Equidad Desarro. Bogotá (Colombia) N.° 45, enero-junio del 2025
ISSN: 1692-7311 - ISSN-e: 2389-8844 (en línea)
Online First

https://doi.org/10.19052/eq.vol1.iss45.5310

Crecimiento económico municipal, transferencias fiscales e inversión en capital público: modelo econométrico espacial para Colombia[1]

Fabian Leonardo Romero-Bolívar[2]

Recibido: 15 de mayo de 2024 **Aprobado:** 23 de agosto de 2024 **Versión Online First:** 10 de abril de 2025

Cómo citar este artículo: Romero-Bolívar, F. (2025). Crecimiento económico municipal, transferencias fiscales e inversión en capital público: modelo econométrico espacial para Colombia. *Equidad y Desarrollo,* (45). https://doi.org/10.19052/eq.vol1.iss45.5310

Resumen

Objetivo: este trabajo se centró en establecer efectos espaciales en un modelo de convergencia que considera la relación entre crecimiento económico municipal, transferencias fiscales e inversión en capital público. Metodología: se utilizó como variable de resultado la variación anualizada del PIB per cápita de 1100 municipios y como variables explicativas los logaritmos naturales del nivel inicial del PIB per cápita, de las transferencias nacionales per cápita y de la formación bruta de capital fijo per cápita. Se exploraron distintos modelos de econometría espacial y opciones matrices de ponderaciones espaciales. Resultados: se evidenció convergencia leve que disminuye con el tiempo cuando se considera el PIB per cápita inicial, y divergencia leve cuando se considera esta variable en el vecindario. Por otra parte, se encontraron efectos directos y espaciales significativos; negativos para las transferencias fiscales y positivos para la inversión en capital público.

Palabras clave: Capital público; crecimiento económico municipal; econometría espacial; transferencias fiscales intergubernamentales.

JEL: H77, H54, H71, H73

1 Este artículo surge en el marco del proceso de investigación doctoral "Transferencias intergubernamentales y crecimiento económico municipal en presencia de efectos espaciales: aplicación a Colombia" desarrollada por el autor en el Doctorado en Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Colombia.

2 Doctorando en Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Colombia. Docente de la Escuela Superior de Administración Pública (ESAP). Correo: leonardoromero1809@gmail.com ORCID: https://orcid.org/0000-0002-8424-025X

Equidad Desarro. Bogotá (Colombia) N.° 45, enero-junio del 2025
ISSN: 1692-7311 - ISSN-e: 2389-8844 (en línea)
Online First

Equidad y Desarrollo

Municipal economic growth, fiscal transfers and public capital investment: Spatial econometric model for Colombia

Abstract

Objective: This work focused on establishing spatial effects in a convergence model that considers the relationship between municipal economic growth, fiscal transfers and investment in public capital. Methodology: The annualized variation in GDP per capita of 1,100 municipalities is used as a result variable and the natural logarithms of the initial level of GDP per capita, national transfers per capita and gross fixed capital formation per capita are used as explanatory variables. Different spatial econometric models and spatial weighting matrix options were explored. Results: Slight convergence is evident that decreases over time when the initial GDP per capita is considered, and slight divergence when this variable is considered in the neighborhood. On the other hand, significant direct and spatial effects were found, negative for fiscal transfers and positive for investment in public capital.

Keywords: Intergovernmental fiscal transfers; municipal economic growth; public capital; spatial econometrics.

INTRODUCCIÓN

La relación entre transferencias intergubernamentales y crecimiento económico municipal sigue siendo una parte no agotada del debate político en esta área. Se entiende por transferencias intergubernamentales las que la nación transfiere a los municipios mayoritariamente para fines sectoriales. Si bien la literatura presenta resultados disímiles, debido a la diversidad de medidas y métodos usados, un aspecto recurrente es que no enfatiza en los efectos espaciales indirectos o efectos vecindario en el contexto municipal. Se entiende por efectos indirectos o vecindario el hecho de que los registros de las variables mencionadas en los municipios pueden verse afectados por su entorno cercano (Siabato y Guzmán-Manrique, 2019). Lo anterior sugiere que se requiere explorar aspectos adicionales de esta relación para su mayor comprensión y contribuir a contestar el interrogante: ¿se pueden evidenciar efectos espaciales en la relación entre el crecimiento económico municipal, las transferencias fiscales y la inversión en capital público?

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

Para abordar esta pregunta se propone un modelo de convergencia que contempla una especificación econométrica espacial del tipo Durbin Spatial Error Model que incorpora rezagos espaciales en las variables explicativas y en el término de error en 5 cortes: 2006, 2009, 2014, 2019 y 2022. Se consideró como variable de resultado la variación anualizada del PIB per cápita de los municipios y como variables explicativas principales el nivel de PIB per cápita en el periodo tomado como base (2005), las transferencias nacionales a municipios per cápita y la formación bruta de capital fijo per cápita, así como los rezagos espaciales de estas variables.

Se usó la anterior metodología debido a que los principales métodos usados en la literatura que aborda esta relación tradicionalmente no toman en consideración el componente espacial y no apuntan, en su mayoría, a encontrar efectos espaciales indirectos, específicamente en el contexto municipal. No obstante, cuando se abordan fenómenos que se relacionan con unidades geográficas como municipios y su distribución, sigue un patrón espacial significativo, es decir, que hay presencia de efectos espaciales (Anselin y Rey, 2014); en contraste, modelos tradicionales de regresión —como mínimos cuadrados ordinarios— producen algunos problemas estadísticos (Arbia, 2014; Elhorst, 2012; 2014). Este enfoque es importante en la medida en que se asume que las economías locales generan interrelaciones entre municipios que describen flujos de recursos, factores, bienes y servicios, entre otros, por lo cual, resulta razonable considerar relevante teórica y empíricamente el incluir estos elementos para comprender la relación planteada.

ELEMENTOS TEÓRICOS

CONVERGENCIA Y CRECIMIENTO ECONÓMICO

La teoría de la convergencia en el crecimiento económico surgió de planteamientos que se enfocaron en explorar si las economías confluyen en términos de ingreso por habitante. Esta teoría se fundamentó en trabajos seminales como los de Solow (1956), Swan (1956) y Olson (1982) y fue desarrollado ampliamente por los autores Barro (1991) y Barro y Sala-i-Martin

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

(1992), entre otros. No obstante, las aplicaciones empíricas muestran resultados heterogéneos.

La literatura de convergencia se caracteriza por la diversidad de resultados, lo que hace que este fenómeno aún sea un debate académico importante y no terminado. Autores como Patel et al. (2021) plantearon cómo desde la década del noventa se ha observado una tendencia de convergencia entre países, lo que supone mayores niveles de crecimiento en las naciones de ingreso bajo y una superación aquellas de ingreso medio hacia niveles altos. Por otra parte, Johnson y Papageorgiou (2020) postularon de forma crítica que, no obstante que se presenten ciertos periodos de crecimiento rápido de países en desarrollo, no encuentran evidencia suficiente para concluir que se presenta una convergencia sostenida entre países desarrollados y en desarrollo.

La literatura empírica de convergencia regional para el caso colombiano también describe esta característica de heterogeneidad en resultados. Frente a la literatura de convergencia, Acosta y Bonet (2023) argumentaron que para el caso colombiano los exámenes de convergencia regional han mostrado resultados mixtos, lo que refleja la alta complejidad de la dinámica económica regional en Colombia. En esta misma línea, Meisel-Roca y Hahn (2020) establecieron que durante el siglo XX los trabajos sobre convergencia han mostrado resultados contradictorios.

En la línea de argumentación anterior, por ejemplo, Galvis-Aponte et al. (2017) mostraron que la diversidad de resultados en los estudios de convergencia en Colombia se debe a la diversidad de datos, metodologías y periodos de estudio. Contrario a esto, Corso (2018) encontró que de 1888 hasta 2013 hubo cierta divergencia regional en el crecimiento relacionada con la distribución desigual de la infraestructura en sectores clave de la producción como el café y —desde los años noventa— los sectores petrolero y minero, que concentraron la localización de las políticas públicas y las inversiones del Estado. Por su parte, Espitia et al. (2018) argumentaron que para generar convergencia se requieren inversiones en infraestructura y servicios, y sugiere la necesidad de un incremento y mejor

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

asignación regional de los recursos como un elemento clave hacia la generación de equidad regional. Por otra parte, Ramírez-Giraldo et al. (2021) mostraron cómo la infraestructura es un elemento clave en el crecimiento económico, ya que puede mejorar la eficiencia, el empleo y la productividad. En consonancia con esta idea, Hahn y Meisel-Roca (2018) en su estudio para el periodo 1926-2016 hallaron que, a pesar de ciertos esfuerzos de los Gobiernos, la divergencia entre las economías regionales tiende a persistir y sugieren la necesidad de encontrar políticas más efectivas tendientes a reducir las brechas entre regiones. Contrario a esto, para el contexto mexicano, Rodríguez-Gámez y Cabrera-Pereyra (2019) evidenciaron cierta convergencia entre economías municipales en años recientes.

De forma complementaria, una línea importante de literatura sugiere la importancia del componente espacial, el cual se incorpora en el presente trabajo. Galvis-Aponte y Hahn-de Castro (2016) examinaron los determinantes del crecimiento económico municipal en Colombia de 1993 a 2012 por medio de modelos de econometría espacial, con lo cual resaltaron la importancia del capital humano y físico, y encontraron que el efecto del primero es más significativo que el segundo. También hallaron que el rol de las externalidades espaciales es importante, ya sea por medio de mecanismos como la proximidad a mercados o recursos, o por la influencia intermunicipal de políticas regionales.

Por otra parte, en la literatura que ha abordado la relación entre transferencias y crecimiento económico regional, se encuentran Dall'erba y Gallo (2008), que estudiaron la forma en que los fondos regionales europeos, diseñados para reducir la divergencia regional, podrían tener una relación con el crecimiento económico por la vía del capital físico y humano, el estímulo a la inversión privada, la reducción de la desigualdad regional y los efectos espaciales. Además, en el contexto colombiano, Lozano y Julio (2015) analizaron la relación entre algunas políticas de descentralización fiscal, incluyendo transferencias fiscales y el crecimiento económico regional. De tal manera, argumentan que los mecanismos principales de esta relación residen en la posibilidad de que los gobiernos locales puedan proveer de forma más eficiente bienes y servicios. En sus hallazgos se sugiere que un mayor nivel de descentralización fiscal, que pasa por un aumento en las transferencias fiscales, está asociado

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

con un aumento en las tasas de crecimiento económico regional. No obstante, los autores advierten que estos resultados pueden variar según factores como la eficiencia de las administraciones públicas locales y las condiciones regionales.

Desde una perspectiva ligada al desarrollo municipal, Ariza et al. (2023) se enfocaron en la relación entre transferencias a municipios y un indicador de desarrollo municipal por medio de un modelo de panel no espacial de 2003 a 2017. Sus hallazgos apuntaron a que aumentos en las transferencias estuvieron asociadas a efectos positivos en el índice, en especial las dirigidas al sector salud.

TRANSFERENCIAS FISCALES EN COLOMBIA

El concepto de transferencias fiscales intergubernamentales ha estado ligado teóricamente desde sus orígenes con el concepto de descentralización fiscal. Por el primero se entiende el flujo de recursos de un nivel de gobierno a otro (Gordon, 2008); por el segundo, el otorgamiento de autonomía fiscal en el gasto y los ingresos fiscales con este mismo objetivo (Oates, 2011). Los dos fenómenos en el sector público se dan con objetivos de eficiencia en la provisión de bienes y servicios por parte del Estado.

De conformidad con lo anterior, el Departamento Nacional de Planeación (DNP, 2023) plantea cómo el Sistema General de Participaciones (SGP) se compone de dos bloques: asignaciones sectoriales en un 96 % y asignaciones especiales en un 4 %. De las asignaciones especiales el 58,5 % se destina al sector educación, 24,5 % a salud, 5,4 % a agua potable y saneamiento básico y 11,6 % a propósito general. Por otra parte, el 4 % de asignaciones especiales, se divide en 0,5 % para el programa de alimentación escolar, 0,08 % para municipios ribereños del Río Magdalena, 0,53 % para resguardos indígenas y 2,9 % para el fondo de pensiones territoriales. El DNP también indica que, en el caso de las transferencias para educación, su reparto se hace con los criterios de población atendida (población efectivamente matriculada en el año anterior), población por atender (incremento en la matricula) y equidad (indicador de pobreza). Por otra parte, las transferencias de salud se asignan a partir de criterios relacionados con variables de régimen subsidiado (población

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

beneficiaria), salud pública (población, ruralidad, porcentaje de pobreza, densidad poblacional y eficiencia administrativa) y subsidio a la oferta (población, ruralidad, porcentaje de pobreza, densidad poblacional y asignación de departamentos especiales). Por otro lado, la transferencia para agua potable y saneamiento básico se distribuye a partir de criterios relacionadas con mediciones de departamentos y distrito capital y de municipios distritos y áreas no municipalizadas. Finalmente, las transferencias de propósito general se distribuyen en un 83 % para todos los municipios y distritos del país y en un 17 % para municipios menores de 25 000 habitantes.

Tomando en consideración lo anterior, trabajos como el de Ricciulli-Marín et al. (2022) describen el comportamiento reciente de las transferencias, para el cual identificaron un periodo de inflexión a partir de la constitución de 1991 y la consolidación de una sistema de transferencias que las aumentó significativamente en lo que refiere a municipios y departamentos. Posteriormente, en el año 2001 se creó el sistema de participaciones actual con algunos ajustes y modificaciones hechos en años anteriores.

DATOS Y ESTRATEGIA ECONOMÉTRICA

DATOS

Se consideró como variable de resultado la variación anualizada del PIB per cápita (vpibpc) y como variables explicativas de interés las transferencias nacionales per cápita (trnpc), específicamente las transferencias por Sistema General de Participaciones (SGP) de forzosa destinación y la formación bruta de capital fijo per cápita (fbkpc) de 1100 municipios de Colombia en los años 2006, 2009, 2014, 2019 y 2022. No se tomaron en cuenta las zonas no municipalizadas, debido a que son jurisdicciones administrativamente diferentes a los municipios; tampoco a San Andrés y Providencia, debido a que no tienen vecinos bajo el criterio de adyacencia.

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

Los datos fueron tomados de varias fuentes oficiales y representados espacialmente por medio de un sistema de información geográfica (SIG) usando la cartografía oficial de los municipios de Colombia. Entre las fuentes se encuentran las siguientes: el Departamento Nacional de Estadística (Dane), Departamento Nacional de Planeación (DNP) y el Instituto Geográfico Agustín Codazzi (Igac).

Para el caso de los datos de PIB municipales de los años 2005, 2006 y 2009, se usó una variable proxy del PIB utilizando la ponderación del PIB departamental por medio de la participación de cada municipio en los impuestos municipales indirectos agregados del departamento correspondiente. Esta metodología es similar a usada por Galvis-Aponte y Hahn-de Castro (2018) para estimar una serie del PIB municipal por medio de una ponderación del PIB departamental usando los ingresos tributarios. No obstante, a diferencia de estos autores, aquí se usaron únicamente los impuestos indirectos, ya que, por razones teóricas, se pensaría razonablemente que estos están más íntimamente relacionados con la actividad económica. Esto tiene como consecuencia que en años anteriores al 2011 se toma para el PIB una variable proxy, es decir, que no es exactamente la misma, pero está altamente correlacionada y que puede interpretarse, en principio, de forma equivalente. Adicionalmente, se tomó del Dane la serie de proyecciones y retroproyecciones de población municipal corregida por covid-19 en el año 2023.

Los datos están medidos en millones de pesos y fueron deflactados para quitar el efecto inflacionario, tomando como año base el 2018. Este año goza de cierta estabilidad macroeconómica y, para el caso de Colombia, es usado como año base en varios estudios del Dane y el DNP. Por lo anterior, todos los valores refieren a precios constantes del año 2018. Se exploraron varios tipos de matrices de ponderaciones espaciales entre matrices de contigüidad, distancia inversa y k-vecinos más cercanos. Los resultados del modelo final se construyeron bajo una matriz de contigüidad tipo reina orden 1. Frente al tipo de matriz, parte de la literatura sugiere que su elección depende de la naturaleza de la representación espacial de los datos. En especial, LeSage (2014) y LeSage y Pace (2014) sugieren que cuando los datos se representen por medio de polígonos irregulares se use una matriz tipo reina

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

orden 1. Esta sugerencia es pertinente para este trabajo, ya que los municipios se representan precisamente por medio de ese tipo de geometría.

La tabla 1 presenta las principales estadísticas descriptivas de las variables utilizadas para cada año de estudio. En específico, se muestra la media (mean), la desviación estándar (sd), la mediana (median), la media recortada (trimmed), la desviación absoluta mediana (mad), el mínimo (min), el máximo (max), el rango (range), el sesgo (skew), la curtosis (kurtosis) y el error estándar (se).

Tabla 1. Estadística descriptiva de las variables utilizadas

	mean	sd	median	trimmed	mad	min	max	range	skew	kurtosis	se
pibpc05	7.13	10.44	4.41	5.15	4.03	0.01	117.42	117.41	5.08	35.08	0.31
pibpc06	7.93	11.24	4.65	5.7	4.11	0.03	105.58	105.55	4.47	26.52	0.34
pibpc09	9.16	12.68	5.36	6.61	4.24	0.12	135.87	135.75	4.64	29.65	0.38
pibpc14	15.18	22.57	11.3	11.77	5.19	1.72	473.14	471.43	11.58	189.49	0.68
pibpc19	15	16.21	11.56	12.32	5.46	2.09	230.43	228.34	7.17	71.88	0.49
pibpc22	18.98	24.88	14.04	15.13	7.14	2.14	448.37	446.23	9.25	119.27	0.75
trnpc06	0.51	0.31	0.45	0.47	0.2	0.09	2.87	2.78	2.84	13.59	0.01
trnpc09	0.61	0.29	0.56	0.58	0.21	0.12	3.09	2.97	2.43	11.14	0.01
trnpc14	0.84	0.36	0.8	0.81	0.28	0.1	3.44	3.34	1.87	7.98	0.01
trnpc19	0.9	0.35	0.86	0.87	0.29	0	2.88	2.88	1.21	3.46	0.01
trnpc22	0.92	0.41	0.89	0.89	0.28	0.07	7.69	7.62	5.19	72.34	0.01
fbkpc06	0.38	0.52	0.24	0.28	0.17	0	7.52	7.52	5.94	51.74	0.02
fbkpc09	0.45	0.48	0.31	0.36	0.21	0.02	5.77	5.75	4.76	35.35	0.01
fbkpc14	1.22	0.85	1.02	1.08	0.43	0.11	9.58	9.48	4.19	27.81	0.03
fbkpc19	0.63	0.61	0.45	0.52	0.34	0	7.2	7.19	3.33	18.91	0.02
fbkpc22	0.49	0.69	0.31	0.37	0.26	0	9.67	9.67	6.41	61.32	0.02
vpibpc06	0.06	0.28	0.03	0.04	0.13	-1.69	2.21	3.89	1.07	10.99	0.01
vpibpc09	0.07	0.16	0.04	0.05	0.1	-0.74	1.25	1.99	1.04	6.26	0
vpibpc14	0.11	0.1	0.1	0.1	0.1	-0.16	0.64	0.8	0.86	1.75	0
vpibpc19	0.07	0.07	0.07	0.07	0.06	-0.11	0.42	0.53	0.83	1.57	0
vpibpc22	0.07	0.06	0.07	0.07	0.06	-0.09	0.36	0.45	0.8	1.48	0
c1_06	0.77	0.63	0.62	0.66	0.31	0.17	6.89	6.71	4.14	25.72	0.02
c1_09	0.9	0.56	0.76	0.8	0.33	0.24	5.51	5.27	3.19	16.27	0.02
c1_14	1.71	0.86	1.52	1.59	0.58	0.35	8.61	8.26	2.84	14.17	0.03
c1_19	1.3	0.71	1.13	1.19	0.47	0.31	7.34	7.02	2.68	11.85	0.02
c1_22	1.13	0.72	0.99	1.03	0.36	0.07	8.79	8.73	5	40.25	0.02

Fuente: elaboración propia

ESTRATEGIA ECONOMÉTRICA

En el contexto anterior, el flujo de trabajo realizado siguió las siguientes etapas: en una primera parte, se planteó un análisis exploratorio de datos espaciales para establecer la presencia de autocorrelación espacial y sustentar el uso de modelos de econometría espacial. Posteriormente, se realizó para los cortes establecidos un modelo en el cual se hicieron regresiones iniciales por MCO para hacer las pruebas adicionales de dependencia espacial con pruebas de Morán, multiplicadores de Lagrange y multiplicadores de Lagrange robustos.

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

En la siguiente fase se realizó una comparación entre distintos tipos de modelos espaciales estimados por el método de máxima verosimilitud, por medio de criterios estadísticos de selección y, para el modelo escogido, se calcularon los efectos directos, los efectos espaciales indirectos y los totales.

Se tomó como variable de resultado el crecimiento económico medido a través de la variación anualizada del PIB per cápita de los municipios (vpibpc) y como variables explicativas principales se usaron las transferencias nacionales a municipios per cápita (trnnpc) y la formación bruta de capital fijo per cápita (fbkpc), tomando como cortes los años 2006, 2009, 2014, 2019 y 2022. Partiendo de un análisis exploratorio de datos espaciales y pruebas de dependencia espacial, se plantea un modelo de econometría espacial que incorpora rezagos espaciales en las variables explicativas y en el término de error, que es uno de los tipos de especificación considerados en la taxonomía de Elhorst (2014), denominado Spatial Durbin Error Model.

Este modelo surgió de una comparación de especificaciones que contemplaron distintas combinaciones de rezagos espaciales en la variable dependiente, las independientes y el término de error, a partir de los siguientes criterios de comparación: logaritmo de verosimilitud (Log likelihood), que se usa para evaluar qué tan adecuadamente se ajusta un modelo a los datos observados, en cuyo caso un valor más alto es mejor; criterio de información de Akaike, que se usa para evaluar la parsimonia del modelo, en cuyo caso un valor más bajo es mejor; pseudo R2 y R2 (para el caso del modelo con rezagos espaciales en las variables independientes X Lag), que considera la bondad de ajuste, en cuyo caso un valor mayor es mejor; el diagnóstico de Wald para dependencia espacial, que pone a prueba la significancia de los estimadores asociados con los términos espaciales de los modelos (no se usa cuando el rezago espacial solamente está en las variables independientes, como en el modelo X Lag), en cuyo caso un valor mayor es mejor; y finalmente, se usa la prueba de razón de verosimilitud, que es usada para evaluar la presencia de dependencia espacial comparando la bondad de ajuste de dos modelos: uno que incluye términos espaciales y otro que no; en este caso un valor mayor es mejor. Estos modelos pueden ser comparados en la

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

tabla 2.

Tabla 2. Criterios de comparación entre modelos espaciales

	2006			
	Y lag	Error lag	X lag	X Error lag
Log likelihood	-95.95386	-91.367	-94.8388	-85.242
AIC	203.91	194.733	203.6776	186.485
Pseudo R2	0.142803	0.1535687		0.1619091
R2			0.1408	
F Statistic			35.85***	
Wald diagnostics for spatial dependence	12.361***	23.225***		19.689***
Likelihood Ratio Test	12.537***	21.712***	-14.767***	19.193***
	2009			
	Y lag	Error lag	X lag	X Error lag
Log likelihood	757.326	771.201	761.3954	779.028
AIC	-1502.651	-1530.402	-1508.791	-1,542.057
Pseudo R2	0.390081	0.4126013		0.4208265
R2			0.394	
F Statistic			141.967***	
Wald diagnostics for spatial dependence	6.275**	39.745***		39.336***
Likelihood Ratio Test	5.664**	33.415***	-13.804***	35.266**
	2014			
	Y lag	Error lag	X lag	X Error lag
Log likelihood	1723.725	1863.395	1749.655	1,889.874
AIC	-3,435.449	-3,714.790	-3485.311	-3,763.747
Pseudo R2	0.7483909	0.821599		0.8276309
R2			0.759	
F Statistic			689.705***	
Wald diagnostics for spatial dependence	26.689***	472.524***		363.882***
Likelihood Ratio Test	24.670***	304.011***	-76.532***	280.436***
	2019			
	Y lag	Error lag	X lag	X Error lag
Log likelihood	2197.449	2,339.132	2219.35	2,364.923
AIC	-4,382.898	-4,666.264	-4424.699	-4,713.847
Pseudo R2	0.7708741	0.8393228		0.8439288
R2			0.779	
F Statistic			769.218***	
Wald diagnostics for spatial dependence	48.522***	561.797***		406.580***
Likelihood Ratio Test	46.317***	329.683***	-90.119***	291.147***
	2022			
	Y lag	Error lag	X lag	X Error lag
Log likelihood	2249.714	2,402.214	2243.374	2,410.887
AIC	-4,487.428	-4,792.429	-4472.748	-4,805.773
Pseudo R2	0.7286267	0.8134039		0.8146273
R2			0.723	
F Statistic			572.265***	
Wald diagnostics for spatial dependence	57.106***	579.094***		492.738***
Likelihood Ratio Test	52.565***	357.566***	-39.885***	335.025***
Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01				

Fuente: elaboración propia

Conforme a los resultados mostrados en la tabla 2, en todos los cortes el modelo elegido a partir de los criterios mencionados es el Spatial Durbin Error Model. La siguiente es la ecuación de referencia del modelo final:

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

Equidad Desarro. Bogotá (Colombia) N.° 45, enero-junio del 2025
ISSN: 1692-7311 - ISSN-e: 2389-8844 (en línea)
Online First

$$vpibpc = \frac{\ln(pibpc)_{t+1} - \ln(pibpc)_t}{T} = \beta_0 + \beta_1 ln(trnpc) + \beta_2 \ln(fbkpc) + \theta_1 ln(trnpc)W + \theta_2 \ln(fbkpc)W + u \quad (1)$$

$$u = \lambda uW + \varepsilon \quad (2)$$

Donde vpibpc es la tasa de crecimiento anualizada del PIB per cápita respecto de la situación su situación inicial en T periodos, trnpc es transferencias nacionales per cápita, fbkpc es la formación bruta de capital fijo per cápita, W es la matriz de ponderaciones espaciales, θ es el coeficiente asociado a las variables explicativas rezagadas espacialmente, u el término de error, λ el coeficiente asociado al rezago espacial de término de error y ε es un vector de errores idiosincráticos.

Adicionalmente, se consideró la posible multicolinealidad entre las variables de transferencias per cápita y la formación bruta de capital fijo per cápita. En principio, estas dos variables son diferentes debido a que, si bien es cierto que la mayoría de las transferencias son condicionadas, el condicionamiento es sectorial en educación, salud, agua potable y saneamiento básico y propósito general, lo cual desarrolla gastos tanto de funcionamiento como de otro tipo de inversiones diferentes a infraestructura, por ejemplo, programas de salud pública relacionados con promoción y prevención. Por lo anterior, no se esperaría una duplicidad en la información, en el sentido en que la totalidad de los recursos recibidos por transferencias en un municipio se gastan integralmente en infraestructura y se registran contablemente en el rubro de gasto en formación bruta de capital fijo. No obstante, se realizaron pruebas de factor de inflación de varianza para los modelos de regresión en los cortes contemplados. Los resultados se muestran en la tabla 3:

Tabla 3. Pruebas de factor de inflación de varianza

	2006	2009	2014	2019	2022
VIF trnpc	1.697	1.404	1.300	1.486	1.164
VIF fbkpc	1.520	1.492	1.271	1.402	1.109

Fuente: elaboración propia.

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

Tradicionalmente, la interpretación de las pruebas de factor de inflación de varianza se hace considerando que el resultado de 1 sugiere que no existe en absoluto multicolinealidad; entre 1 y 5 se da multicolinealidad baja o moderada; y mayor de 5 implica alta multicolinealidad. Conforme a lo anterior, los resultados sugieren que la multicolinealidad entre las variables de trnpc y fbkpc es baja y se espera que los estimadores sean confiables y no estén distorsionados por la correlación entre las dos variables.

En todo caso, para eliminar totalmente la multicolinealidad, se optó por usar la metodología de análisis de componentes principales reduciendo las dos variables mencionadas al primer componente en cada caso. La elección del primer componente se hizo a partir del criterio de Kaiser, que postula que se deben elegir los componentes cuyos valores propios (Eigenvalues) sean mayores a uno. En la tabla 4 se exponen los resultados del análisis de componentes principales.

Tabla 4. Resultados de análisis de componentes principales

		2006	2009	2014	2019	2022
eigen value	Dim 1	1.498	1.428	1.372	1.458	1.284
	Dim 2	0.502	0.572	0.628	0.542	0.716
Variance percent	trnpc	74.891	71.376	68.618	72.913	64.179
	fbkpc	25.109	28.624	31.382	27.087	35.821
Dim 1	trnpc	0.865	0.845	0.828	0.854	0.801
	fbkpc	0.865	0.845	0.828	0.854	0.801

Fuente: elaboración propia.

En atención a los resultados anteriores, en todos los casos, a partir del criterio de Kaiser, se tomó el primer componente principal. Este componente principal supone una combinación lineal de las variables trnpc y fbkpc a partir de los elementos de los vectores propios del primer componente, que fueron descritos en la última fila de la tabla 3 e incorporados en los modelos de regresión con la denominación c1. De esta forma se elimina la posible multicolinealidad entre las variables mencionadas. Es importante resaltar que en los modelos de regresión se presentan los resultados tanto con las variables originales (*trnpc* y

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

fbkpc) como con el primer componente principal (c1). La estadística descriptiva de c1 se muestra en la tabla 1.

RESULTADOS

ANÁLISIS EXPLORATORIO DE DATOS ESPACIALES

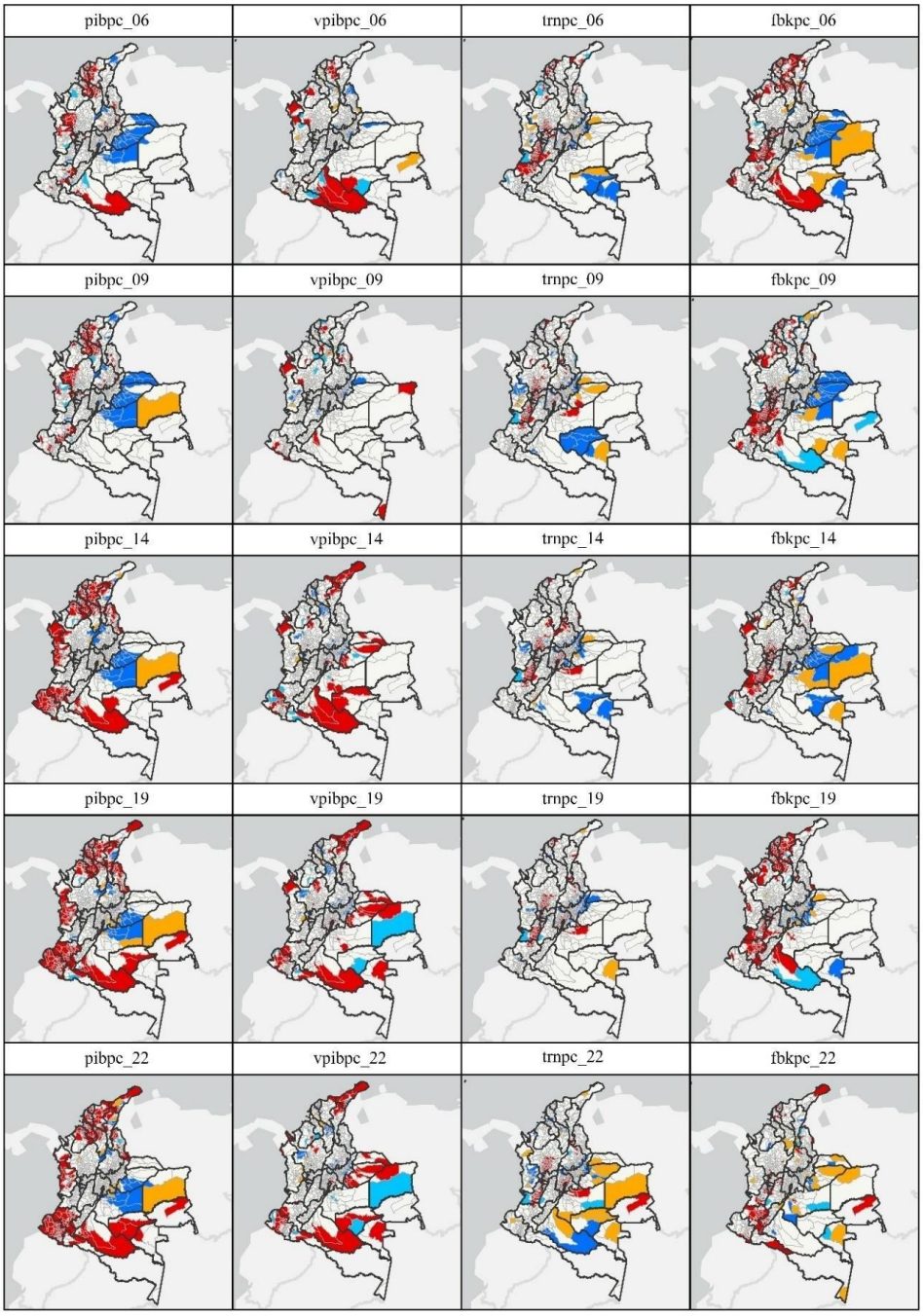
A partir del índice de Morán local se construyó el mapa de clústeres (grupos) que clasifica los municipios en cuatro grupos según su magnitud en cada variable y, por su parte, la magnitud de esa variable en su vecindario. Se entiende como vecindario de un municipio a aquellos municipios con los cuales comparte una frontera común bajo el enfoque de adyacencia. Considerando la distribución espacial de los datos de las variables seleccionadas de variación anualizada del PIB per cápita, PIB per cápita, transferencias per cápita y formación bruta de capital fijo per cápita, se observa en la figura 1 una tendencia a la formación de clústeres estadísticamente significativos.

La importancia de los mapas de clústeres reside en considerar que un municipio se ve influenciado por el estado de sus vecinos de tal forma que la mejor situación sería cuando se tiene un valor alto en el municipio, por ejemplo, en PIB per cápita, y, además, el vecindario que rodea a ese municipio también tiene valores altos; esta descripción sería la de un municipio aventajado. Po otra parte, la peor situación posible sería que un municipio tenga valores bajos y que, además, su vecindario tenga valores bajos; este sería un municipio que debe enfrentar sus propias dificultades y, también, el efecto negativo de su vecindario, bajo la hipótesis de autocorrelación espacial.

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

Equidad Desarro. Bogotá (Colombia) N.° 45, enero-junio del 2025
ISSN: 1692-7311 - ISSN-e: 2389-8844 (en línea)
Online First

Figura 1. Mapas de clústeres y outliers en variables seleccionadas a partir del índice de Morán local correspondiente a los municipios de Colombia. Años 2009,2014, 2019 y 2022.



Fuente: elaboración propia.

*En azul oscuro se muestra el clúster alto-alto (alto en el municipio y alto en el vecindario); en azul claro el clúster alto-bajo (alto en el municipio y bajo en el vecindario); en naranja el

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

clúster bajo-alto (bajo en el municipio y alto en el vecindario); y en rojo el clúster bajo-bajo (bajo en el municipio y bajo en el vecindario); finalmente, en gris se muestran aquellos municipios que no se pueden clasificar con significancia estadística.

Los anteriores mapas permiten visualizar cómo las zonas con alto PIB per cápita y que tienen vecindario con alto PIB per cápita (clúster alto-alto de color azul oscuro) se ubican en particular en las zonas petroleras y mineras, las grandes ciudades (Bogotá, Cali, Medellín y Bucaramanga) y algunos de sus municipios vecinos. Por su parte, los municipios del clúster bajo-bajo (de color rojo) se tienden a ubicar en parte de la costa pacífica, costa atlántica y parte de la Amazonía (especialmente en el departamento de Putumayo y Caquetá). Esta situación tiende a mantenerse con algunas variaciones en los 5 años de estudio. Por otra parte, algunas de las zonas con menor PIB per cápita (pibpc) crecen menos (vpibpc) en la lógica del clúster bajo-bajo. Pero, en general, los municipios del clúster alto-alto en PIB per cápita no están en su mayoría en ese mismo clúster en la variable de crecimiento anualizado (vpibpc), ya que en este grupo se ubican algunos municipios de Boyacá, Santander y Magdalena, mayoritariamente. Por otra parte, en términos generales no hay una coincidencia de clústeres entre PIB per cápita y transferencias. La mayor coincidencia tiende a ubicarse entre los clústeres de PIB per cápita y los de formación bruta de capital fijo per cápita, en especial en algunos municipios de Meta, Casanare y Arauca para el caso del clúster alto-alto, y en algunos municipios de la costa pacífica y atlántica, en su mayoría, para el clúster bajo-bajo.

La hipótesis de autocorrelación espacial es constatada en las pruebas estadísticas realizadas que se muestran en la tabla 5.

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

Tabla 5. Autocorrelación espacial por medio del índice de Morán y de Geary en las variables seleccionadas

		2006	2009	2014	2019	2022
Global Moran's Index	pibpc	0.3622***	0.3578***	0.2307***	0.2356***	0.1826***
	vpibpc	0.0739***	0.0788***	0.2373***	0.2626***	0.2543***
	trnpc	0.2614***	0.2723***	0.3046***	0.4021***	0.2382***
	fbkpc	0.2309***	0.2567***	0.2657***	0.282***	0.074***
Geary C Index	pibpc	0.6126***	0.5899***	0.7344***	0.7329***	0.7547***
	vpibpc	0.9114***	0.8768***	0.7414***	0.7147***	0.7251***
	trnpc	0.6881***	0.657***	0.6671***	0.5655***	0.7501***
	fbkpc	0.6925***	0.6771***	0.6712***	0.6549***	0.9141**

Fuente: elaboración propia.

*Los dos índices miden autocorrelación espacial. El índice de Morán toma valores entre -1 y 1. Si es negativo significa autocorrelación espacial negativa (dispersión), si es positivo autocorrelación espacial positiva (agrupación) y si es 0 indica aleatoriedad. Por su parte, el índice de Geary toma valores menores que 1 cuando existe autocorrelación espacial positiva (agrupación), mayores que 1 cuando hay autocorrelación espacial negativa (dispersión) y 1 cuando hay aleatoriedad.

Conforme a los anteriores resultados, en todos los casos se evidencia autocorrelación espacial positiva y estadísticamente significativa. Esto supone que en todas las variables consideradas, y para todos los años, la magnitud de las variables en los municipios tiene una correlación positiva con esta misma variable en su vecindario. Si el vecindario tiene valores altos, el municipio tiende a tener valores altos, de lo contrario el municipio tendrá valores bajos; de esta manera, los valores tienden a estar agrupados geográficamente y no están distribuidos de forma aleatoria. Es decir, que el componente espacial tiene una relevancia particular y las variables pueden verse afectadas por lo que ocurre en el vecindario. Lo anterior hace que sea pertinente utilizar modelos de econometría espacial que consideren estos posibles efectos vecindario en las especificaciones para generar mejores estimadores.

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

PRUEBAS DE DEPENDENCIA ESPACIAL POR MEDIO DE REGRESIONES INICIALES

La tabla 6 muestra pruebas adicionales, en particular el índice de Morán, multiplicadores de Lagrange y multiplicadores de Lagrange robustos que apuntan a verificar la presencia de dependencia espacial en el término de error, en la variable dependiente y, simultáneamente, en las 2 anteriores. Ello se da tanto en las variables independientes originales (regresiones 1 a 5), como en el componente principal 1 (regresiones 6 a 10).

Tabla 6. Modelos de regresión inicial y pruebas de dependencia espacial

Regression Results										
Dependent variable:	ln(vpibpc)									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Independent variable:	2006	2009	2014	2019	2022	2006	2009	2014	2019	2022
ln(pibpc05)	-0.092***	-0.081***	-0.078***	-0.053***	-0.045***	-0.078***	-0.067***	-0.074***	-0.050***	-0.044***
	(0.008)	(0.004)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.007)	(0.003)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
ln(trnpc)	-0.058***	-0.055***	-0.030***	-0.010***	-0.012***					
	(0.021)	(0.011)	(0.005)	(0.002)	(0.003)					
ln(fbkpc)	0.081***	0.084***	0.034***	0.013***	0.005***					
	(0.012)	(0.006)	(0.003)	(0.001)	(0.001)					
ln(c1)						0.073***	0.086***	0.022***	0.015***	0.003
						(0.014)	(0.008)	(0.004)	(0.002)	(0.002)
Constant	0.251***	0.239***	0.206***	0.156***	0.139***	0.198***	0.179***	0.200***	0.141***	0.133***
	(0.020)	(0.008)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.014)	(0.006)	(0.003)	(0.002)	(0.002)
Number of obs.	1100	1100	1100	1100	1100					
F(2, 1116)	54.186***	229.532***	1049.656***	1154.607***		70.176***	270.948***	1455.116***	1601.080***	
908.484***						1304.746***				
R-squared	0.129	0.386	0.742	0.760	0.713	0.113	0.331	0.726	0.745	0.704
Adjusted R-squared	0.127	0.384	0.741	0.759	0.712	0.112	0.329	0.726	0.744	0.703
RSE	0.266	0.122	0.051	0.034	0.032	0.268	0.127	0.053	0.035	0.033
Diagnostic tests for spatial dependence in OLS regression										
Spatial error:										
Moran's I	0.087***	0.105***	0.343***	0.349***	0.379***	0.098***	0.125***	0.373***	0.403***	0.402***
Lagrange multiplier	23.419***	33.906***	357.41***	368.74***		29.511***	47.683***	422.32***	491.73***	489.21***
435.73***										
Robust Lagrange multiplier	17.839***	49.08***	381.62***	338.96***		36.505***	96.975***	491.33***	521.94***	512.98***
418.82***										
Spatial lag:										
Lagrange multiplier	14.086***	5.4649**	25.068***	49.999***		14.579***	4.3198**	17.571***	33.143***	43.06***
56.202***										
Robust Lagrange multiplier	8.5057***	20.639***	49.278***	20.221***		21.573***	53.612***	86.583***	63.344***	66.827***
39.299***										
Spatial error + Spatial lag										
SARMA	31.925***	54.545***	406.69***	388.96***		51.084***	101.29***	508.9***	555.08***	556.04***
475.03***										
Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01										

Fuente: elaboración propia.

*Regresiones por mínimos cuadrados ordinarios.

Todas las pruebas de dependencia espacial en los años considerados presentaron valores significativamente positivos, lo que corresponde a una fuerte autocorrelación espacial positiva. Esto reafirma los hallazgos del análisis exploratorio de datos espaciales; adicionalmente, supone que hay autocorrelación espacial en el término de error, lo que

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

sugiere que se podrían mejorar los modelos usando especificaciones de econometría espacial.

Tabla 7. Resultados del modelo espacial elegido considerando variables originales y el primer componente principal

Regression Results										
Dependent variable:	ln(vpibpc)									
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	2006	2009	2014	2019	2022	2006	2009	2014	2019	2022
Independent variable:										
ln(pibpc05)		-0.094***	-0.085***	-0.057***	-0.049***	-0.104***	-0.088***	-0.082***	-0.056***	-0.048***
	(0.008)	(0.004)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.008)	(0.004)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
ln(trnpc)		-0.036***	-0.018***	-0.003	-0.002					
	(0.022)	(0.012)	(0.004)	(0.002)	(0.003)					
ln(fbkpc)		0.070***	0.027***	0.007***	0.003***					
	(0.013)	(0.006)	(0.003)	(0.001)	(0.001)					
ln(c1)						0.063***	0.077***	0.022***	0.011***	0.007***
						(0.016)	(0.008)	(0.004)	(0.002)	(0.002)
lag.ln(pibpc05)		0.038***	0.007**	0.003	0.006***	0.071***	0.054***	0.015***	0.009***	0.008***
	(0.016)	(0.007)	(0.003)	(0.002)	(0.002)	(0.014)	(0.006)	(0.003)	(0.002)	(0.002)
lag.ln(trnpc)		-0.012	-0.062***	-0.028***	-0.015***					
	(0.043)	(0.022)	(0.010)	(0.005)	(0.005)					
lag.ln(fbkpc)		0.018	0.037***	0.014***	0.005**					
	(0.027)	(0.011)	(0.008)	(0.003)	(0.002)					
lag.ln(c1)						0.014	0.018	-0.003	0.003	-0.003
						(0.027)	(0.015)	(0.008)	(0.005)	(0.004)
Constant	0.218***	0.212***	0.190***	0.159***	0.138***	0.137***	0.133***	0.189***	0.135***	0.126***
	(0.039)	(0.016)	(0.006)	(0.005)	(0.005)	(0.026)	(0.011)	(0.008)	(0.004)	(0.004)
Lambda	0.19748***	0.22527***	0.59261***	0.62***	0.64121***	0.21397***	0.24214***	0.6228***	0.65577***	0.65735***
Number of obs.	1100	1100	1100	1100	1100	1100	1100	1100	1100	1100
Log likelihood	-80.491	791.753	1892.226	2365.909	2,415.755	-85.417	763.832	1,866.444	2,347.514	2,412.546
AIC	178.982	-1565.505	-3766.452	-4713.818	-4,813.510	184.834	-1,513.664	-3,718.887	-4,681.029	-4,811.092
Pseudo R2	0.1687311	0.4313237	0.8275028	0.8438539	0.8152213	0.1623071	0.402596	0.820904	0.8404803	0.815183
Wald diagnostics for spatial dependence:	18.372***	24.639***	328.626***	389.162***	444.492***	21.954***	29.022***	396.006***	487.639***	492.602***
Likelihood Ratio Test	18.242***	22.931***	255.107***	280.620***	315.517***	21.814***	26.360***	283.934***	337.746***	336.922***

Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Fuente: elaboración propia.

*Regresiones realizadas por el método de máxima verosimilitud.

Una vez se estableció que la especificación elegida es la del Durbin Spatial Error Model, el cual incluye rezagos espaciales en las variables independientes y el término de error, a partir de los criterios estadísticos descritos en la sección de metodología, se procedió a aplicar este tipo de especificación en 10 regresiones diferentes. La tabla 7 presenta los resultados de los modelos considerando las variables originales en las regresiones 1 a 5 y con el primer componente principal en las regresiones 6 a 10. En este contexto, los valores de los estimadores no se interpretan directamente, ya que se deben calcular los impactos directos,

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

indirectos y totales, cuyos resultados se muestran en la tabla 8. No obstante, el valor de interés está en la significancia de los estimadores asociados a los rezagos espaciales de las variables independientes (pibpc_05, trnpc y fbkpc) denotados por el prefijo lag.

Estos resultados indican alto nivel de significancia en pibpc_05, lo que sugiere que se presentó una dependencia espacial por parte de la variación del PIB per cápita anualizada de los municipios (vpibpc) respecto del estado inicial del municipio en PIB per cápita y de la economía del vecindario de los municipios medida por el PIB per cápita del vecindario en el año base 2005. Por otro lado, vpibpc también tuvo una fuerte relación con la formación bruta de capital fijo per cápita en el mismo municipio y en los municipios vecinos en los 3 últimos años. Igualmente, para el caso de las transferencias per cápita que recibió el municipio se encontró significancia en los años 2009 y 2014, así como para las transferencias per cápita que recibió el vecindario en los años 2014, 2019 y 2022. Por último, en las regresiones que consideran el primer componente principal (c1) como variable independiente, se encontró significancia estadística para c1 en el municipio, pero no para c1 en el vecindario.

Por lo anterior, se concluye que el estado inicial de los municipios y su vecindario en PIB per cápita influye en su variación en PIB per cápita anualizada. Es decir, que el tamaño de las economías municipales y el tamaño de la economía de su vecindario tienen una relación significativa con su crecimiento económico, de forma que se describen ciertas interdependencias regionales.

Por otra parte, los valores λ son significativos en todos los casos, lo que indica que hay autocorrelación espacial en los errores; esto justifica su inclusión en el modelo. Por otra parte, las pruebas de Wald y de razón de verosimilitud presentan significancia en todos los años, lo cual reafirma la necesidad de usar modelos que consideren la autocorrelación espacial frente a modelos que la omiten. Adicionalmente, las estadísticas de bondad de ajuste sugieren mejor ajuste en los modelos de los periodos más recientes. Finalmente, la

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

parsimonia reflejada por el criterio de información de Akaike sugiere una mejora en los modelos más recientes.

Tabla 8. Impactos directos, impactos espaciales indirectos e impactos totales

Average Impacts											
Dependent variable:		log(vpibpc)									
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Independent variable:		2006	2009	2014	2019	2022	2006	2009	2014	2019	2022
ln(pibpc05)	Direct	-0.1121***	-0.0940***	-0.0848***	-0.0572***	-0.0489***	-0.1044***	-0.0875***	-0.0819***	-0.0556***	-0.0481***
	Indirect	0.0502***	0.0380***	0.007**	0.003	0.0062***	0.0709***	0.0537***	0.0154***	0.0086***	0.0081***
	Total	-0.0619***	-0.0559***	-0.0778***	-0.0542***	-0.0427***	-0.0335**	-0.0338***	-0.0665***	-0.047***	-0.0399***
ln(trnpc)	Direct	-0.0313	-0.0364***	-0.0182***	-0.0028	-0.0015					
	Indirect	-0.0480	-0.0120	-0.0615***	-0.028***	-0.0149***					
	Total	-0.0794*	-0.0485**	-0.0798***	-0.0308***	-0.0165***					
ln(fbkpc)	Direct	0.0590***	0.0695***	0.0269***	0.007***	0.0033***					
	Indirect	0.0415	0.0180	0.0372***	0.014***	0.0048**					
	Total	0.1006***	0.0875***	0.0641***	0.0211***	0.0082***					
ln(c1)	Direct						0.0633***	0.0765***	0.0217***	0.0113***	0.0073***
	Indirect						0.0139	0.0177	-0.0026	0.0025	-0.0026
	Total						0.0772***	0.0942***	0.019**	0.0138**	0.0046
Nota: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01											

Fuente: elaboración propia.

Finalmente, la tabla 8 muestra los efectos directos, indirectos y totales. Se entiende por efecto directo el asociado a una variable independiente (pibpc_05, trnpc o fbkpc) sobre la variable dependiente en el mismo municipio (vpibpc). Por otra parte, el efecto indirecto o efecto espacial es aquel que tiene una variable independiente del vecindario (pibpc_05, trnpc o fbkpc) en la variable dependiente del municipio (vpibpc). Finalmente, el efecto total es la suma del efecto directo y del efecto espacial indirecto. A diferencia de los estimadores de la tabla 7, estos sí se interpretan de forma directa como efectos marginales y, dado que las variables están consideradas por medio de logaritmos naturales, se interpretan como elasticidades, es decir, como cambios porcentuales según corresponda.

Conforme a lo anterior, la primera variable independiente es el PIB per cápita del año 2005, que representa el estado inicial de las economías en esa variable. Para este caso, los impactos directos son significativos y negativos, de forma que un incremento porcentual unitario en el PIB per cápita en el año base 2005 está asociado con una disminución porcentual en la tasa de crecimiento per cápita anualizada (vpibpc), lo que estaría en consonancia con una leve

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

convergencia que disminuye en años recientes. No obstante, los efectos espaciales indirectos en esta variable son positivos y significativos, lo cual supone que la situación inicial en el PIB per cápita del vecindario afecta de forma positiva la tasa de crecimiento anualizada; ello sugiere que, en relación con el vecindario, se genera una leve divergencia que también disminuye en años recientes. Finalmente, los efectos totales muestran signos negativos, evidencia que apoya, al igual que los efectos directos, una leve convergencia que disminuye a medida en que se avanza en los años considerados.

Por otro lado, la segunda variable independiente de interés son las transferencias nacionales per cápita. Los resultados se muestran en las regresiones 1 a 5. En este caso, los efectos directos son negativos y significativos en los años 2009 y 2014. Es decir que, para esos años, un aumento porcentual unitario en las transferencias per cápita a municipios estuvo asociado a una disminución de -0,03 y -0,01 en la tasa de crecimiento anualizada (vpibpc). En lo relacionado con los efectos espaciales indirectos se encontró significancia en los años 2014, 2019 y 2022, años en los cuales los estimadores fueron negativos. Finalmente, el efecto total también fue negativo y significativo al 10 % en el año 2006, al 5 % en el año 2009 y al 1 % en los años 2014, 2019 y 2022. De lo anterior se puede interpretar que se encuentra un efecto negativo de las transferencias per cápita sobre la variación anualizada del PIB per cápita leve, cuya significancia mejora a medida en que se avanza en los años.

Adicionalmente, en lo que refiere a formación bruta de capital fijo per cápita, se encontró un efecto directo y total positivo y significativo en todos los años. Mientras que el efecto espacial indirecto fue positivo y significativo en los años más avanzados: 2014, 2019 y 2022.

Finalmente, en las regresiones 6 a 10 se describen los resultados tomando como variable independiente de interés principal el primer componente principal, en lugar de transferencias per cápita y formación bruta de capital per cápita. Un primer cambio que se debe resaltar es que los signos de los efectos directos, indirectos y totales de la variable pibpc_05, que representa el PIB per cápita del año tomado como base (2005), sobre la

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

variación anualizada del PIB per cápita (vpibpc), en el año 2014 pasan de tener significancia al 5 % a tenerla al 1 % y en el año 2019 no tienen significancia al presentar 1%. Es decir, la significancia mejora. Por otra parte, los efectos directos del primer componente principal (c1) fueron positivos y significativos, los efectos indirectos fueron positivos (excepto en los años 2014 y 2022), pero no significativos, y los efectos totales fueron positivos y significativos (excepto en el año 2022).

DISCUSIÓN

De conformidad con los resultados, la primera línea de discusión de interés se encuentra en los resultados de convergencia descritos en la tabla 8. Este primer fenómeno se puede descomponer en la interpretación de 2 hallazgos principales. En primer lugar, la dependencia de la tasa de crecimiento del PIB per cápita anualizada (vpibpc) de un municipio respecto del PIB per cápita inicial (pibpc05) de ese municipio describe una leve convergencia que desacelera con el tiempo, y respecto del PIB per cápita del vecindario muestra una divergencia que también se reduce a medida que se consideran años más avanzados. Es decir, la evidencia sugiere que se presenta un enfrentamiento entre la fuerza que genera la situación inicial del municipio hacia una convergencia leve y la fuerza que genera la situación inicial del vecindario de este municipio hacia una divergencia leve. Los resultados sugieren que un municipio con bajo PIB per cápita en el periodo inicial tiende a crecer levemente más que uno que tuvo niveles altos en esta variable, pero, también un municipio con un vecindario con bajo PIB per cápita en la situación inicial crece menos que uno que tuvo altos niveles iniciales en esta variable. Los efectos totales, que incluyen los efectos directos y espaciales indirectos, sugieren una leve convergencia, por lo que se puede interpretar que el efecto directo tiene más peso, aun cuando el peso del efecto espacial indirecto es importante.

En cuanto las transferencias per cápita, observando los signos de los efectos estimados, sería razonable pensar que el hecho de que un municipio o su vecindario reciban mayores transferencias per cápita tiene un efecto negativo en la tasa de crecimiento anualizada del municipio; a pesar de que pueda ser contraintuitivo, este resultado puede originarse en que

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

los recursos de transferencias pueden generar fenómenos negativos, como dependencia fiscal en los municipios y bajo esfuerzo fiscal.

Por otra parte, en lo que refiere a los efectos estimados de la formación bruta de capital fijo per cápita, los resultados son intuitivos: se espera que más inversión en formación bruta de capital fijo (infraestructura) en un municipio y su vecindario contribuya a que este presente una tasa decrecimiento anualizada mayor. Este hallazgo apoya la idea de Turnovsky (2009), quien sostiene que el capital estatal puede tener influencia en el crecimiento económico.

De conformidad con lo anterior, en el contexto de la relación de transferencias per cápita y formación bruta de capital fijo per cápita en el crecimiento económico municipal, el primer elemento de discusión importante es que el componente espacial tiene relevancia. El vecindario de un municipio o, en palabras de Siabato y Guzmán-Manrique (2019), el entorno inmediato de un municipio tiene importancia para su desempeño. Se entiende por vecindario de un municipio los municipios con los cuales tiene relación. Es razonable afirmar que el desempeño de un municipio en el crecimiento económico, medido por medio de la variación anualizada de PIB per cápita, se ve influenciado por sus vecinos con los cuales tiene comunicación y puede tener flujos de factores, recursos y bienes finales, entre otros. Si el vecindario es favorable o desfavorable importa para los resultados municipales.

Por otro lado, existen variables no incluidas dentro del modelo (variables latentes) en el vecindario de los municipios que determinan el crecimiento económico municipal. Este hallazgo se apoya en el resultado de la prueba de diagnóstico para la dependencia espacial en el término de error mediante el índice de Morán y Lagrange en las regresiones mediante mínimos cuadrados ordinarios y en los niveles de significancia de los estimadores λ de las regresiones de la tabla 7. Lo anterior reafirma la relevancia del contexto del vecindario de los municipios para explicar su crecimiento económico.

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

Adicionalmente, a partir de los resultados se pensaría razonablemente que es posible e importante aprovechar los efectos espaciales para sopesar cursos de reforma en la configuración del sistema de transferencias en Colombia, de tal manera que tengan en cuenta un componente espacial acorde con los objetivos fundamentales de reducción de la desigualdad entre municipios, en los esfuerzos estatales de descentralización. Esto es, que se considere, por un lado, las condiciones propias del municipio y, por otro, la de su vecindario.

CONCLUSIONES

Se encuentran efectos espaciales significativos en las variables independientes establecidas, para el modelo de convergencia que incluye rezagos espaciales. Adicionalmente, los resultados sugieren un proceso de convergencia moderada y que se desacelera a lo largo del tiempo. Este proceso se complejiza cuando se considera el PIB per cápita de los municipios vecinos, ya que describe un proceso de divergencia que también se desacelera a lo largo del tiempo. Los resultados muestran que, en tanto un municipio con un PIB per cápita inicial más bajo tiende a experimentar un crecimiento económico más rápido, la vecindad con municipios económicamente fuertes puede influir negativamente en este proceso.

Por otra parte, el presente trabajo evidenció que las variables de transferencias y formación bruta de capital tienen influencias significativas y opuestas en el crecimiento de los municipios colombianos. Las transferencias nacionales per cápita, aun cuando fueron pensadas para reducir las desigualdades entre municipios y promover el desarrollo local, muestran efectos directos negativos en algunos de los años considerados, lo que sugiere que un incremento porcentual en ellas está asociado con una disminución en la tasa de crecimiento económico de los municipios. Esto puede reflejar una dependencia fiscal de los municipios en vez de una gestión autónoma, lo que genera, por ejemplo, pereza fiscal y bajo financiamiento propio. Por otra parte, la formación bruta de capital fijo per cápita tuvo estimadores de impactos positivos y significativos, lo que sugiere que la inversión pública en infraestructura y capital son importantes en el crecimiento económico local.

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

El enfoque espacial en el presente estudio permitió presentar evidencia tendiente a la comprensión de cómo los municipios no operan aislados, sino que se encuentran significativamente afectados por su vecindario o contexto geográfico. Ello resalta la necesidad de políticas públicas que no solo se enfoquen en aspectos municipales, sino también en aspectos regionales y consideren esta influencia del entorno próximo sobre los municipios

REFERENCIAS

Acosta, K. y Bonet, J. (2023). Regional convergence in Colombia in the twenty-first century. En *The Colombian economy and its regional structural challenges* (pp. 77-109). Springer, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-031-22653-3_4

Anselin, L. y Rey, S. (2014). *Modern spatial econometrics in practice: A guide to GeoDa, GeoDaSpace and PySAL.* GeoDa Press LLC.

Arbia, G. (2014). A primer for spatial econometrics. Palgrave Macmillan UK. https://doi.org/10.1057/9781137317940

Ariza, J., Campos, G. y Carrillo, K. (2023). Transferencias y desarrollo municipal en Colombia. *Problemas del Desarrollo, 54*(213), 103-129. https://doi.org/10.22201/iiec.20078951e.2023.213.69948

Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics, 106*(2), 407-443. https://doi.org/10.2307/2937943

Barro, R. J. y Sala-i-Martin, X. (1992). Convergence. Journal of Political Economy, 100(2), 223-251. https://doi.org/10.1086/261816

Corso, G. B. de. (2018). Crecimiento económico colombiano de 1888 a 2013: una nueva serie del producto interno bruto. *Revista de Economía Institucional, 21*(40). https://doi.org/10.18601/01245996.v21n40.10

Dall'erba, S. y Gallo, J. L. (2008). Regional convergence and the impact of European structural funds over 1989-1999: A spatial econometric analysis. *Papers in Regional Science, 87*(2), 219-244. https://doi.org/10.18601/01245996.v21n40.10

Departamento Nacional de Planeación (DNP). (2023). *Manual para la distribución de los recursos del Sistema General de Participaciones*. https://colaboracion.dnp.gov.co/CDT/DNP/SIG/M-CA-02%20Manual%20para%20la%20distribuci%C3%B3n%20del%20SGP.Pu.pdf

Elhorst, J. P. (2012). Dynamic spatial panels: Models, methods, and inferences. *Journal of Geographical Systems, 14*(1), 5-28. https://doi.org/10.1007/s10109-011-0158-4

Elhorst, J. P. (2014). *Spatial econometrics*. Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

Espitia, J., Ferrari, C., González, J. I., Hernández, I., Reyes, L. C., Romero, A., Tassara, C., Varela, D., Villabona, J. y Zafra, G. (2018). El gasto público en Colombia. Reflexiones y propuestas. *Revista de Economía Institucional, 21*(40), 291-326. https://doi.org/10.18601/01245996.v21n40.11

Galvis-Aponte, L. A., Galvis-Larios, W. y Hahn-de Castro, L. W. (2017). *Una revisión de los estudios de convergencia regional en Colombia. Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional y Urbana*, 15914. https://ideas.repec.org//p/col/000102/015914.html

Galvis-Aponte, L. A. y Hahn-de Castro, L. (2018). Crecimiento municipal en Colombia: el papel de las externalidades espaciales, el capital humano y el capital físico. En *Ensayos sobre crecimiento económico en Colombia* (pp. 27-58). Banco de la República. https://repositorio.banrep.gov.co/handle/20 500.12134/9340

Galvis-Aponte, L. A. y Hahn-de Castro, L. W. (2016). Crecimiento municipal en Colombia: el papel de las externalidades espaciales, el capital humano y el capital físico. *Sociedad y Economía,* 31, 149-174. http://www.scielo.org.co/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1657-63572016000200007&lng=en&tlng=es

Gordon, N. E. (2008). Intergovernmental grants. En Palgrave Macmillan (Ed.), *The New Palgrave dictionary of economics* (pp. 1-4). Palgrave Macmillan UK. https://doi.org/10.1057/978-1-349-95121-5_2497-1

Hahn, L. y Meisel-Roca, A. (2018). *La desigualdad económica entre las regiones de Colombia, 1926-2016.* Banco de la República. https://repositorio.banrep.gov.co/handle/20.500.12134/9353

Johnson, P. y Papageorgiou, C. (2020). What remains of cross-country convergence? *Journal of Economic Literature, 58*(1), 129-175. https://doi.org/10.1257/jel.20181207

LeSage, J. P. (2014). What regional scientists need to know about spatial econometrics. *SSRN Electronic Journal.* https://doi.org/10.2139/ssrn.2420725

LeSage, J. y Pace, R. K. (2014). The biggest myth in spatial econometrics. *Econometrics, 2*(4), 1-33. https://doi.org/10.3390/econometrics2040217

Lozano, L. y Julio, J. (2015). *Fiscal decentralization and economic growth: Evidence from regional-level panel data for Colombia.* Banco de la República. https://doi.org/10.32468/be.865i

Meisel Roca, A. y Hahn, L. (2020). Regional economic inequality in Colombia, 1926-2018. En D. A. Tirado-Fabregat, M. Badia-Miró y H. Willebald (eds.), *Time and space: Latin American regional development in historical perspective* (pp. 183-210). Palagrave Macmillan. https://doi.org/10.1007/978-3-030-47553-6_8

Oates, W. (2011). *Fiscal federalism* (1.° ed.). Edward Elgar Publishing.

Olson, M. (1982). The rise and decline of nations: Economic growth, stagflation, and social rigidities. Yale University Press. https://www.jstor.org/stable/j.ctt1nprdd

Patel, D., Sandefur, J. y Subramanian, A. (2021). The new era of unconditional convergence. *Journal of Development Economics, 152*, 102687. https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2021.102687

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.

Ramírez-Giraldo, M. T., Collazos-Gaitán, M. M., García-García, J., Hahn-de Castro, L. W., Melo-Becerra, L. A., Montenegro-Trujillo, A., Montes-Uribe, E., Lancheros-Ramírez, P., Toro- Córdoba, J. H. y Zárate-Solano, H. M. (2021). La inversión en infraestructura de transporte y la economía colombiana. *Revista ESPE - Ensayos Sobre Política Económica, 99*(1-134). https://repositorio.banrep.gov.co/handle/20500.12134/10014

Ricciulli-Marín, D., Bonet-Morón, J. y Pérez-Valbuena, G. J. (2022). *Cien años de finanzas públicas territoriales en Colombia.* Banco de la República. https://doi.org/10.32468/chee.56

Rodríguez-Gámez, L. I. y Cabrera-Pereyra, J. A. (2019). Municipal convergence in Mexico with spatial econometric models (1999-2014). *EconoQuantum, 16*(1), 7-32. https://doi.org/10.18381/eq.v16i1.7158

Siabato, W. y Guzmán-Manrique, J. (2019). La autocorrelación espacial y el desarrollo de la geografía cuantitativa. *Cuadernos de Geografía: Revista Colombiana de Geografía, 28*(1), 1-22. https://doi.org/10.15446/rcdg.v28n1.76919

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics, 70*(1), 65. https://doi.org/10.2307/1884513

Swan, T. W. (1956). Economic growth and capital accumulation. *Economic Record, 32*(2), 334-361. https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.1956.tb00434.x

Turnovsky, S. J. (2009). *Capital accumulation and economic growth in a small open economy* (1.° ed.). Cambridge University Press.

Esta revista incorpora la opción *Online First*, mediante la cual las versiones definitivas de los trabajos aceptados son publicadas en línea antes de iniciar el proceso de diseño de la revista impresa. Está pendiente la asignación del número de páginas, pero su contenido ya es citable utilizando el código doi.