

Concentración de la tierra y sus efectos sobre el crecimiento económico de los municipios de Antioquia (Colombia) entre 2006-2009*

Luis Felipe Gaviria Gil**

Dirección de Impuestos y Aduanas Nacionales de Colombia (Dian), Bogotá

Simón Londoño Duque***

Grupo Bancolombia, Medellín

Jhonny Moncada Mesa****

Universidad de Antioquia, Medellín

<https://doi.org/10.15446/ede.v35n66.113567>

Resumen

Colombia es uno de los países más desiguales del mundo en términos de propiedad de la tierra. Diversos autores han estudiado la relación entre concentración de la propiedad rural y crecimiento económico. No obstante, la dimensión espacial de este fenómeno es un área aún por explorar. En ese sentido, este artículo analiza los efectos espaciales de la concentración de la tierra sobre el crecimiento económico per cápita de los municipios del departamento de Antioquia. Para ello, se usa el coeficiente de Gini rural y se realiza análisis de econometría espacial con datos de panel. Este enfoque permite detectar relaciones difícilmente apreciables mediante la econometría tradicional, y arroja resultados más precisos. Se concluye que la alta concentración de la tierra en Antioquia puede haber operado como un freno para el crecimiento municipal, y que las dinámicas espaciales entre municipios tienen una importancia relativa a la hora de estudiar los fenómenos de cada uno de ellos.

Palabras clave: desigualdad; propiedad de la tierra; crecimiento económico; econometría espacial; Colombia.

JEL: D63; O18; Q15; R11; R12.

* Artículo recibido: 18 de marzo de 2024/ Aceptado: 11 de marzo de 2025 / Modificado: 11 de abril de 2025. Este artículo es producto de un trabajo de grado en Economía (Universidad Pontificia Bolivariana, Medellín). La investigación no contó con financiación.

** Economista de la Dirección de Impuestos y Aduanas Nacionales de Colombia (Dian), Dirección de Gestión Estratégica y de Analítica (Bogotá, Colombia). Correo electrónico: lgaviria@dian.gov.co  <https://orcid.org/0009-0009-4951-1753>

*** Analista de acciones del Grupo Bancolombia, Dirección de Investigaciones Económicas (Medellín, Colombia). Correo electrónico: silondon@bancolombia.com.co  <https://orcid.org/0009-0005-9822-6474>

**** Docente investigador de la Universidad de Antioquia, Facultad de Ciencias Económicas (Medellín, Colombia). Correo electrónico: jhonny.moncada@udea.edu.co  <https://orcid.org/0000-0003-4431-1540>

Cómo citar/ How to cite this item:

Gaviria-Gil, L. F., Londoño-Duque, S., & Moncada-Mesa, J. (2025). Concentración de la tierra y sus efectos sobre el crecimiento económico de los municipios de Antioquia (Colombia) entre 2006-2009. *Ensayos de Economía*, 35(66), 101-xx. <https://doi.org/10.15446/ede.v35n66.113567>

Land concentration and its effects on the economic growth of the municipalities of Antioquia (Colombia) between 2006-2009

Abstract

Colombia is one of the most unequal countries in the world in terms of land ownership. Several authors have studied the relationship between land concentration and economic growth. However, the spatial dimension of this phenomenon is an area yet to be explored. In this sense, this article analyzes the spatial effects of the concentration of rural property on the per capita growth of the municipalities of Antioquia. For this purpose, the Land Gini coefficient is used, and spatial econometric analysis with panel data is performed. This approach makes it possible to detect relationships that are difficult to appreciate using traditional econometrics and yields more precise results. It is concluded that the high concentration of land in Antioquia may have operated as a brake on municipal economic growth and that the spatial dynamics between municipalities have a relative importance when studying the phenomena of each of them.

Keywords: Inequality; land property; economic growth; spatial econometrics; Colombia.

Introducción

La alta concentración de la propiedad de la tierra es una de las tantas formas que toma la desigualdad social y puede tener efectos directos sobre la productividad y el crecimiento económico. Para Gollin et al. (2014), la productividad del sector agrícola es un factor explicativo de las diferencias de ingreso entre los países. De acuerdo con datos de la Organización de las Naciones Unidas para la Alimentación y la Agricultura (FAO), en 2019 solo ocho de las cerca de 40 millones de hectáreas (ha) con potencial productivo en Colombia estaban siendo utilizadas (FAO, 2019). En ese sentido, la capacidad ociosa de la tierra y su propiedad altamente concentrada no solo han frenado el desarrollo del sector agrícola sino también el de toda la economía colombiana (Binswanger et al., 1995; Gollin et al., 2014).

La distribución inequitativa de la tierra y su difícil acceso no son problemas recientes. Por el contrario, han permeado la historia nacional desde la Independencia hasta hoy (Ibáñez & Muñoz, 2010). Las constantes luchas agrarias, la formación de grupos de guerrilla y autodefensa, el despojo de tierras y el masivo desplazamiento forzado de los campesinos durante la segunda mitad del siglo XX dan cuenta de ello. Aún hoy, Colombia no cuenta con un catastro rural completo, actualizado y homogéneo. Este es un instrumento esencial para garantizar el recaudo tributario, la inversión social y la política pública con miras a reducir la informalidad y la alta concentración de la propiedad rural. Desde 2018, el Instituto Geográfico Agustín Codazzi (IGAC) consolida el primer catastro rural de carácter nacional, también conocido como el catastro multipropósito. Sin embargo, en 2022, último año con cifras oficiales, solo el 9,4 % de la información catastral rural estaba actualizada (La República, 2022).

La desigualdad en la propiedad de tierras se puede calcular mediante diversos indicadores, siendo el coeficiente de Gini el más común dentro de la literatura económica (Mora & Muñoz, 2008, p. 87). Este es un indicador que mide la concentración de predios rurales en un intervalo de 0 a 1. Valores cercanos a 0 dan cuenta de mayor equidad en la distribución de la propiedad, en tanto que cifras cercanas a 1 reflejan alta desigualdad. Teóricamente, este coeficiente se

define por la relación entre el número de propietarios, el número de predios y el tamaño de estos frente al promedio de una determinada escala geográfica, según su vocación y capacidad productivas (Unidad de Planificación Rural Agropecuaria [UPRA], 2016).

Existen diversas metodologías para calcular el Gini rural. No obstante, las dos más usadas, tanto por los organismos oficiales locales (IGAC y UPRA) como por la investigación en el campo, corresponden al Gini de tierras y al Gini de propietarios. El primero mide la desigualdad con base en el tamaño de cada predio, sin tener en cuenta que un propietario puede poseer más de un predio. El segundo, por su parte, cuantifica la desigualdad sumando el número total de predios por cada propietario a lo largo del territorio nacional.

Con este contexto, el presente artículo se centra en Antioquia, el segundo departamento de Colombia por tamaño de Producto Interno Bruto (PIB) (Departamento Administrativo Nacional de Estadística [DANE], s.f.) y el cuarto con mayor concentración rural (UPRA, 2016). A partir de lo anterior se infiere que las dinámicas de la distribución de la tierra pueden desempeñar un rol determinante en el desarrollo departamental y, por tal razón, su estudio se torna fundamental. Dada esta información, ¿es acaso posible que la concentración de la tierra tenga efectos importantes sobre el crecimiento económico de los municipios de Antioquia? Para responder a esta pregunta, se toman como marco analítico las teorías neoinstitucionalistas, en conjunto con un enfoque metodológico regional, el cual permite evaluar el contexto de los municipios por medio de la econometría espacial.

La economía política del desarrollo, con énfasis en las instituciones, ha visto un inesperado renacer en los últimos años (Faguet et al., 2016). Autores como North (1990), Kalmanovitz (2003) y Acemoglu y Robinson (2012) argumentan que las instituciones son los verdaderos determinantes del desarrollo económico, siendo la actual distribución de la tierra en Colombia un resultado de arreglos y prácticas institucionales históricas, arraigadas en lo profundo de la sociedad. Así mismo, la econometría espacial incorpora el componente territorial como variable relevante a la hora de explicar los fenómenos económicos. Partiendo de estas bases, este artículo intenta dilucidar los efectos de la alta concentración de la propiedad rural sobre el crecimiento económico del departamento de Antioquia, medido a escala municipal, entre 2006 y 2009, periodo para el cual se tiene disponibilidad de los datos para toda la muestra de municipios considerada.

Este artículo se divide en cinco secciones, sin contar esta introducción. En la primera parte se presenta la revisión de literatura, en la que se hace un recuento de los resultados de las principales investigaciones internacionales, nacionales y locales sobre el fenómeno. En la segunda sección se establece el marco teórico: se definen los conceptos centrales y luego se explican la teoría y el enfoque que sirven de sustento para el análisis. La tercera parte describe la metodología considerada, detalla los datos junto con sus atributos y fuentes, y presenta el modelo econométrico a estimar. Los resultados de las estimaciones se muestran en la cuarta sección. La quinta sección concluye¹.

1 Adicionalmente, se incluye un Anexo que da claridad sobre el proceso de obtención de los resultados.

Revisión de literatura

Existen pocos estudios, tanto a nivel nacional como internacional, que aborden la concentración de la tierra mediante técnicas de econometría espacial. Como apuntan Agudelo et al. (2015), la mayoría de las investigaciones acerca del fenómeno incorpora análisis econométricos tradicionales, con énfasis en las variables temporales y una notable carencia de componentes y dinámicas espaciales. En Colombia, si bien se ha destacado recientemente la importancia del análisis espacial al momento de estudiar fenómenos sociales, el grueso de la literatura se ha centrado en el estudio de medidas de pobreza, como el índice de Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI) o el Índice de Pobreza Multidimensional (IPM). El tratamiento espacial del Gini rural es marginal, casi inexistente.

Ahora, aunque históricamente la hipótesis de la tierra como fuente de crecimiento económico se remonta al menos hasta la escuela fisiócrata y la obra de pensadores clásicos como David Ricardo y Thomas Malthus (O'kean, 2013), la pregunta puntual por la relación entre la propiedad rural y el crecimiento económico permaneció ausente del debate internacional hasta la obra del economista Simon Kuznets. Para este, las primeras etapas de desarrollo de los países exacerbaban la concentración del ingreso y la riqueza. De este modo, la desigualdad en la propiedad rural sería una consecuencia inevitable del crecimiento temprano de los países de ingresos bajos (Kuznets, 1955). Esta hipótesis se incorporó a la ortodoxia económica sin enfrentar mayores discusiones hasta la última década del siglo XX. En esta época, los economistas de los organismos multilaterales realizaron investigaciones que renovaron este campo, impulsadas por la disponibilidad de mejores datos para los países y técnicas de estimación econométrica más refinadas.

Uno de estos trabajos pioneros es el realizado por los economistas del Banco Mundial Klaus Deininger y Lyn Squire, quienes en un estudio de 1997 para 66 países concluyen que, en primer lugar, existe una relación inversa entre crecimiento y desigualdad económica cuando se asume que el primero explica a la segunda; segundo, que la desigualdad inicial en la distribución del ingreso monetario no tiene efectos sobre el crecimiento económico agregado posterior; y, tercero, la desigualdad inicial en la distribución de la propiedad rural tiene efectos negativos sobre el crecimiento económico agregado posterior (Deininger & Squire, 1997). De esta forma, los resultados de esta investigación están en contraposición con la hipótesis de Kuznets.

De otro lado, los investigadores del Banco Interamericano de Desarrollo Birdsall y Londoño (1997) realizan un estudio similar, pero centrando su análisis en América Latina. Ellos encuentran, primero, que el lento crecimiento económico de la región está relacionado directamente con la desigualdad en la distribución de los activos productivos (tierra y capital humano); segundo, la magnitud del impacto negativo de dicha desigualdad es dos veces mayor en el 20 % más pobre de la población que en el agregado; y, tercero, la desigualdad en el ingreso deja de ser significativa como variable explicativa del crecimiento económico cuando se controla por la desigualdad en la propiedad de tierras y el capital humano. Esto indicaría que la desigualdad en

el ingreso es en realidad un reflejo de diferencias mayores en elementos estructurales, como el acceso de los diferentes sectores sociales a los activos productivos.

Deininger y Olinto (2000) replican el estudio de Deininger y Squire (1997), incorporando ahora observaciones a lo largo del tiempo (261 observaciones para una muestra de 108 países), con el fin de estimar un modelo con datos de panel. Los resultados que obtienen son, en primer lugar, que la desigualdad en la distribución de la tierra impacta negativamente no solo el crecimiento agregado, sino también la inversión; y, en segundo lugar, que altos niveles de desigualdad en la propiedad rural reducen la efectividad de la política pública de inversión en educación.

Paralelamente, Deininger y Feder (1998), y luego Deininger y Jin (2002) establecen que parte del bajo crecimiento registrado en las sociedades en vía de desarrollo se relaciona con la debilidad —o la inexistencia— de una institucionalidad agraria y un mercado de tierras. Estas ausencias le restan productividad al sector rural y desincentivan las inversiones en el campo, por lo que se convierten en un importante freno para el crecimiento económico.

Ahora bien, para Colombia, la literatura académica ha mostrado cómo la pobreza y la desigualdad económica son persistentes a lo largo del tiempo (Bonet & Meisel, 2001), presentan alta dependencia espacial no solo a escala departamental sino también municipal (Pérez, 2005) y tienden a agruparse en clústeres regionales (Galvis & Meisel, 2009; Pérez, 2005). Por su parte, Ibáñez y Muñoz (2010) explican que esa persistencia temporal, con tendencia al empeoramiento, se observa también para el Gini rural tanto nacional como regional. Una de las teorías propuestas para explicar este patrón se conoce como los “efectos vecindario”: existen mecanismos, a nivel espacial, que magnifican las consecuencias adversas de la pobreza e impiden el ascenso económico a los integrantes de dicho espacio geográfico (Galvis & Meisel, 2009).

En esa línea, Pérez (2005) muestra en su estudio para los municipios de Colombia cómo la autocorrelación espacial de la pobreza —medida a través del NBI— no se presenta únicamente en la vecindad de primer orden, sino también en la de segundo. Esto es: el grado de pobreza registrado por un municipio no solo se relaciona con los niveles de pobreza de sus vecinos inmediatos, sino igualmente con los valores de los vecinos de sus vecinos.

El primer autor en tratar teóricamente la concentración de la propiedad rural en Antioquia es Wolff (2005), quien, además de realizar las mediciones del Gini rural por subregiones para 1996, 1998, 2000, 2002 y 2004, evidencia que los registros de cada subregión varían poco frente al promedio departamental, que existe una tendencia común, en el periodo de análisis, a una mayor concentración de la propiedad rural y que el promedio departamental no se aleja del observado en el resto del país. De manera adicional, Wolff (2005) resalta que niveles de inequidad rural tan altos no solo han frenado el desarrollo del campo antioqueño, sino que también han impedido el crecimiento económico de los sectores de menores ingresos; así mismo, los municipios con mayor inequidad en la distribución de la tierra presentan mayores niveles de violencia en todas sus manifestaciones.

La conexión entre desarrollo, crecimiento económico y concentración de la tierra postulada por Wolff (2005) se relaciona con la investigación de Mora y Muñoz (2008), quienes afirman que en Colombia los procesos de concentración de la propiedad están ligados a cadenas históricas de luchas por el poder y la acumulación de riquezas, lo que aleja el bienestar local y genera una estructura social en la cual la distribución desigual de la tierra se soporta sobre sistemas de haciendas extensas y ociosas. Lo anterior coincide, a su vez, con lo postulado por Binswanger et al. (1995), quienes establecen que las profundas inequidades de activos en los países en vía de desarrollo derivan con frecuencia en revueltas campesinas y guerras civiles, lo cual reduce, nuevamente, el desempeño del sector agrícola y de la economía en su conjunto.

Adicionalmente, Mora y Muñoz (2008) concluyen en su trabajo que la violencia no solo ha ocasionado una distribución inequitativa de la tierra, sino que así mismo ha limitado su productividad y uso eficiente, lo cual se traduce en un alto y casi invariable coeficiente de Gini rural para cada una de las subregiones del departamento durante las últimas décadas. Siguiendo esta línea, tanto Wolff (2005) como Mora y Muñoz (2008) coinciden en que es necesaria la redistribución de la propiedad rural improductiva, debido a la gran desigualdad de esta en Antioquia y a sus afectaciones negativas sobre el bienestar, la productividad y el desarrollo de la región.

Posteriormente, Agudelo et al. (2015) en un análisis de econometría espacial sobre la miseria en los municipios de Antioquia para 2010 muestran que existe una alta autocorrelación espacial en este indicador a nivel departamental y que es importante agregar variables espaciales a los modelos que abordan problemáticas territoriales, con el fin de evitar sesgos inferenciales. Los autores, adicionalmente, desarrollan un algoritmo que permite detectar autocorrelaciones espaciales espurias. En su artículo, los resultados arrojados rechazan este tipo de autocorrelación entre los municipios y, por tanto, la dependencia espacial entre ellos es significativa.

Por otro lado, Cortés et al. (2020) estudian espacialmente el IPM de Colombia a nivel departamental y con datos del censo nacional de 2018. De acuerdo con los autores, a pesar de que la pobreza en Colombia se ha reducido, la relación entre esta y el espacio geográfico no ha mejorado, tanto para el orden departamental como para el de cabeceras y el rural disperso. De igual modo, se presentan efectos vecindario en las regiones de Orinoquía, Amazonía y Caribe. Lo anterior demuestra que departamentos con altos índices de IPM se rodean de vecinos con patrones semejantes.

Finalmente, cabe destacar el estudio de Rodríguez (2010), quien modela la concentración de la tierra en Colombia (Gini rural departamental) para el año 2000 mediante modelos económicos espaciales y con datos de corte transversal. La autora halla una autocorrelación espacial positiva entre las observaciones —si un departamento presenta alta concentración de la propiedad rural, sus vecinos se comportan de igual manera—; también, encuentra que, a menor concentración de la tierra, menor es la violencia; y a mayor proporción de tierra en manos del 95 % de los propietarios, mayor es el NBI rural.

Luego de esta revisión, se tienen como elementos concluyentes dos aspectos importantes. Primero, la concentración de la tierra y el crecimiento económico pueden presentar una relación negativa; por lo tanto, la primera debe tenerse en cuenta cuando se intente explicar este. Segundo, la consideración de un enfoque espacial para el análisis de este tipo de fenómenos territoriales es importante, con el fin de explicar las interacciones entre unidades.

Marco teórico

De acuerdo con Wright (2018), la desigualdad social implica la distribución desigual entre las distintas unidades sociales –individuos, familias, naciones– de un atributo considerado como valioso. Dicho atributo puede ser ingreso, riqueza, conocimiento, poder, entre otros. En esa línea, UPRA (2016) define la concentración de tierras rurales como el proceso de reconfiguración de la propiedad que conlleva una mayor desigualdad en su distribución y acceso. Por su parte, según Mahoney et al. (2007), los mercados de tierras existen en todo lugar y momento en que sea posible intercambiar derechos de tierras por cantidades acordadas de dinero o servicios prestados.

Por otro lado, Solow (1956) entiende el crecimiento económico como la acumulación de recursos productivos para desarrollar y asimilar nuevas tecnologías. Así mismo, corresponde a un aumento, de largo plazo, de la capacidad para suministrar bienes económicos más diversos a la población (Kuznets, 1973). Por su parte, Alburquerque (2004) argumenta que el desarrollo económico local es aquel que no se sustenta en el desarrollo concentrador y jerarquizado, basado en la gran empresa industrial y la localización en grandes ciudades, sino que busca un impulso de los recursos potenciales de carácter interno.

Finalmente, las instituciones se pueden definir como las reglas de juego que toda sociedad crea y mantiene para guiar y regular sus interacciones. Las instituciones pueden ser tanto formales, aquellas que forman parte del arreglo político-legal del Estado, como informales: convenciones sociales no escritas (North, 1990).

Teorías económicas

Con el fin de revisar debidamente la dirección y la magnitud del impacto de la concentración de la tierra sobre el crecimiento económico, se deben incorporar al modelo variables que recojan las dinámicas a través de las cuales se configura, se mantiene y se transforma la distribución de la propiedad rural. Varios de estos procesos se trataron en la introducción y en la primera sección. Allí se mencionó, por un lado, que la alta concentración de la propiedad de la tierra guarda relación con procesos históricos de violencia política y desplazamiento forzado del campo a la ciudad. Por otro lado, está ligada a la informalidad de la propiedad rural, la casi inexistencia de un mercado de tierras y una institucionalidad precaria. Con base en lo anterior, se justifica tomar como referente teórico el neoinstitucionalismo, y como enfoque metodológico la econometría espacial.

Según Kalmanovitz (2003), el neoinstitucionalismo afirma que las reglas de juego que guían el comportamiento de los agentes en una sociedad son fundamentales para explicar su desempeño económico. Por otra parte, según North (1990), aquél trata de un conjunto de teorías que combina los aportes de una nueva microeconomía basada en los costos de transacción, una sección de derecho y economía, otra de teoría de la información y de la elección pública, y una vertiente histórica.

La democracia colombiana se cataloga como débil en el plano territorial, ya que la institucionalidad no se distribuye de manera homogénea a lo largo de la geografía. Las zonas periféricas y rurales se caracterizan por la falta o poca provisión de bienes públicos, así como por la debilidad del poder estatal, lo cual ha derivado en una senda de desarrollo rezagada con respecto a la seguida por las grandes urbes (García y Espinosa, 2011). La institucionalidad es, por tanto, un factor relevante para explicar el surgimiento y persistencia de la pobreza rural, el conflicto armado y la ausencia de un mercado de tierras. Ella influye en la concentración de la propiedad rural y, en consecuencia, se debe incluir como una variable en los modelos a estimar.

Por su parte, la econometría espacial es una rama de la economía que incorpora el factor geográfico a los análisis tradicionales. Al tratarse esta de una investigación alrededor del uso de la tierra y de los patrones de concentración que ella sigue en el departamento de Antioquia, es necesario agregar el componente espacial a los modelos a estimar, con el fin de extraer resultados válidos.

Dentro del análisis espacial se parte de la primera ley de la geografía de Tobler (1970). De acuerdo con este geógrafo, en el espacio todas las variables están relacionadas entre sí; sin embargo, se tiene mayor relación con los individuos y fenómenos cercanos que con los distantes. Este principio da paso al concepto de autocorrelación o dependencia espacial, el cual mide el grado en que las características de un lugar son similares a las de otras unidades vecinas en el espacio (Getis, 2009).

La medición de la dependencia espacial conduce a tres tipos de resultados: primero, una alta autocorrelación espacial negativa (o patrón disperso): las áreas geográficas vecinas presentan dinámicas altamente opuestas entre sí; segundo, una alta autocorrelación espacial positiva (o patrón agrupado): las áreas geográficas vecinas presentan dinámicas altamente similares entre sí; y, tercero, sin autocorrelación espacial (o patrón aleatorio): las áreas geográficas vecinas no presentan dinámicas necesariamente similares u opuestas entre sí (Getis, 2009).

La confirmación de la autocorrelación espacial es importante porque, además de aproximar las causas de la problemática estudiada, permite realizar una inferencia estadística válida. Justamente, omitir variables espaciales en los modelos económicos, cuando se ha confirmado previamente la existencia de dependencia espacial, invalida la mayoría de los resultados inferenciales: arroja estimadores sesgados e ineficientes, lo cual conduce a conclusiones erróneas (Elhorst, 2014). En estos casos se hace necesario incorporar modelos de econometría espacial, ya que solo ellos arrojan parámetros insesgados, estadísticos de prueba óptimos y errores estándar más precisos (LeSage y Pace, 2021).

A raíz de lo anterior, en este artículo se parte de la hipótesis de que existe autocorrelación espacial entre los municipios. Para confirmar esto, se efectúan distintas pruebas estadísticas que garantizan la robustez de los resultados. Posteriormente, se realizan múltiples estimaciones que incorporan en su formulación los efectos espaciales.

Metodología y datos

La presente investigación es de naturaleza aplicada, con enfoque cuantitativo e interés deductivo. Así mismo, incorpora datos de panel, ya que se tienen registros de múltiples variables, para diversos individuos (122 municipios) y a lo largo del tiempo (2006-2009), lo que totaliza una muestra balanceada de 488 observaciones².

Para construir el modelo inicial, se sigue la sugerencia metodológica de Mora y Muñoz (2008), para quienes el producto municipal en Antioquia puede ser explicado por la propiedad de la tierra, los grupos de interés, la infraestructura, el uso del suelo y el mercado. En el presente estudio se asume la propiedad de la tierra como la variable regresora de interés, y se controla por otras variables que, según la literatura nacional e internacional, afectan de manera directa al crecimiento económico, como la inversión (De Gregorio, 1992; Makki & Somwaru, 2004), las instituciones (Acemoglu & Robinson, 2012; North, 1990), el nivel de desarrollo industrial (Rodrik, 2007), el grado de ilegalidad y violencia (North, 1990; North et al., 2013), y el capital humano (Lucas, 1988). Esto permite, entre otras cosas, reducir la probabilidad de obtener estimaciones sesgadas por variables omitidas. Luego de revisar diferentes especificaciones, se tiene la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned} VarPIBpercápita_{it} = & \alpha + b_1 GiniT_{it} + b_2 GiniP_{it} + b_3 Inv_{it} + b_4 IDF_{it} + b_5 IDI_{it} \\ & + b_6 Ind_{it} + b_7 Ind_{it\Box 2} + b_8 Ile_{it} + b_9 CH_{it} + e_{it} \end{aligned} \quad , [1]$$

donde

- i : cada uno de los 122 municipios incluidos en la muestra;
- t : 2006, 2007, 2008 y 2009;
- α : constante;
- $VarPIBpercápita$: (variable endógena) variación porcentual del PIB per cápita real municipal (deflactor: 2015);
- $GiniT$: Gini de tierras municipal;
- $GiniP$: Gini de propietarios municipal;
- Inv : porcentaje de gasto público municipal destinado a inversión;

2 Se exceptúan de la muestra los municipios de Murindó y de Vigía del Fuerte, para los que no existen datos, así como Medellín, para el que no tiene mucho sentido calcular tal indicador, pues su sector rural es mínimo y corresponde principalmente a áreas protegidas.

- IDF : Índice de Desempeño Fiscal;
- IDI : Índice de Desempeño Integral;
- Ind : participación del PIB industrial en el PIB total del municipio;
- Ilc : variable dummy que mide la presencia en el municipio de cultivos de coca;
- CH : índice de capital humano, medido por el puntaje promedio total de los resultados municipales en la prueba Saber 11;
- e : vector de residuos del modelo.

Nótese que no se aplica ninguna transformación a las variables, dado que ellas están o bien como porcentajes o bien como índices, por lo que su tratamiento es comparable y su interpretación semejante.

La Tabla 1 presenta las variables consideradas junto con algunos de sus atributos. Los datos se extraen de fuentes secundarias, como lo son: DANE, IGAC, el Instituto Colombiano para la Evaluación de la Calidad de la Educación (ICFES), el Observatorio de Drogas de Colombia (ODC), el Departamento Nacional de Planeación (DNP) y el Panel Municipal del Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico (CEDE) de la Universidad de los Andes. Las variables se analizan para el periodo 2006-2009.

Tabla 1. Descripción de las variables de análisis

Categoría teórica	Variable - Descripción	Tipo	Unidad de medida	Periodo	Fuente
Bienestar	Variación porcentual del PIB per cápita municipal constante (deflactor: 2015).	Continua	Porcentual	2006 – 2009	Cálculos propios con base en el Panel Municipal del CEDE (2022), y DANE (Censo general 2005)
Desigualdad	Gini de tierras: mide el tamaño de cada predio, sin considerar que un individuo puede poseer más de un predio.	Continua	De 0 a 1	2006 – 2009	IGAC
Desigualdad	Gini de propietarios: suma el número de predios por propietario en todo el país.	Continua	De 0 a 1	2006 – 2009	IGAC
Inversión	Porcentaje de gasto público municipal destinado a inversión.	Continua	Porcentual	2006 – 2009	DNP
Instituciones	Índice de Desempeño Fiscal: valores cercanos a 0 reflejan bajo desempeño fiscal; valores cercanos a 100 reflejan altos niveles de ahorro e inversión.	Continua	De 0 a 100	2006 – 2009	DNP
Instituciones	Índice de Desempeño Integral. Mide: (i) cumplimiento del plan de desarrollo; (ii) eficiencia de recursos; (iii) ejecución de transferencias (SGP); y (iv) capacidad para mantener finanzas saludables. A mayor valor, mejor desempeño.	Continua	De 0 a 100	2006 – 2009	DNP

Categoría teórica	Variable - Descripción	Tipo	Unidad de medida	Periodo	Fuente
Desarrollo industrial	PIB industrial/PIB total: peso de la industria sobre el producto total. Se usan tanto el valor actual como el valor rezagado 2 períodos.	Continua	Porcentual	2006 – 2009	Cálculos propios con base en el Panel Municipal del CEDE (2022), y DANE (Censo general 2005)
Ilegalidad/Violencia	Dummy presencia de cultivos de coca.	Discreta	0 o 1	2006 – 2009	CEDE y ODC
Capital humano	Puntaje promedio total de los resultados en la prueba Saber 11. Para comparar resultados entre años, estos se normalizan con media 50 y desviación estándar 10.	Continua	Numérica	2006 – 2009	ICFES

Fuente: elaboración propia.

Por su parte, la Tabla 2 presenta las estadísticas descriptivas de las variables consideradas. Un primer hecho notorio de esta tabla es que, en el periodo analizado, la media de los municipios de Antioquia decreció en su PIB per cápita³. La mayor tasa de crecimiento no supera el 4,6 %, en tanto que la menor tasa es de -6,8 %. Así mismo, el Gini rural se caracteriza por sus altos valores en todos los años analizados y para todos los municipios. El promedio departamental para el Gini de tierras se ubica en 0,723, en tanto que sus valores mínimo y máximo son 0,482 y 0,924, respectivamente. Como se indicó en la Introducción, incluso este valor mínimo del coeficiente tiende a la alta concentración. Esto da cuenta de una situación generalizada de desigualdad rural.

Tabla 2. Estadísticas descriptivas de las variables de análisis

Variables	N	Media	Desv. est.	Mín.	Máx.
Variación porcentual del PIB per cápita municipal (constante 2015)	488	-0,010	0,026	-0,068	0,046
Gini de tierras	488	0,723	0,085	0,482	0,924
Gini de propietarios	488	0,774	0,072	0,595	0,968
% de gasto público municipal destinado a inversión	488	0,807	0,093	0,000	0,950
Índice de Desempeño Fiscal	488	60,413	9,191	34,020	89,740
Índice de Desempeño Integral	488	61,355	10,813	25,944	85,374
PIB industrial/PIB total	488	0,239	0,103	0,051	0,551
Dummy presencia de cultivos de coca	488	0,240	0,427	0	1
Puntaje promedio en la prueba Saber 11	488	48,186	1,888	43,545	53,925

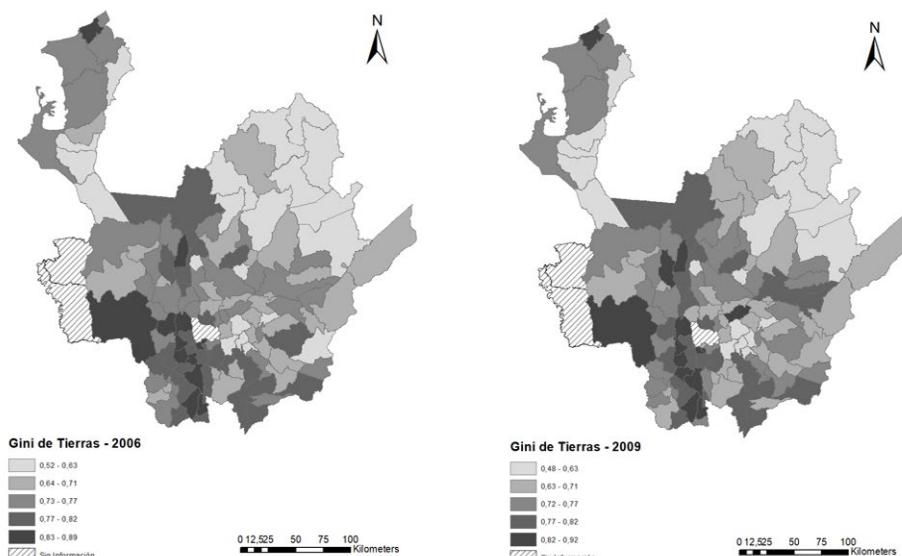
Fuente: elaboración propia.

3 Este resultado puede deberse a la concentración de la actividad económica en algunos municipios, dejando a otros rezagados; especialmente comprensible si se considera al Área Metropolitana en comparación con el resto del departamento. Además, se debe tener en cuenta que la muestra no incluye a Medellín, la cual es la capital política y económica del departamento.

Del mismo modo, el Gini de propietarios muestra una media de 0,774, y valores mínimo y máximo de 0,595 y 0,968, respectivamente. De entrada, se aprecia cómo ambas metodologías de cálculo del Gini rural difieren en sus valores. El Gini de propietarios arroja resultados notablemente mayores, lo que a su vez conduce a diagnósticos más inequitativos de la propiedad de la tierra en Antioquia. De hecho, el Gini de propietarios no solo muestra cifras más altas de desigualdad, sino también una menor desviación estándar, lo que da cuenta de mayor concentración de las observaciones alrededor de la media y menor presencia de datos atípicos.

La Figura 1 presenta los coeficientes de Gini de tierras de los municipios de Antioquia para 2006 y 2009, ordenados por quiebres naturales (Jenks)⁴. Se exceptúan de la muestra, por los motivos ya mencionados, los municipios de Murindó y de Vigía del Fuerte (sin datos), así como Medellín⁵. Aunque no se puede establecer una tendencia al contrastar los mapas, a raíz del corto periodo considerado, es posible destacar el carácter persistente de los valores del Gini de tierras, así como sus altas cifras para todas las subregiones⁶. Cabe aclarar que, dado el intervalo reducido del coeficiente (entre 0 y 1), los cambios marginales en las cifras decimales reflejan diferencias notables en la distribución de la propiedad rural.

Figura 1. Gini de tierras: municipios de Antioquia 2006 y 2009



Fuente: elaboración propia con datos de IGAC.

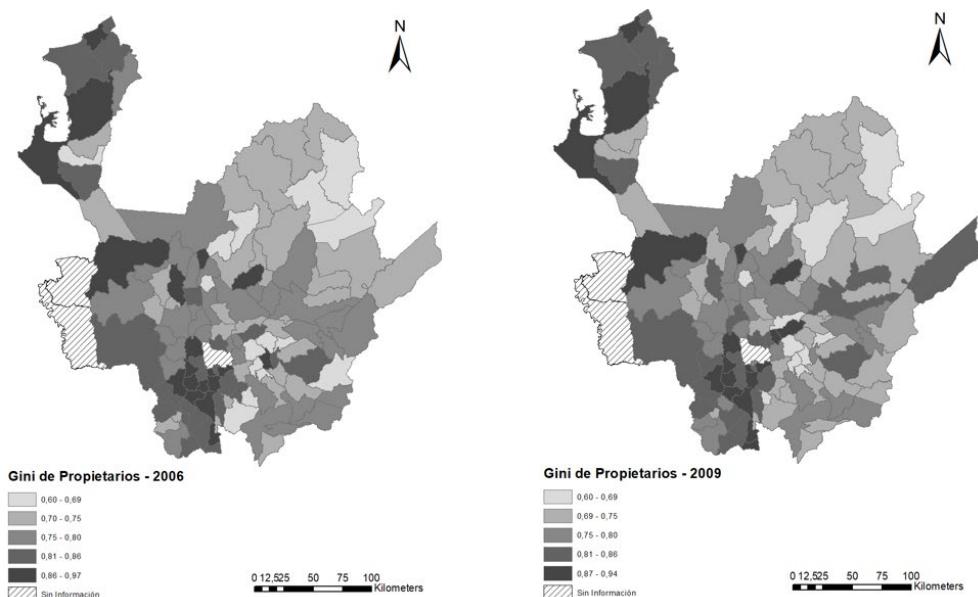
4 Para el año 2009 se mantienen los cortes de 2006, con el fin de facilitar la comparación.

5 El uso del Gini rural para ciudades capitales tiene escaso valor analítico y es poco usado en las investigaciones.

6 De acuerdo con la UPRA, un Gini rural superior a 0,6 se considera como alto.

Por su parte, la Figura 2 muestra el Gini municipal de propietarios para 2006 y 2009⁷. Nuevamente, se excluyen de la muestra las tres entidades antes mencionadas. En ambos mapas se ve cómo la mayoría de los municipios (4 de 5 categorías) presenta alta concentración de la propiedad rural, con cifras superiores a 0,6. Cabe resaltar la presencia de varias observaciones que sobrepasan, para ambos años, el valor de 0,9: situación cercana a la perfecta inequidad rural. La subregión más desigual es el Suroeste, mientras que las menos desiguales son las de Caucasia y el Nordeste. Al comparar ambos gráficos podría inferirse, además, una tendencia leve a la concentración de la propiedad, aunque hay que tener en cuenta que no se pueden extraer patrones estructurales debido al estrecho intervalo temporal.

Figura 2. Gini de propietarios: municipios de Antioquia 2006 y 2009



Fuente: elaboración propia con datos de IGAC.

Una vez explicadas las variables a incorporar, se procede a estimar múltiples modelos económicos para datos de panel espaciales y no espaciales. De acuerdo con Herrera (2015), los paneles espaciales contienen observaciones de series temporales de un número de unidades espaciales,

7 Por construcción, el Gini de propietarios suele ser mayor que el Gini de tierras, si bien no dista mucho de este. Esto se constata tras comparar los límites inferior y superior en que se mueven ambos indicadores para los años considerados. Lo usual es trabajar con el Gini para el cual se tenga un mayor número de observaciones. En el presente caso se tiene una muestra de igual tamaño para ambos coeficientes.

y requieren que la muestra esté balanceada. La utilidad de la estimación por datos de panel radica en que esta es usualmente más informativa, presenta mayor variación y menor colinealidad entre las variables. Por lo demás, este tipo de estructura permite especificaciones más complejas y, según Gujarati (2004), detecta relaciones que no se podrían controlar mediante técnicas de corte transversal o de series de tiempo.

Inicialmente, siguiendo la propuesta metodológica de Elhorst (2010), se realizan regresiones por los tres métodos comunes para datos de panel no espaciales con el fin de detectar si, tras las estimaciones, existe autocorrelación espacial en sus respectivos vectores de error; ello justificaría el uso de econometría espacial. Los métodos a estimar son mínimos cuadrados ordinarios agrupado (MCO pooled), efectos fijos (EF) y efectos aleatorios (EA). A estas estimaciones se les aplican diferentes pruebas de dependencia espacial: autocorrelación residual para pooled (LM de error) y dependencia sustantiva para pooled (LM de rezago) (Anselin, 1988), las variantes robustas de estas dos (Anselin et al., 1996), el I de Moran (Moran, 1950) y, finalmente, el CD de Pesaran (Pesaran, 2021).

Todas estas pruebas analizan el término de perturbación de los modelos, arrojando un diagnóstico sobre la posible autocorrelación espacial del vector de residuos. De presentarse dependencia espacial, se deberían agregar rezagos espaciales al modelo, es decir, valores de la variable en las unidades vecinas; similar a los rezagos temporales de las series de tiempo, solo que ahora el rezago no es una observación pasada, sino una observación vecina o de un vecindario.

La hipótesis nula de cada prueba es que no existe autocorrelación entre las observaciones. Por su parte, la hipótesis alternativa indica la existencia de autocorrelación espacial. Como se trabaja con un nivel de significancia del 5 %, todo p-valor inferior a 0,05 daría cuenta de autocorrelación espacial, en tanto que un p-valor superior a esta cifra conduciría a concluir lo contrario. Dado que los resultados de las seis pruebas arrojan p-valores estadísticamente iguales a 0 (aproximando a tres decimales) para 5 de ellas, y de 0.386 para el LM robusto de error, se concluye que puede existir alta dependencia espacial entre las observaciones, con lo cual se invalidan las regresiones no espaciales y se pasa a estimar regresiones espaciales⁸.

Dentro del grupo de regresiones espaciales para datos de panel, se debe elegir entre el método de EF y el de EA. La prueba que permite decidir entre estas dos estructuras es el test de Hausman (1978). La hipótesis nula subyacente en dicha prueba es que los estimadores de EF y de EA no difieren sustancialmente. Si se rechaza la hipótesis nula, se concluye que el método de EA no es adecuado y en su lugar convendría más emplear el de EF. El resultado de esta prueba da como resultado un p-valor cercano a 0, por lo que se rechaza la hipótesis nula y, en consecuencia, se elige el método de EF para las estimaciones espaciales⁹.

8 Para los resultados de cada una de estas pruebas, ver la Tabla A1 del Anexo.

9 Para los resultados de la prueba de Hausman ver la Tabla A1 del Anexo.

Entre los métodos de regresión espacial por EF se utilizan el modelo de rezago espacial (SLM), el modelo de error espacial (SEM) y el modelo espacial de Durbin (SDM), característicos de los paneles de datos estáticos. Cada una de estas estructuras presenta especificaciones particulares para controlar por los efectos espaciales, aunque sus formulaciones son bastante similares entre sí, difiriendo principalmente en la incorporación o no de efectos locales de las variables explicativas.

Una vez obtenidas las estimaciones por los tres métodos, se debe elegir el mejor de ellos para realizar la regresión espacial definitiva, que permite extraer resultados robustos y confiables. Para ello se usa, inicialmente, el test de factores comunes, el cual permite decidir entre los modelos SEM y SDM. El test se implementa con un estadístico tipo Wald. La hipótesis nula de dicho test conlleva utilizar el SEM en lugar del SDM; la hipótesis alternativa implica elegir el SDM. El p-valor de este test arroja un resultado de 0.000, con lo cual se rechaza la hipótesis nula y se opta por el SDM.

Adicionalmente, se debe elegir ahora entre el SDM y el SLM. Según Herrera (2015), el modelo SDM puede ser reducido a un SLM si los efectos locales no son significativos conjuntamente. Por tanto, se puede utilizar de nuevo el estadístico tipo Wald para decidir entre ambos modelos. Tras realizar esta prueba, se obtiene como resultado un p-valor de 0.000. Por ende, se rechaza la hipótesis nula de no significancia conjunta de efectos locales y se concluye, así, que el mejor modelo espacial a estimar es el SDM¹⁰.

La especificación del modelo SDM requiere, como primer paso, construir una matriz W de contigüidad espacial para los 122 municipios considerados. Dicha matriz asigna a cada unidad municipal los respectivos valores de las variables regresoras. Aquí se asume una vecindad de primer orden (inmediata), tipo reina (circundante en cualquier dirección) y de trama irregular, pues ella es la que mejor se ajusta a la división político-administrativa del departamento de Antioquia, la cual es el marco de referencia para el análisis espacial. Además, ella considera las posibles interacciones con cualquiera de los vecinos de primer orden.

El panel SDM, además de ser el ideal según las pruebas estadísticas antes mencionadas, se ajusta a la naturaleza del fenómeno estudiado. La especificación de este modelo implica añadir rezagos espaciales de la variable endógena, lo cual tiene sentido para el presente caso, ya que se tiene la hipótesis de que el crecimiento económico de un municipio guarda relación con el crecimiento económico de sus vecinos. Entre muchas otras razones para asumir esto, se encuentran: los efectos de derrame espacial, las economías de escala, usos del suelo y vocaciones productivas comunes, encadenamientos productivos, instituciones similares y políticas públicas intermunicipales, uso compartido de un capital humano basado en la zona, condiciones climáticas y dotaciones de infraestructura comunes, presencia de grupos armados y prevalencia del crimen y la ilegalidad a escala regional, entre otros. La misma lógica se aplica para las variables exógenas,

10 Para los resultados de cada una de estas pruebas ver Tabla A2 del Anexo.

en cuyo caso también tiene validez teórica y empírica agregar sus rezagos espaciales dentro del modelo econométrico. Así entonces, luego de aplicar las transformaciones requeridas por el SDM, se tiene la siguiente ecuación a estimar espacialmente:

$$\begin{aligned} VarPIBpercápita_{it} = & \alpha_i + \rho W_i VarPIBpercápita_{it} + \beta_1 GiniT_{it} + \beta_2 GiniP_{it} + \beta_3 Inv_{it} \\ & + \beta_4 IDF_{it} + \beta_5 IDI_{it} + \beta_6 Ind_{it} + \beta_7 Ind_{it} \square 2 + \beta_8 Ile_{it} + \beta_9 CH_{it} + \delta_1 W_i GiniT_{it} \\ & + \delta_2 W_i GiniP_{it} + \delta_3 W_i IDI_{it} + \delta_4 W_i Ile_{it} + \delta_5 W_i CH_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad [2]$$

donde W es la matriz de contigüidad, ρ es el coeficiente que captura la relación de la variable endógena de las unidades vecinas con la variable endógena local, y δ es el coeficiente que recoge la relación de las respectivas variables exógenas vecinas con la variable endógena local. Por su parte, β recoge la relación no espacial o local; así mismo, se incorporan una constante, α , y un término de error idiosincrático, ϵ , normalmente distribuido. De acuerdo con SDM, los choques espaciales se propagan de manera global y generan interacciones sobre las variables explicativas en un proceso que se extiende más allá de la vecindad asumida por la matriz W , pero que eventualmente se diluye en el espacio (García & Moncada, 2016).

Por otro lado, de acuerdo con LeSage y Pace (2021), la estimación por SDM produce relaciones no lineales entre las variables dependiente e independientes, producto de incluir un rezago espacial de la variable dependiente dentro del modelo a estimar¹¹. Por tal motivo, no se pueden interpretar directamente los coeficientes β , ρ , y δ , sino que se deben computar sus efectos marginales. Estos efectos se obtienen al calcular la derivada parcial del valor esperado de la variable dependiente con respecto a cada una de las regresoras.

Así mismo, el efecto marginal puede ser descompuesto en un efecto directo y otro indirecto (Elhorst, 2014). El efecto directo corresponde a la relación entre el cambio de la variable explicativa y la variable dependiente en cada municipio, similar al resultado que se obtendría con una regresión no espacial (efecto individual). Por su parte, el efecto indirecto recoge la dinámica espacial, y se puede asumir como la relación entre la variable regresora de las unidades vecinas y la variable dependiente local. El valor de este efecto se obtiene promediando los coeficientes de las variables de las unidades vecinas. Por ejemplo: el efecto indirecto del *GiniT* sobre el crecimiento per cápita de un municipio i puede interpretarse como la correlación (promedio) entre la variación del *GiniT* en los vecinos del municipio i y el crecimiento económico de este. Por otro lado, el efecto total es la sumatoria de los efectos directos y los indirectos.

11 Esta dinámica de retroalimentación es justamente lo que causa que el efecto espacial sea de carácter global.

Resultados

La Tabla 3 presenta los efectos marginales de la estimación por SDM. Como se puede observar al comparar las columnas de esta tabla, en todos los casos los efectos indirectos son mayores a los efectos directos, lo cual permite afirmar que la ubicación espacial juega un papel importante en el desempeño económico de cada municipio. De acuerdo con estos resultados, la variación del PIB per cápita municipal está asociada en mayor medida con las dinámicas territoriales (efectos espaciales de primer orden entre municipios) que con fenómenos puramente individuales de cada municipio.

Tabla 3. Efectos directos, indirectos y totales

Variables	(1) Efectos directos	(2) Efectos indirectos	(3) Efectos totales
Gini de tierras	-0,032* (0,018)	-0,432** (0,212)	-0,464** (0,228)
Gini de propietarios	-0,014 (0,011)	-0,306** (0,151)	-0,320** (0,160)
% de gasto destinado a inversión	-0,003 (0,002)	-0,015 (0,011)	-0,018 (0,013)
Índice de Desempeño Fiscal	0,000* (0,000)	0,000* (0,000)	0,000* (0,000)
Índice de Desempeño Integral	-0,000 (0,000)	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,000)
PIB industrial/PIB total	1,167*** (0,277)	6,503*** (1,739)	7,670*** (1,981)
PIB industrial/PIB total _{t-2}	1,114*** (0,138)	6,161*** (0,748)	7,275*** (0,810)
Puntaje promedio en la prueba Saber 11	-0,000** (0,000)	-0,000** (0,004)	-0,000** (0,004)
Dummy presencia de cultivos de coca	-0,000 (0,002)	-0,023 (0,022)	-0,023 (0,023)

Notas: variable dependiente: variación porcentual del PIB per cápita municipal constante.

Errores estándar robustos entre paréntesis. Significancia estadística: *** p<0.01, ** p<0,05, * p<0,1.

Fuente: elaboración propia.

La variable regresora de interés, el Gini rural, presenta el signo esperado por la teoría, tanto en su versión de tierras como de propietarios. Esto significa que, a mayor concentración de la propiedad rural, tanto a nivel individual como para municipios vecinos, se observan menores tasas de crecimiento económico municipal per cápita. La variable Gini de tierras muestra significancia estadística al 10 % en su efecto directo (individual), en tanto que sus efectos indirecto

y total son significativos al 5 %, y la magnitud de estos es notablemente mayor que la del efecto no espacial. Paralelamente, la variable Gini de propietarios no es significativa en su efecto directo, pero sí en el indirecto y en el total. Sobre este punto se debe recordar que el Gini de propietarios considera todos los predios en poder de un propietario a lo ancho del territorio nacional y no en un único municipio. Esta puede ser la razón por la que el efecto directo de este coeficiente no es significativo y, en cambio, sí lo es su efecto espacial (indirecto), el cual incorpora la concentración rural de las unidades vecinas, en cuyos territorios un propietario local puede poseer predios.

Por otro lado, el porcentaje de gasto público municipal destinado a inversión no es significativo a ningún nivel estadístico ni para efecto alguno. Esto puede obedecer a que la mayoría de los municipios de Antioquia es de baja categoría, con lo cual su gasto de inversión es relativamente bajo y no tiene efecto relevante sobre la tasa de crecimiento¹².

El Índice de Desempeño Fiscal, variable proxy de las instituciones, presenta el signo positivo esperado y significativo para todos los efectos al 10 %. Igualmente, el Índice de Desempeño Integral, proxy de la misma categoría, presenta signo negativo, lo cual va en contravía de los supuestos teóricos. Este resultado, estadísticamente significativo para los efectos indirectos espaciales, implica que el mejor desempeño institucional en el vecindario está asociado con una menor tasa de crecimiento registrada en el municipio. La interpretación de este fenómeno puede ser compleja y no estar exenta de controversia. No obstante, se puede plantear la hipótesis de la existencia de un esquema de desarrollo tipo centro-periferia, donde uno o varios municipios concentran la actividad económica a expensas del desarrollo de sus vecinos¹³. En este caso, las entidades concentradoras se destacarían por su buen desempeño integral. Sin embargo, esto es más una sugerencia analítica que una afirmación, y su valor radica en servir como hipótesis para futuras investigaciones.

Por su parte, la participación de la industria sobre el PIB total presenta signo positivo y significativo al 1 % tanto a escala individual como espacial. Su valor rezagado dos períodos también es relevante en todos los casos considerados. Este resultado se encuentra en línea con los trabajos que proponen que el desarrollo industrial es un factor asociado positivamente con el crecimiento económico tanto nacional (Rodrik, 2007) como local (López, 2010). Igualmente, la importancia de la industria en el vecindario se relaciona de manera positiva con el crecimiento municipal. Estos efectos obedecen tanto a dinámicas presentes como a pasadas.

Respecto al capital humano, medido por el resultado promedio municipal en la prueba Saber 11, se encuentra que presenta signo negativo y significativo al 5 % para todo tipo de efectos. La dirección del impacto es contraria a lo esperado y supone que mejores resultados académicos

12 Recordar que se excluyó a Medellín de la muestra.

13 El Modelo centro-periferia fue formalizado por Paul Krugman en la década de los noventa y se ha convertido en la base de la Nueva Geografía Económica. Para más información sobre este, ver Fujita et al. (1999).

por parte de los bachilleres locales y de entidades vecinas se asocian con una menor tasa de crecimiento municipal. Esto se debe quizá a que el impacto del capital humano sobre el crecimiento local y regional es una dinámica de largo plazo, y solo después de varios años los municipios pueden apreciar los efectos del desempeño académico de los bachilleres.

Por último, la variable *dummy* que indica la presencia de cultivos de coca en el municipio no tiene ningún efecto significativo sobre la variación del PIB per cápita municipal. Si bien su signo es el esperado, su insignificancia estadística impide extraer inferencia alguna de los coeficientes.

En conclusión, se observa que el Gini rural es significativo como variable explicativa de la variación del PIB per cápita municipal, aun considerando dos metodologías diferentes para calcularlo y controlando por múltiples factores que inciden sobre el crecimiento económico local. Así mismo, la relación entre la concentración de la tierra y el crecimiento local cobra mayor fuerza cuando se controla por efectos espaciales.

Conclusiones

Esta investigación permite concluir que la concentración de la tierra, medida a través del índice de Gini rural, tiene una fuerte relación con el crecimiento económico de los municipios de Antioquia en el periodo analizado. En ese sentido, se puede afirmar que, dada la relación inversa de este coeficiente con respecto al crecimiento del PIB per cápita, la alta desigualdad en la propiedad de la tierra puede haber operado como un freno para el crecimiento económico del departamento de Antioquia. Esto se evidencia al constatar la significancia estadística que presentan tanto el Gini de tierras como el Gini de propietarios.

La relación entre concentración de la tierra y crecimiento económico municipal es más fuerte cuando se controla por los efectos espaciales: localizarse en una vecindad altamente desigual está relacionado con un bajo crecimiento económico local. Este vínculo incide en mayor proporción sobre la tasa de crecimiento municipal que las dinámicas puramente individuales de cada municipio. Se establece, entonces, que la concentración de la tierra tiene efectos espaciales indirectos relevantes que deben ser estudiados más a profundidad en el futuro. Se reafirma así la importancia y la necesidad de incorporar la econometría espacial a la investigación económica territorial, pues se tiene evidencia de que las estimaciones por estos métodos permiten detectar relaciones que bajo las metodologías econométricas tradicionales son simplemente inapreciables.

Adicionalmente, es de destacar la relevancia que tiene el desarrollo industrial de la región para el crecimiento económico municipal. Dicho impacto es de gran cuantía y trasciende los límites espaciales y de tiempo: se aprecia en ambos tipos de rezagos. La magnitud de esta relación es significativa económica y estadísticamente (al 1 %).

Para finalizar, vale la pena mencionar que la sostenibilidad fiscal es significativa para el crecimiento económico de los municipios. Se confirman los rasgos espaciales de esta variable, ya que la gestión de las finanzas públicas vecinas guarda relación con el crecimiento local. De acuerdo con estos resultados, la capacidad de mantener unas finanzas saludables es un factor crucial para explicar el crecimiento municipal.

Referencias

- [1] Acemoglu, D. & Robinson, J. (2012). *Por qué fracasan los países. Los orígenes del poder, la prosperidad y la pobreza*. Deusto.
- [2] Agudelo, G., Franco, L. E., & Franco, L. C. (2015). Aplicación de la econometría espacial para el análisis de la miseria en los municipios del departamento de Antioquia. *Semestre Económico*, 18(37), 103-128. <https://doi.org/10.22395/seec.v18n37a4>
- [3] Alburquerque, F. (2004). Desarrollo económico local y descentralización en América Latina. *Revista de la CEPAL*, 2004(82), 157-171. <https://doi.org/10.18356/5a9b65f3-es>
- [4] Anselin, L. (1988). Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and Spatial Heterogeneity. *Geographical Analysis*, 20(1), 1-17. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1988.tb00159.x>
- [5] Anselin, L., Bera, A. K., Florax, R., & Yoon, M. J. (1996). Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence. *Regional Science and Urban Economics*, 26(1), 77-104. [https://doi.org/10.1016/0166-0462\(95\)02111-6](https://doi.org/10.1016/0166-0462(95)02111-6)
- [6] Binswanger, P., Deininger, K., & Feder, G. (1995). Las relaciones de tenencia de la tierra agrícola en el mundo en desarrollo. *Planeación y Desarrollo*, 26(1), 13-24. https://colaboracion.dnp.gov.co/CDT/RevistaPD/1995/pd_vXXVI_n1_1995_art.1.pdf
- [7] Birdsall, N., & Londoño, J. L. (1997). Asset Inequality Matters: An Assessment of the World Bank's Approach to Poverty Reduction. *The American Economic Review*, 87(2), 32-37. <https://www.jstor.org/stable/2950879>
- [8] Bonet, J., & Meisel, A. (2001). La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926-1995. En A. Meisel (ed.), *Regiones, ciudades y crecimiento económico en Colombia* (pp. 11-56). Banco de la República. <https://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/394>
- [9] Centro de Estudios sobre Desarrollo Económico (CEDE). (2022). *Panel Municipal: panel de características generales* [base de datos]. <https://doi.org/10.57924/IX38J1>
- [10] Cortés, N., Gutiérrez, J. A., & Montaña, C. J. (2020). La pobreza multidimensional y su relación con el espacio: caso de estudio para Colombia. *Revista Visión Contable*, (21), 78-100. <https://doi.org/10.24142/rvc.n21a4>
- [11] Deininger, K., & Squire, L. (1997). *New Ways of Looking at Inequality and Growth* [documento de trabajo, DECnotes, no. 28]. World Bank Group. <http://documents.worldbank.org/curated/en/136051468780270267/New-ways-of-looking-at-inequality-and-growth>

- [12] Deininger, K. & Feder, G. (1998). *Land Institutions and Land Markets* [Policy Research Working Paper, no. 2014]. World Bank Group. <http://documents.worldbank.org/curated/en/777741468766207383/Land-institutions-and-land-markets>
- [13] Deininger, K., & Olinto, P. (2000). Asset Distribution, Inequality and Growth. *Policy Research Working Paper*, no. 2375. World Bank Group. Recuperado de: <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/19830>
- [14] Deininger, K., & Jin, S. (2002). *Land Rental Markets as an Alternative to Government Reallocation? Equity and Efficiency Considerations in the Chinese Land Tenure System* [Policy Research Working Paper]. World Bank Group. Recuperado de: <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/19204>
- [15] Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (2024). *Censo general 2005* [base de datos]. <https://microdatos.dane.gov.co/index.php/catalog/421>
- [16] Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). (s.f.). *Cuentas nacionales departamentales: PIB por departamento*. Consultado el 16 de marzo de 2025. <https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/cuentas-nacionales/cuentas-nacionales-departamentales>
- [17] De Gregorio, J. (1992). Economic growth in Latin America. *Journal of Development Economics*, 39(1), 59-84. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(92\)90057-G](https://doi.org/10.1016/0304-3878(92)90057-G)
- [18] Elhorst, J. P. (2010). Applied Spatial Econometrics: Raising the Bar. *Spatial Economic Analysis*, 5(1), 9-28. <https://doi.org/10.1080/17421770903541772>
- [19] Elhorst, J. P. (2014). *Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8>
- [20] Faguet, J. P., Sánchez, F., & Villaveces, M. J. (2016). *The Paradox of Land Reform, Inequality and Local Development in Colombia* [Monograph]. The London School of Economics and Political Science. Recuperado de: <http://www.lse.ac.uk/internationalDevelopment/home.aspx>
- [21] Food and Agriculture Organization (FAO), Colombia. (2019, 8 de julio). 2019-2028: un decenio de oportunidades para el sector rural. <https://www.fao.org/colombia/noticias/detail-events/es/c/1201133/>
- [22] Fujita, M., Krugman, P. R., & Venables, A. J. (1999). *The Spatial Economy: Cities, Regions and International Trade*. MIT Press.
- [23] Galvis, L. A., & Meisel, A. (2009). Persistencia de las desigualdades regionales en Colombia: un análisis espacial. *Revista del Banco de la República*, 82(986), 37-70. <https://publicaciones.banrepultural.org/index.php/banrep/article/view/9167>
- [24] García, M., & Espinosa, J. R. (2011). Estado, municipio y geografía. En M. García Villegas, M. García Sánchez, J. C. Rodríguez Raga, J. E. Revelo Rebolledo & J. R. Espinosa Restrepo (eds.), *Los Estados del país. Instituciones municipales y realidades locales* (pp. 52-104). Dejusticia.
- [25] García, J. J., & Moncada, J. (2016). *Efectos espaciales en la formación de precios de oferta en mercados spot de generación eléctrica* [Documentos de Trabajo, No. 16-21, Centro de Investigaciones Económicas y Financieras (CIEF)]. Universidad EAFIT. <http://hdl.handle.net/10784/9016>
- [26] Getis, A. (2009). Spatial Autocorrelation. In *Handbook of Applied Spatial Analysis: Software Tools, Methods and Applications*, 255-278. Springer Berlin Heidelberg.

- [27] Gollin, D., Lagakos, D., & Waugh, M. E. (2014). Agricultural Productivity Differences across Countries. *The American Economic Review*, 104(5), 165-170. <https://doi.org/10.1257/aer.104.5.165>
- [28] Gujarati, D. (2004). *Econometría*. McGraw-Hill Interamericana.
- [29] Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 1251-1271.
- [30] Herrera, M. H. (2015). *Econometría Espacial usando STATA: guía teórico-aplicada* [Documentos de Trabajo del Instituto de Estudios Laborales y del Desarrollo Económico]. Universidad Nacional de Salta. <https://ri.conicet.gov.ar/handle/11336/7116>
- [31] Ibáñez, A. M., & Muñoz, J. C. (2010). The Persistence of Land Concentration in Colombia: What Happened between 2000 and 2009? En M. Bergsmo, C. Rodríguez-Garavito, P. Kalmanovitz & M. P. Saffon (eds.), *Distributive Justice in Transitions* (pp. 279-310). Torkehl Opshal Academic EPublisheand.
- [32] Kalmanovitz, S. (2003). El neoinstitucionalismo como escuela. *Revista de Economía Institucional*, 5(9), 189-212. <https://revistas.uexternado.edu.co/index.php/ecoins/article/view/196>
- [33] Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1-28. <https://www.jstor.org/stable/1811581>
- [34] Kuznets, S. (1973). Modern Economic Growth: Findings and Reflections. *The American Economic Review*, 63(3), 247-258. <https://www.jstor.org/stable/1914358>
- [35] La República. (15 de octubre de 2022). La actualización del catastro va en 9,4% no en 40%, con 10,7 millones de hectáreas. <https://www.larepublica.co/economia/la-actualizacion-del-catastro-va-en-9-4-no-en-40-con-10-7-millones-de-hectareas-3469843>
- [36] LeSage, J. P., & Pace, R. K. (2021). Interpreting Spatial Econometric Models. En *Handbook of Regional Science* (pp. 2201-2218). Springer.
- [37] López, L. F. (2010). Transformación productiva de la industria en Colombia y sus regiones después de la apertura económica. *Cuadernos de Economía*, 29(53), 239-286. <https://revistas.unal.edu.co/index.php/ceconomia/article/view/18619>
- [38] Lucas Jr, R. E. (1988). On the Mechanics of Economic Development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(88\)90168-7](https://doi.org/10.1016/0304-3932(88)90168-7)
- [39] Mahoney, R., Dale, P., & McLaren, R. (2007). Land Markets – Why are they required and how will they develop? *International Federation of Surveyors*, July, 1-11. https://www.fig.net/resources/monthly_articles/2007/july_2007/july_2007_mahoney_dale_mclaren.pdf
- [40] Makki, S. S., & Somwaru, A. (2004). Impact of Foreign Direct Investment and Trade on Economic Growth: Evidence from Developing Countries. *American Journal of Agricultural Economics*, 86(3), 795-801. <https://doi.org/10.1111/j.0002-9092.2004.00627.x>
- [41] Mora, T. M. & Muñoz, J. C. (2008). Concentración de la propiedad de la tierra y producto agrícola en Antioquia. 1995-2004. *Ecos de Economía: A Latin American Journal of Applied Economics*, 12(26), 71-108. Recuperado de: <https://publicaciones.eafit.edu.co/index.php/ecos-economia/article/view/714>
- [42] Moran, P. A. (1950). Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*, 37(1/2), 17-23. <https://www.jstor.org/stable/2332142>
- [43] North, D. (1990). *Institutions, Institutional Change and Economic Performance*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511808678>

- [44] North, D. C., Wallis, J. J., Webb, S. B., & Weingast, B. R. (Eds.). (2013). *In the shadow of violence: Politics, economics, and the problems of development*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9781139013611>
- [45] O'kean Alonso, J. M. (2013). *Economía*. McGraw-Hill.
- [46] Pérez Valbuena, G. J. (2005). Dimensión espacial de la pobreza en Colombia. *Ensayos sobre Política Económica*, Banco de la República de Colombia, 23(48), 234-293. <https://doi.org/10.32468/dtseru.54>
- [47] Pesaran, M. H. (2021). General Diagnostic Tests for Cross-sectional Dependence in Panels. *Empirical Economics*, 60(1), 13-50. <https://doi.org/10.1007/s00181-020-01875-7>
- [48] Rodríguez, D. (2010). *Modelar la concentración de la tierra en Colombia mediante modelos estadísticos espaciales*. [Tesis de maestría, Universidad Nacional de Colombia]. <https://repositorio.unal.edu.co/handle/unal/6725>
- [49] Rodrik, D. (2007). Industrial development: Some Stylized facts and Policy Directions. *Industrial Development for the 21st Century: Sustainable Development Perspectives*. United Nations, Department of Economic and Social Affairs. https://sustainabledevelopment.un.org/content/documents/full_report.pdf
- [50] Solow, R. M. (1956). A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94. <https://doi.org/10.2307/1884513>
- [51] Tobler, W. (1970). A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. *Economic Geography*, 46, 234-240. <https://www.jstor.org/stable/143141>
- [52] Unidad de Planificación Rural Agropecuaria (UPRA). (2016). *Ánalisis de la Distribución de la Propiedad Rural en Colombia: propuesta Metodológica*. <https://upra.gov.co/destacados/publicaciones-upra>
- [53] Wolff, L. F. (2005). La inequidad en la distribución de la tierra en Antioquia. *Ensayos de Economía*, 15(27), 95-126. <https://revistas.unal.edu.co/index.php/ede/article/view/24701>
- [54] Wright, E. O. (2018). Inequality. *The New Palgrave Dictionary of Economics*. https://doi.org/10.1057/978-1-349-95189-5_1161

Anexo

Tabla A1. Estimaciones no espaciales y pruebas de efectos espaciales

Variables	(1)	(2)	(3)
	MCO agrupado	Efectos fijos	Efectos aleatorios
Gini de tierras	0,087*** (0,015)	-0,030 (0,042)	0,082*** (0,019)
Gini de propietarios	-0,091*** (0,017)	-0,053 (0,037)	-0,085*** (0,021)
% de gasto destinado a inversión	0,026*** (0,010)	-0,006 (0,010)	0,011 (0,010)
Índice de Desempeño Fiscal	-0,000*** (0,000)	0,000** (0,000)	-0,000 (0,000)

Variables	(1)	(2)	(3)
	MCO agrupado	Efectos fijos	Efectos aleatorios
Índice de Desempeño Integral	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)
PIB industrial/PIB total	-6,363*** (0,332)	-0,934 (1,028)	-6,572*** (0,290)
PIB industrial/PIB total _{t-2}	6,340*** (0,328)	6,608*** (0,279)	6,547*** (0,287)
Puntaje promedio en la prueba Saber 11	-0,002*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,002*** (0,000)
Dummy presencia de cultivos de coca	-0,005** (0,002)	-0,003 (0,004)	-0,004* (0,002)
Constante	0,098*** (0,027)	-1,203*** (0,229)	0,116*** (0,031)
Observaciones	488	488	488
Número de id		122	122
Log Verosimilitud	1267	1461	
I de Moran	17,56		
p-valor I de Moran	0,000		
LM de error	288,7		
p-valor LM de error	0,000		
LM robusto de error	0,751		
p-valor LM robusto de error	0,386		
LM de rezago	412		
p-valor LM de rezago	0,000		
LM robusto de rezago	124		
p-valor LM robusto de rezago	0,000		
CD de Pesaran		86,610	92,130
p-valor CD de Pesaran		0,000	0,000
Test de Hausman		76,860	76,860
p-valor test de Hausman		0,000	0,000

Notas: variable dependiente: variación porcentual del PIB per cápita municipal constante (2015).
 Errores estándar robustos entre paréntesis. Significancia estadística: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuente: elaboración propia.

Tabla A2. Contrastes de los modelos de econometría espacial

Ecuación	Variables	(1)	(2)	(3)
		SLM	SDM	SEM
Principal	Gini de tierras	-0,004 (0,009)	-0,007 (0,009)	0,001 (0,008)
	Gini de propietarios	0,003 (0,007)	0,004 (0,005)	0,006 (0,006)
	% de gasto destinado a inversión	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,001)	-0,000 (0,001)
	Índice de Desempeño Fiscal	0,000** (0,000)	0,000* (0,000)	0,000 (0,000)
	Índice de Desempeño Integral	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
	PIB industrial/PIB total	0,448** (0,205)	0,778*** (0,194)	1,306*** (0,222)
	PIB industrial/PIB total _{t-2}	0,706*** (0,106)	0,760*** (0,114)	1,254*** (0,179)
	Puntaje promedio en la prueba Saber 11	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
	Dummy presencia de cultivos de coca	-0,000 (0,001)	0,000 (0,001)	0,000 (0,001)
Espacial	Rho	0,918*** (0,014)	0,896*** (0,015)	
	Lambda			0,981*** (0,005)
Varianza	Sigma2_e	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)
Wx	Gini de tierras		-0,041** (0,019)	
	Gini de propietarios		-0,036** (0,017)	
	Índice de Desempeño Integral		-0,000** (0,000)	
	Puntaje promedio en la prueba Saber 11		-0,000** (0,000)	
	Dummy presencia de cultivos de coca		-0,003 (0,002)	
	Observaciones	488	488	488
	Número de id	122	122	122
	Log verosimilitud	2132	2152	2173

Ecuación	Variables	(1)	(2)	(3)
		SLM	SDM	SEM
	Test de Hausman	2438	1605	2302
	p-valor test de Hausman	0,000	0,000	0,000
	SDM vs SLM		30,960	
	p-valor SDM vs SLM		0,000	
	SDM vs SEM		25,830	
	p-valor SDM vs SEM		0,000	

Notas: variable dependiente: variación porcentual del PIB per cápita municipal constante (2015).

Errores estándar robustos entre paréntesis. Significancia estadística: *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Fuente: elaboración propia.