superpuesto con una Estimación de Densidad de Kernel (KDE); esta visualización permite identificar la concentración, dispersión y sesgo de la desigualdad en la región en análisis. En la tendencia central (línea roja punteada) se destaca el promedio regional de 0.415, este valor sitúa a la región en un nivel de desigualdad media-alta relativamente homogénea y consistente con el contexto nacional. La mayor concentración de observaciones (barras más altas) se agrupa en torno a este promedio, específicamente en el intervalo de 0.40 a 0.42.

Este fenómeno puede interpretarse como el resultado de patrones estructurales compartidos en el acceso al empleo formal, servicios públicos y bienes urbanos, asociados a un modelo de urbanización intermedio donde los avances en infraestructura no han logrado dismantelar las barreras distributivas del crecimiento económico. La dispersión (eje X representa el

IG) el rango de variación es amplio, extendiéndose desde valores cercanos a 0.32 (menor desigualdad) hasta picos superiores a 0.55 (alta concentración de riqueza). Esto confirma la heterogeneidad territorial detectada en los modelos econométricos, donde coexisten municipios relativamente equitativos con otros profundamente desiguales, es una característica resiliente del sistema territorial que no desaparece por inercia.

Figura 4. Distribución de la desigualdad y frecuencia y estimación de densidad de Kernel



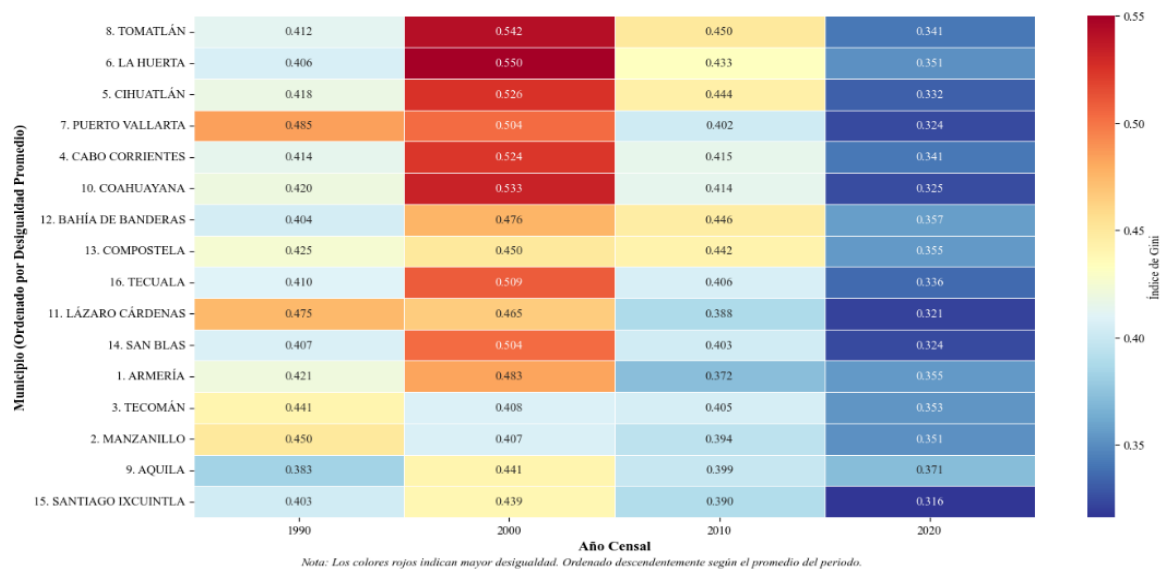
Fuente: Elaboración propia producto de la investigación.

En el comportamiento de la curva de densidad (línea azul representa el KDE), la curva suavizada revela una distribución ligeramente sesgada a la derecha. Aunque la mayoría de los municipios convergen hacia el centro o media nacional, el extremo derecho de la curva indica la persistencia de casos con desigualdades severas ($IG > 0.50$) que se resisten a una tendencia de bajar hacia la media regional, lo que evidencia la existencia de nodos de concentración de ingreso. Estas localidades, aunque minoritarias en el conjunto, configuran territorios donde los beneficios del desarrollo están restringidos a ciertos grupos sociales, apuntando a municipios con fuerte actividad turística de élite o enclaves portuarios donde la alta generación de riqueza coexiste con procesos de exclusión y precarización laboral.

Respecto a la frecuencia (barras azules), la altura de las barras confirma que la desigualdad no es un fenómeno aislado, la recurrencia de valores superiores a 0.45 sugiere que la concentración del ingreso es una caracte-

rística estructural y no coyuntural en gran parte de la muestra. En suma, la interpretación conjunta del gráfico KDE y la información contextual sugiere que los patrones de desigualdad en la región son territorialmente diferenciados. La urbanización no ha sido un proceso homogeneizador, mientras algunos municipios convergen hacia la media regional, otros permanecen atrapados en dinámicas de exclusión o de acumulación concentrada, lo que subraya la necesidad de políticas públicas diferenciadas como puede ser el fortalecimiento de infraestructura básica para los municipios rezagados e intervenciones fiscales y redistributivas focalizadas para aquellos con alta concentración del ingreso. La figura 5 y cuadro 9 muestran la evolución de la desigualdad de ingreso (IG) de los municipios en análisis.

Figura 5. Evolución y categorización del IG por municipios, periodo de 1990-2020 y sus categorías correspondientes



Fuente: Elaboración propia producto de la investigación.

Cuadro 9. Evolución y categorización del IG por municipios, periodo de 1990-2020 y sus categorías correspondientes

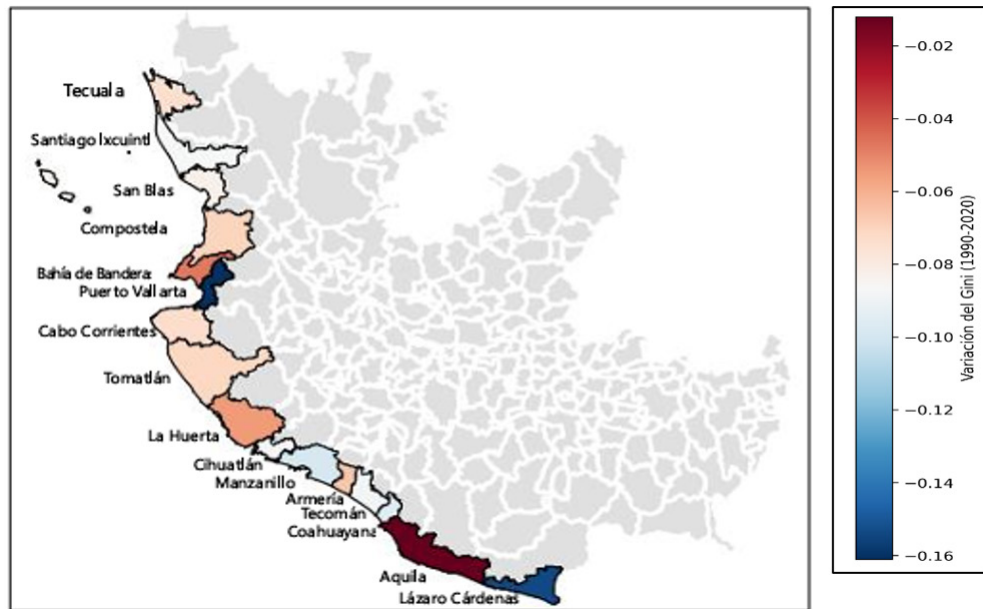
No	Municipio	IG / Periodo				Categoría del IG					
		1990	2000	2010	2020	1990	2000	2010	2020	Prom.	Categoría
1	Armería	0.421	0.483	0.372	0.355	I	A	I	I	0.408	I
2	Manzanillo	0.450	0.407	0.394	0.351	I	I	I	I	0.400	I
3	Tecomán	0.441	0.408	0.405	0.353	I	I	I	I	0.402	I
4	Cabo Corrientes	0.414	0.524	0.415	0.341	I	A	I	B	0.424	I
5	Cihuatlán	0.418	0.526	0.444	0.332	I	A	I	B	0.430	I
6	La Huerta	0.406	0.550	0.433	0.351	I	A	I	I	0.435	I
7	Puerto Vallarta	0.485	0.504	0.402	0.324	A	A	I	B	0.429	I
8	Tomatlán	0.412	0.542	0.450	0.341	I	A	I	B	0.436	I
9	Aquila	0.383	0.441	0.399	0.371	I	I	I	I	0.398	I
10	Coahuayana	0.420	0.533	0.414	0.325	I	A	I	B	0.423	I
11	Lázaro Cárdenas	0.475	0.465	0.388	0.321	A	A	I	B	0.412	I
12	Bahía de Banderas	0.404	0.476	0.446	0.357	I	A	I	I	0.421	I
13	Compostela	0.425	0.450	0.442	0.355	I	I	I	I	0.418	I
14	San Blas	0.407	0.504	0.403	0.324	I	A	I	B	0.410	I
15	Santiago Ixcuintla	0.403	0.439	0.390	0.316	I	I	I	B	0.387	I
16	Tecuala	0.410	0.509	0.406	0.336	I	A	I	B	0.415	I
B = Bajo (IG de 0.30 - 0.35)		I = Intermedio (IG de 0.35 - 0.45)				A = Alto (IG > 0.45)					

Fuente: Elaboración propia producto de la investigación.

Para complementar el análisis estadístico y visualizar la dimensión geográfica de la evolución distributiva, se elaboró un mapa de cambios netos en el IG entre el inicio y el final del periodo de estudio (figura 6). Esta cartografía permite identificar patrones de convergencia y divergencia territorial que quedan ocultos en los promedios regionales, en donde el análisis visual revela una polarización espacial marcada en el corredor costero. El primero de ellos, nodos de deterioro distributivo (tonos rojos), se identifica un clúster continuo de aumento en la desigualdad localizado en la costa central de Jalisco (Cabo Corrientes, Tomatlán y La Huerta). Este hallazgo es consistente con los resultados del MEF y el gráfico de dispersión, confirmando que esta subregión

enfrenta una trampa de desigualdad. A pesar de tres décadas de cambios económicos, estos territorios no han logrado traducir su dinámica (agroindustrial o de turismo incipiente) en bienestar compartido, experimentando un retroceso en términos de equidad.

Figura 6. Distribución espacial de la variación del Índice de Gini en los municipios costeros del Pacífico Central mexicano, periodo 1990-2020



Nota: Los cambios en la desigualdad de 1990 vs. 2020 (azul = mejora, rojo = empeora)

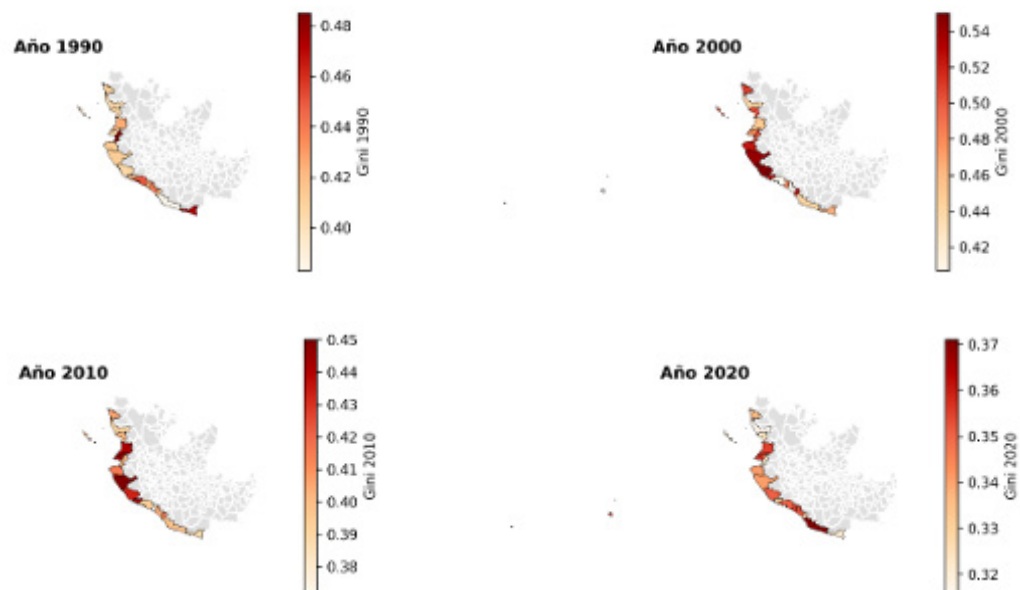
Fuente: Elaboración propia con base en los cálculos de la diferencia intercensal (IG 2020 - IG 1990) y cartografía del Marco Geoestadístico del INEGI.

El segundo corredor de zonas de convergencia es notoriamente contrastante (tonos azules) donde los extremos muestran una tendencia hacia la reducción de brechas, al norte Nayarit con los municipios de San Blas y Santiago Ixcuintla exhiben una mejora distributiva con la reducción del IG, lo cual podría asociarse a una mayor integración con la dinámica económica de la capital estatal y a la maduración del sector de servicios. En tanto que al sur, Michoacán y Colima, se observa también una predominancia de tonos azules, indicando que pese a los altos niveles históricos de desigualdad en zonas como Águila o Lázaro Cárdenas, la tendencia de largo plazo ha sido hacia la mitigación, posiblemente impulsada por la combinación de progra-

mas sociales federales y la derrama económica de los enclaves portuarios hacia zonas periféricas.

La figura anterior refuta la hipótesis de un comportamiento regional homogéneo. La coexistencia de municipios ganadores (en términos de equidad) y perdedores en una misma franja costera subraya la importancia de los determinantes locales y la geografía económica sobre las tendencias macroeconómicas nacionales. Mientras el norte y el sur convergen hacia menores desigualdades, el centro de la región costera se rezaga, configurando un foco rojo prioritario para la intervención pública. El análisis de la evolución espacial, representada cartográficamente por series temporales (múltiplos pequeños) en la figura 7, permite visualizar la trayectoria histórica de la desigualdad en la región, corroborando espacialmente los hallazgos de los modelos de efectos fijos temporales.

Figura 7. Evolución espacio-temporal de la desigualdad del ingreso (IG) en los municipios costeros del Pacífico Central mexicano, 1990-2020



Nota: La escala cromática indica la intensidad de la desigualdad, los tonos más oscuros representan un mayor IG.

Fuente: Elaboración propia con base en datos censales y cartografía del Marco Geoestadístico del INEGI.

El análisis secuencial de los cuatro cortes censales revela tres fases distintas en la configuración territorial de la desigualdad. En primer lugar la *intensificación* (1990-2000); que al comparar el mapa de 1990 con el de 2000, se observa un oscurecimiento generalizado en la mayoría de los municipios (predominancia de tonos rojos intensos). Este patrón visual confirma el coeficiente positivo y significativo hallado para el año 2000 en los modelos econométricos, reflejando un periodo de deterioro distributivo en la región, posiblemente asociado a los ajustes estructurales macroeconómicos de la década y a la liberalización comercial que concentró beneficios iniciales en nodos específicos.

En segundo lugar la *transición* (2010), el mapa de 2010 muestra un comportamiento heterogéneo sin una tendencia clara de mejora o deterioro respecto al periodo anterior, lo cual es consistente con la falta de significancia estadística del coeficiente para este año en las regresiones. Se observan matices mixtos donde algunos municipios comienzan a aclarar su tonalidad mientras otros mantienen niveles críticos. En tercer lugar la *mitigación estructural* (2020), el contraste es más notorio en dicho mapa de 2020, donde se aprecia una limpieza visual significativa del territorio (predominancia de tonos claros/naranjas suaves) en comparación con las décadas previas.

Esta reducción, generalizada de la intensidad del color, valida robustamente el coeficiente negativo de alta magnitud encontrado para 2020, sugiriendo que la disminución de la desigualdad no fue un fenómeno aislado de pocos municipios, sino una tendencia regional sistémica. En resumen, se demuestra que, si bien existen persistencias locales de desigualdad en la costa central de Jalisco, la dinámica dominante en el largo plazo ha sido la convergencia hacia niveles de desigualdad menores a los observados al inicio del periodo de estudio. La visualización confirma que el efecto año —las condiciones nacionales y temporales— ha tenido un impacto visualmente perceptible y homogéneo sobre la geografía de la desigualdad en la costa central del Pacífico mexicano.

Conclusiones

El presente trabajo hace el abordaje del desarrollo regional, como lo han hecho otros autores con el empleo de minería de datos y estadísticos, que al aprovechar algoritmos de aprendizaje automático ofrecen la capacidad de mostrar patrones relevantes y predecir tendencias futuras, lo que permitiría a los tomadores de decisiones comprender mejor la dinámica regional y

formular políticas más efectivas hacia el desarrollo, así como su utilización por la comunidad académica. Los municipios en análisis no son tratados de igual forma por decisiones políticas estatales y nacionales, lo que se refleja indudablemente en desigualdades territoriales con impactos en el crecimiento y redistribución de riqueza, prosperidad y calidad de vida, protección y conservación del ambiente, entre otras.

Los resultados de los tres modelos elaborados —de efectos fijos, de la interacción $IU * GU$ y cuadrático de IDU sobre IG— dan cuenta de la importancia de conocer más de cerca el complejo proceso de desarrollo urbano y de desigualdad de los 16 municipios costeros de las cuatro entidades de análisis.

Todos los modelos mostraron coeficientes de determinación altos y explicación estadística satisfactoria. Los ajustes globales permitieron afirmar que las desigualdades municipales en el IG están significativamente relacionadas con el GU, el IDU y el IU, así como con los efectos específicos por municipio y periodo censal. La estimación por mínimos cuadrados ordinarios confirmó la capacidad explicativa sólida del IG municipal, ratificando la idoneidad técnica de los modelos y de los predictores seleccionados, validando el marco teórico que sustenta su construcción centrada en el análisis de determinantes estructurales de la desigualdad territorial y su confiabilidad para la formulación de políticas públicas diferenciadas, orientadas a mitigar las brechas municipales en contextos regionales.

Los coeficientes por municipio indican que los efectos en el IG reflejan disparidades en el acceso a servicios, concentración sectorial en actividades económicas como el turismo o servicios, brechas en infraestructura, inversión, entre otras. Notoriedad es con aquellos municipios donde sus coeficientes cuentan con mucha variabilidad, derivada de desigualdades de una estructura socioeconómica local diversa y la existencia de oportunidades, todo ello, asociado a la ruralidad dispersa y la limitada cobertura de servicios públicos. En otro extremo, se encuentran los municipios donde sus coeficientes no registraron significancia estadística, esta recurrencia puede vincularse con desigualdades históricas en zonas costeras y rurales, donde la estructura productiva y el acceso a servicios presentan alta heterogeneidad territorial, el turismo incipiente y la distribución desigual de recursos.

La dimensión temporal jugó un papel importante, en el 2000 se produjo un incremento importante en el IG relacionado con rezagos de reformas estructurales, polarización productiva, concentración del crecimiento económico, y de nuevos enclaves urbanos. En el 2020 se presenta una reducción

sustancial de la desigualdad municipal en comparación con el año base de 1990, este descenso asociado a políticas redistributivas, programas sociales, reconfiguración económica regional, impacto de factores coyunturales y políticas nacionales recientes.

Ejemplos de crecimiento urbano y turístico son Puerto Vallarta y Bahía de Banderas, municipios con desarrollo urbano y portuario; los casos de Manzanillo y Lázaro Cárdenas igualmente cuentan con reconocimiento nacional e internacional. Entre ambos extremos quedan aquellos municipios con notables rezagos sociales y económicos que no avanzan con el mismo ritmo que sus hermanos mayores; es necesario pues, impulsar políticas de desarrollo regional más integradoras para la prosperidad de sus habitantes, aprovechando las potencialidades reales de sus recursos naturales, del uso del suelo, mano de obra, por ejemplo.

La evidencia empírica y de los resultados aquí presentados deben interpretarse como satisfactorios, dados los objetivos originalmente planteados para el desarrollo de la investigación, nada es completamente concluyente. Se requerirá de analizar bajo otras visiones del desarrollo a un fenómeno amplio y complejo con abordajes multidimensionales para su comprensión integral. Por último, los municipios costeros del occidente de México son espacios estratégicos donde confluyen dinámicas turísticas, portuarias y urbanas, entre otras, que inevitablemente generan presiones en los aspectos de crecimiento económico, desigualdad social y sostenibilidad territorial.

Referencias

- Aghón, G., Albuquerque, F. y Cortés, P. (Coords.). (2001) *Desarrollo económico local y descentralización en América Latina: Análisis comparativo*. CEPAL; GTZ
- Alkire, S. (2010). Human Development: Definitions, Critiques, and Related Concepts. *OPHI Working Paper* (36). <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1815263>
- Álvarez, I. y Cadena, E. (2006). Índice de vulnerabilidad social en los países de la OCDE. *Quivera Revista de Estudios Territoriales*, 8(2), 248-274. <https://quivera.uaemex.mx/article/view/10543>
- Bayón, M. C. (2016). Desigualdad. En F. Castañeda, L. Baca, A. Iglesias (Coords.), *Léxico de la Vida Social, México* (214-217). Facultad de Ciencias Políticas y Sociales, UNAM.
- Benita, F. J. y Gómez, M. V. (2013). El rezago social en áreas metropolitanas de México. *Estudios Económicos de El Colegio De México*, 28(2), 265-297. <https://doi.org/10.24201/ee.v28i2.78>
- Breen R. y Jonsson, J. O. (2005). Inequality of opportunity in comparative perspective: Recent research on educational attainment and social mobility. *Annual Review Sociologu*, 31, 223-243. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.31.041304.122232>
- Brito, P. y Malerba, D. (2023). Mining official data. *Intelligent Data Analysis*, 7(6), 497-500. <https://doi.org/10.3233/ida-2003-7601>
- Calderón Chelius, M. y Garay Villegas, S (2023). ¿Desigualdad o igualdad? Discusión teórica y metodológica para su medición. *Revista Perspectivas Sociales*, 25(1), 7-22. <https://perspectivassociales.uanl.mx/index.php/pers/article/view/187>
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL]. (2009). América Latina y el Caribe. Proyección de población. *Observatorio Demográfico de América Latina y el Caribe 2009*, 7. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/7123-observatorio-demografico-america-latina-caribe-2009-proyeccion-poblacion>
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe [CEPAL]. (2016). *La matriz de la desigualdad social en América Latina*. CEPAL; Naciones Unidas. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/40668-la-matriz-la-desigualdad-social-america-latina>
- Coaquira Velasquez, M. A., Tudela Mamani, J. W. y Jiménez Carrion, M. (2023). Evaluación Comparativa Regional: índice sintético de desarrollo regional (IDR) para Perú. *Desarrollo y Sociedad*, 94, 109-157. <https://doi.org/10.13043/DYS.94.4>

- Cota Yáñez, R. y Macías Mc Mahan, E. (2011). Evaluación de los municipios con potencial de desarrollo económico del Occidente de México. *Carta Económica Regional*, 23(107), 47-68. <https://dialnet.unirioja.es/servlet/articulo?codigo=7950795>
- Dubet, F. (1996). ¿El ocaso de la sociedad? *Revista de Sociología*, (10), 7-23. <https://doi.org/10.5354/0719-529X.1996.27653>
- Esparza, K., Campoverde K., y Correa Quezada, R. (2023). Índice de Desarrollo de las Regiones de Ecuador. *Revista Economía y Política*, (37), 18-30. <https://doi.org/10.25097/rep.n37.2023.02>
- Fitoussi, J. y Rosanvallon, P. (1997). *La nueva era de las desigualdades*. Editorial Manantial.
- Gasparini, L., Cicowiez, M. y Sosa, W. (2013). *Pobreza y desigualdad en América Latina: Conceptos, herramientas y aplicaciones*. Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS).
- Gunawan, G. (2021). Data mining using CRISP-DM process framework on official statistics: A case study of East Java Province. *Jurnal Ekonomi dan Pembangunan* 29(2), 183-198. <https://ejournal.brin.go.id/JEP/article/view/11977>
- Gutiérrez, H. y Gama, V. (2010). Limitantes de los índices de marginación de Conapo y propuesta para evaluar la marginación en México. *Papeles de Población*, 16(66), 227-257. <https://rppoblacion.uaemex.mx/article/view/8492>
- Jochmans, K. (2022), Heteroscedasticity inference in linear regression models with many covariates. *Journals of the American Statistical Association*, 117(538), 887-896. <https://doi.org/10.1080/01621459.2020.1831924>
- Kliksberg, B. (2006). Capital social y cultura, claves del desarrollo. *Cuadernos Latinoamericanos de Administración*, 2(2), 5-31. <https://journal.uin-alauddin.ac.id/index.php/instek/article/view/46416>
- Luckeneder, S., Giljum, S. y Krisztin, T. (2019). Do mining activities foster regional development? Evidence from Latin America in a spatial econometric framework. *Ecological Economic Papers* 28. <https://doi.org/10.57938/b5415b60-8ff1-4766-9742-645db2ed14dc>
- Manet, L. (2014). Modelos de desarrollo regional: teorías y factores determinantes. *Nóesis. Revista de Ciencias Sociales y Humanidades*, 23(46), 18-56. <https://doi.org/10.20983/noesis.2014.2.1>
- Márquez González, A. R., Vizcaíno Monroy, O. G. y Espinoza Sánchez, R. (2025). Las regiones socioeconómicas administrativas del estado de Nayarit, México: un análisis del proceso de desarrollo urbano durante el período

- 1990-2020. *FACES.*, 31(64), 0359. <https://eco.mdp.edu.ar/revistas/index.php/faces/article/view/492>
- Marquina Feldman, P., Avolio Alecchi, B. E., Del Carpio Castro, L. A. y Calsina Gutierrez, J. (2024). *Índice del Progreso Social Regional del Perú 2024*. Centro de Negocios de la Pontificia Universidad Católica del Perú. <https://centrumthink.pucp.edu.pe/indices/indice-de-progreso-social-regional-del-peru-ipsrp-2024/>
- Martínez Pellégrini, S. A., Flamand Gómez, L. y Hernández Hernández, A. (2008). Panorama del desarrollo municipal en México. Antecedentes, diseño y hallazgos del Índice de Desarrollo Municipal Básico. *Gestión y Política Pública*, 17(1), 145-192. <http://hdl.handle.net/11651/2957>
- Martínez, R. (2022). Tipos de métricas de calidad para validar datasets gubernamentales argentinos. *Revista Abierta de Informática Aplicada*, 6(2), 40-53. <https://doi.org/10.59471/raia20224>
- Moran, A., Gadepally, V., Hubbell, M. y Kepner, J. (2015). Improving Big data visual analytics with interactive virtual reality. En *Proceedings of the 2015 IEEE High Performance Extreme Computing Conference (HPEC)*. (pp. 1-6). IEEE. <https://doi.org/10.1109/HPEC.2015.7322473>
- Moreno, F., He, Y. y Merino, C. (2019). *Manual práctico para datos de panel*. Easy Global Practical Studies.
- Palacio Prieto, J. L., Sánchez Salazar, M. T., Casado Izquierdo, J. M., Propin Frejomil, E., Delgado Campos, J., Velázquez Montes, A., Chías Becerril, L., Ortiz Álvarez, M. I., González Sánchez, J., Negrete Fernández, G., Gabriel Morales, J Márquez Huitzil, R. (2004). *Indicadores para la caracterización y ordenamiento del territorio*. Secretaría de Medio Ambiente y Recursos Naturales; Instituto Nacional de Ecología; Universidad Nacional Autónoma de México; Instituto de Geografía; Secretaría de Desarrollo Social.
- Peláez Herreros, O. (2017). La marginación a lo largo del tiempo: cálculo del índice de Marginación Absoluto (IMA) para las entidades federativas de México, 1970-2010. *Economía, Teoría y Práctica*, 46(1), 115-137. <http://dx.doi.org/10.24275/ETYPAM/NE/462017/Pelaez>
- Programa de las Naciones Unidas para el Medio Ambiente [PNUMA]. (2003). *Indicadores Ambientales. XIV Reunión del Foro de Ministros de Medio Ambiente de América Latina y el Caribe*. PNUMA.
- Ramos Soto, A. L., Rebeca Hernández, B. y Vázquez Cid de León, C. (2024). Diagnóstico del índice de desarrollo en la zona primaria, secundaria y periférica del mega proyecto del corredor interoceánico (CIIT) hacia el desarrollo re-

- gional. *RIDE Revista Iberoamericana para la Investigación y Desarrollo Educativo*, 15(29), e-724. <https://doi.org/10.23913/ride.v15i29.2105>
- Rodríguez Miranda, A., Vial Cossani, C. y Parrao, A. (2021). Índice compuesto y multidimensional de desarrollo regional: una propuesta para América Latina. *RIEM, Revista Iberoamericana de Estudios Municipales*, (23), 1-30. <https://doi.org/10.32457/RIEM.V23I1.580>
- Rodríguez Miranda, A., Vial Cossani, C., Centurión, I., y Pérez, M. (2024). *Índice de desarrollo regional Uruguay 2006-2022. IDERE-UY. Informe 2024*. Facultad de Ciencias Económicas y de Administración, Universidad de la República. <https://desarrolloterritorial.ei.udelar.edu.uy/IDERE/>
- Saporta, G. (2000, 15 de noviembre). *Data mining and official statistics*. [Conferencia]. Quinta Conferenza Nazionale di Statistica, ISTAT, Roma, Italia. <http://cedric.cnam.fr/PUBLIS/RC184.pdf>
- Schteingart, M., Rubalcava, R.M., Giraldo, A. y Sobrino, J. (2023). Desigualdad y pobreza en entidades federativas y ciudades de México. En M. Schteingart, C. Salazar y J. Sobrino. (Eds.), *Desigualdades territoriales. Miradas Cruzadas* (pp. 69-100). El Colegio de México. <https://doi.org/10.2307/jj.10574830.5>
- Secretaría de Desarrollo Social [Sedesol]. (2012). *Indicadores de desarrollo social. Medición integral de la calidad de vida*. Gobierno de México.
- Sen, A. (1992). *Inequality reexamined*. Oxford Harvard University Press. <https://doi.org/10.1093/0198289286.001.0001>
- Shrimali, S., Jain, A. y Adhav, K. (2018). ERP system for soft commodities. *International Journal of Trend in Scientific Research and Development*, 2(3), 1543-1545. <https://doi.org/10.31142/ijtsrd11374>
- Silva Rincón, J. C., Pabón León, J. A. y Barrientos Monsalve, E. J. (2021). El desarrollo regional y la sostenibilidad: revisión sistemática y análisis bibliométrico. *Revista Universidad y Empresa*, 23(41). <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/empresa/a.10403>
- Torres Torres, F., Rozga Luther, R., García de León, A. y Delgadillo Macías, J. (2009). *Técnicas para el análisis regional. Desarrollo y aplicaciones*. Trillas; Instituto de Investigaciones Económicas, UNAM.
- Unikel, L. (1976). *El desarrollo urbano en México, diagnóstico e implicaciones futuras*. El Colegio de México.
- Vizcaíno, Monroy O. G., Pérez Mendoza, J. S., Ramírez Partida, H. R., y Márquez González, A.R. (2017). Proceso de urbanización y desarrollo económico de los municipios del estado de Nayarit, México, 1990-2010. *Quivera Revista De Estudios Territoriales*, 19(1), 13-40. <https://quivera.uaemex.mx/article/view/9662>

- White, H. (1980). A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity. *Econometrica*, 48(4), 817-838. <https://doi.org/10.2307/1912934>
- Wooldridge, J. M. (2009). *Introductory econometrics: A modern approach*. South-Western.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT Press.
- Yang, Y., Chen, L. y Wang, H. (2023). Intelligent agents for regional economic analysis: A data mining approach. *Applied Intelligence*, 53(8), 1234-1250.
- Zhu, S. (2019). Application of data mining technology in regional economic analysis. *Journal of Physics: Conference Series*, 1345(6) 062047. <https://doi.org/10.1088/1742-6596/1345/6/062047>