ECONÓMICAS

Castro-Hernández y Carvajal / Económicas CUC, vol. 41 no. 1, pp. 99–120, Enero - Junio, 2020

CUC

ACREDITACIÓN INSTITUCIONAL DE ALTA CALIDAD

Influencia del impuesto predial e ingresos corrientes en la eficiencia fiscal y la actividad económica en Boyacá

Property tax and current income influence on fiscal efficiency and economic activity in Boyaca

DOI: https://doi.org/10.17981/econcuc.41.1.2020.Econ.5

Artículo de investigación.
Fecha de recepción: 09/09/2019
Fecha de devolución: 21/11/2019
Fecha de aceptación: 27/11/2019
Fecha de publicación: 09/12/2019

Paula Castro-Hernández
Universidad Santo Tomás.
Tunja (Colombia)
paula.castro@usantoto.edu.co

Alexander Carvajal
Universidad Santo Tomás.
Tunja (Colombia)
alexander.carvajal@usantoto.edu.co

Para citar este artículo:
Castro-Hernández, P. & Carvajal, A. (2020). Influencia del impuesto predial e ingresos corrientes en la eficiencia fiscal y la actividad económica en Boyacá. *Económicas CUC*, 41(1). 99-120. DOI: https://doi.org/10.17981/econcuc.41.1.2020.Econ.5

JEL: E62, H71, R15, R12, R58

Resumen

Una política fiscal adecuada permite que el gasto, la inversión y las finanzas públicas de los gobiernos a cualquier nivel territorial, sean eficientes y consecuentemente permite que los niveles de crecimiento económico se incrementen. A nivel departamental, Boyacá desconoce la influencia que tiene la recaudación de impuestos municipales en la distribución espacial y dimensional de la actividad económica. Este desconocimiento limita al departamento, constituir una mejor política de desarrollo regional; por ello el objetivo de este trabajo, es establecer medidas que valoren las relaciones del recaudo de impuesto predial per cápita en la actividad económica y los ingresos corrientes per cápita en la eficiencia fiscal de la región. La información para el desarrollo de este trabajo es tomada del Geo Portal del DANE y del Servicio Estadístico Nacional (SEN), siendo todos los datos del año 2016. La metodología empleada se basó en la detección de autocorrelación espacial con la utilización del estadístico I de Moran y c de Geary, se incluyeron modelos de econometría espacial, de donde se establecieron las relaciones funcionales de acuerdo al objetivo de este trabajo. Como conclusiones principales, se obtiene que el impuesto predial per cápita se relaciona negativamente con los niveles de crecimiento económico y se resalta la importancia del incremento de ingresos corrientes para mejorar la eficiencia fiscal.
Palabras clave: Política fiscal; gasto, inversión y finanzas públicas; impuestos, subvenciones e ingresos estatales, autonómicos y locales; modelos econométricos espaciales; distribución espacial y dimensional de la actividad económica regional; política de desarrollo regional

Abstract

An adequate fiscal policy allows government spending, investment and public finances at any territorial level to be efficient and consequently allows economic growth levels to increase. At the departmental level, Boyaca is unaware of the influence that municipal tax collection has on the spatial and dimensional distribution of economic activity. This lack of knowledge limits the department to constitute a better regional development policy; therefore, the main objective of this work is to establish measures that assess the relations of the collection of property tax per capita in economic activity and current income per capita in the fiscal efficiency of the region. The information for the development of this work is taken from the DANE Geo Portal and the National Statistical Service (SEN), with all the data from 2016. The methodology used was based on the detection of spatial autocorrelation with the use of the statistician Moran's I and Geary's c, spatial econometrics models were included, from which the functional relationships were established according to the objective of this work. As main conclusions, it is obtained that the property tax per capita is negatively related with the levels of economic growth and the importance of the increase in current income to improve fiscal efficiency is highlighted.
Keywords: Fiscal Policy; public spending, investment and finance; taxes, subsidies and tax revenues, regional and local; spatial and dimensional distribution of regional economic activity; spatial econometric models; regional development policy

© The author; licensee Universidad de la Costa - CUC.

Introducción

Boyacá es un departamento colombiano que cuenta con 123 Municipios, para los cuales no existe claridad del impacto del recaudo de impuestos municipales sobre la actividad económica, ni de la influencia del volumen de ingresos municipales en la eficiencia fiscal. Por lo anterior, se pretende establecer que medidas cuantifican y aclaran las relaciones presentadas. El cumplimiento de este objetivo generará una herramienta de toma de decisiones a nivel de gobiernos municipales en cuanto a niveles de recaudo por impuesto predial y uso adecuado de los ingresos corrientes.

Según cifras de Solano y Ávila (2016), Boyacá se encuentra dentro de los tres departamentos, junto al Atlántico y Santander, con un alto nivel de desarrollo socio-económico, alta capacidad administrativa y fiscal y suficiencia en solvencia y sostenibilidad, esto es, se sitúa en la categoría 1 de desempeño fiscal departamental (Solano y Ávila, 2016). Esta buena situación permite pensar que en el departamento se recauda un nivel óptimo de recursos provenientes del impuesto predial que redundan en dinámicas positivas de la actividad económica, y que, además, los Municipios que presentan buen desempeño fiscal sustentan esto en un nivel elevado de ingresos. Indicando la existencia de una marcada influencia del recaudo del impuesto predial *per cápita* y los impuestos corrientes en la actividad económica y en el Índice de Desempeño Fiscal Municipal, respectivamente.

Antecedentes

Existen numerosos trabajos que estudian relaciones fiscales y económicas a nivel municipal. Algunos de esos trabajos destacados son:

- "Diagnóstico básico de la situación de los ingresos por impuestos del orden municipal en Colombia", realizado por Núñez en el año 2005, en donde se llevó a cabo un estudio sobre la situación de los ingresos del orden municipal para identificar el contexto en el que se encuentra con relación al tamaño de la población, ubicación geográfica y nivel de desarrollo. Además, presenta la relación entre el incremento de los ingresos y el desempeño en las coberturas de servicios sociales, el comportamiento del esfuerzo fiscal después de la reforma a las transferencias y los determinantes de los principales indicadores fiscales. Muchos analistas encontraron que a partir del momento en que la legislación empezó a transferir cifras más importantes, el esfuerzo fiscal disminuyó, sin embargo, como respuesta a la descentralización, hubo una tendencia de crecimiento de los ingresos municipales a partir del año 1992, lo cual implica que la hipótesis de pereza fiscal carece de fundamento. La presencia de Distrito Capital en la estadística, justifica también el aumento de los ingresos totales municipales (Núñez, 2005).

- El trabajo de Sánchez y Núñez titulado "La geografía y el desarrollo económico en Colombia: una aproximación municipal" del año 2000, tiene como objetivo determinar relaciones entre variables geográficas frente al ingreso per cápita y su crecimiento, y la densidad de la población y su crecimiento en los municipios colombianos. Construyeron un conjunto de variables geográficas a partir de mapas de suelos, ríos, climas y carreteras para obtener estimaciones econométricas a escala municipal, encontrando principalmente, que la ubicación geográfica de los municipios afecta tanto el nivel del ingreso per cápita como su crecimiento. Además, concluyeron que, entre las variables geográficas, la distancia a los mercados domésticos y el tipo de suelos, son las que más influencian el ingreso per cápita y su crecimiento, de igual manera, la geografía, afecta el ingreso y el crecimiento de los municipios puesto que dependen de su productividad de la tierra, disponibilidad de recursos naturales, presencia de actividades tropicales y aglomeración de actividades económicas (Sánchez y Núñez, 2000).
- En el trabajo "¿La descentralización empereza? Efecto de las transferencias sobre los ingresos tributarios municipales en Colombia" de Ximena Cadena, presenta un estudio del efecto de las transferencias como mecanismo transmisor de la descentralización, sobre los ingresos tributarios municipales en Colombia. Su metodología fue de "diferencias en diferencias" la cual permite ver a profundidad el comportamiento del crecimiento de los ingresos, en relación a las características propias de cada municipio, antes y después de la descentralización. Encontró que, al haber un aumento de las transferencias, el comportamiento de los ingresos tributarios mejora, especialmente para el caso del impuesto predial, resaltando así que este resultado demuestra que las transferencias no contribuyen a la pereza fiscal, sino que más bien el esfuerzo fiscal lo determina las características demográficas y socioeconómicas de cada municipio (Cadena, 2002).
- El trabajo de Bonet "Descentralización fiscal y disparidades en el ingreso regional: la experiencia colombiana" del año 2004, presenta nueva evidencia empírica acerca de la relación entre descentralización fiscal y disparidades en los ingresos regionales. Su metodología incluye el análisis de datos de panel para detectar como es la dinámica de ajuste en una política de descentralización fiscal y el análisis de la experiencia de un país para estimar los efectos de la descentralización de manera más objetiva, para ello utiliza un modelo econométrico que permite medir la desigualdad basada en el concepto de PIB per cápita relativo. De igual forma estimó el estadístico I de Moran en cada año usando los términos de error de los datos de corte transversal y una prueba de multiplicador de Lagrange para distinguir entre modelo de error espacial y modelo de rezago espacial. El trabajo encontró evidencia de que el proceso de descentralización fiscal aumentó las disparidades regionales en los ingresos, explicado esto, por la asignación de nuevos recursos al gasto corriente en lugar de la asignación a capital e infraestructura, la falta de un componente redistributivo en las transferencias nacionales, la ausencia de incentivos adecuados para los niveles territoriales, y la carencia de capacidad institucional en los gobiernos municipales (Bonet, 2004).

Estos trabajos, aunque estudian las dinámicas fiscales y productivas de algunos municipios colombianos incluyendo aspectos territoriales, no estiman la relación entre el recaudo fiscal del principal impuesto municipal (predial) y la actividad económica. Por otra parte, estos trabajos, no permiten cuantificar el impacto de los ingresos fiscales en la eficiencia fiscal municipal.

Desarrollo y análisis

La hipótesis de este trabajo se sustenta en los planteamientos teóricos de la Nueva Geografía Económica (NGE), los cuales consideran que un territorio no es un factor que se incorpora al análisis de crecimiento económico, sino que lo hace un elemento esencial. Esto es, la innovación y la acumulación de conocimientos, generados por la aglomeración de actividad humana en un territorio, contribuyen al crecimiento económico (Fujita y Krugman, 2004; Chumaceiro, Hervnández, Melendez y Acurero, 2017; Roncallo-Estrada, 2019). Igualmente, la NGE plantea que un territorio establece condiciones físicas y socioeconómicas en términos de homogeneidad, en las cuales, por racionalidad económica, se espera tener minimización de costos y maximización de ganancias (Fujita y Krugman, 2004). Estos planteamientos nutren este trabajo al sustentar teóricamente la influencia de la pertenencia de una unidad espacial a un determinado punto geográfico con las variables de actividad y dinámica económica.

Por otra parte, Krugman, Obstfeld & Melitz (2012) explican mediante su "Teoría General de la Aglomeración", que algunas regiones cuentan con la ubicación geográficamente apropiada para que la riqueza y la población se concentren; así mismo dice, que los efectos de la aglomeración respecto a la dinámica del capital en la ciudad, son influyentes para el crecimiento de las ventajas comparativas de la región (Paredes-Chacín, 2017; Hernández, Muñoz y Barrios, 2017; Merchand-Rojas, 2019). Similarmente, el modelo teórico de Stiglitz, añade a lo anterior la explicación de fenómenos de aglomeración por medio de la estructura de mercado de competencia monopolística en la que es posible la producción de economías a escala e intercambio de productos diferenciados (Chumaceiro & Hernández, 2012; Arango-Marín & Grajales-Marín, 2016; Paredes-Chacín, 2017; Hernández, Muñoz y Barrios, 2017). Estas afirmaciones hacen vislumbrar la necesidad de la intervención del estado como dinamizador de la economía de las unidades territoriales, para el caso municipios.

Lo anterior hace notorio que las condiciones de competencia imperfecta, conllevan a "poner en práctica algún tipo de políticas compensatorias orientadas a re-equilibrar las relaciones entre unas y otras regiones" (Cuadrado-Roura, 2012, p. 24). También Krugman apoya esta idea afirmando que debido a que los procesos acumulativos de concentración tienden a producir "ganadores" y "perdedores", existe un evidente incentivo para que los gobiernos formulen políticas que aseguren que su región se sitúe en una de esas economías ganadoras (Cuadrado-Roura, 2012; Chumaceiro y Hernández, 2012). Esta necesidad que participación del estado como regulador económico se debe verificar y medir, siendo este propósito la piedra angular de este escrito.

En resumen, los postulados de la NGE permiten argumentar que, en el territorio Boyacense las adecuadas políticas de recaudo deben ayudar a generar un desarrollo

más homogéneo, puesto que para equilibrar la desigualdad de "ganadores" y "perdedores" que genera la competencia, según los aportes de Krugman, Obstfeld & Melitz (2012), se debe incrementar el gasto público de los gobiernos territoriales (locales) sustentados en la eficiencia y la búsqueda de del incremento de la oferta de bienes económicos, reflejándose esto en mejores indicadores macroeconómicos como son el Producto Interno Bruto (PIB) y las tasas de desempleo, a través del retorno de las inversiones (gasto) (Saura-García, 2013). Esto permite generar un círculo virtuoso entre las variables ingresos municipales, el desempeño fiscal y niveles de crecimiento económico, punto que se busca demostrar mediante la creación de medidas econométricas.

Metodología

Datos y variables

La información georeferenciada para el desarrollo de este trabajo fue tomada del Geo Portal del Departamento Nacional de Estadística (DANE) y del Servicio Estadístico Nacional (SEN). Los datos tomados fueron de los 123 Municipios de Boyacá para analizar las variables Ingresos per cápita por impuesto predial (ING_IP_PC), Logaritmo de ingresos per cápita por impuesto predial (LING_IP_PC) con relación al Valor Agregado Municipal Per cápita (VAMP); y las variables Ingresos Corrientes Per cápita (ING_C_R_PC) y Logaritmo de ingresos corrientes *per cápita* (LING_CORR) frente al Índice de Desempeño Fiscal (IDF), todas del año 2016.

Los valores de la variable VAMP están expresados en miles de millones de pesos colombianos, esta variable se estima mediante la expresión (1):

$$VAMP_i = \frac{VAM_i}{POB_i} \qquad (1)$$

En donde el VAM hace referencia al valor agregado municipal y POB, representa la población, es decir, el número de habitantes, e hace referencia a un determinado municipio. El VAM como indicador de la actividad económica, es similar al Producto Interno Bruto (PIB) en cuanto a que mide el valor final de los bienes producidos menos los consumos en las economías a nivel municipal en cierto periodo de tiempo, pero su diferencia con este, se encuentra en las depreciaciones. Este valor es además, un indicador de importancia económica municipal según el DANE (DANE, 2018). Es así que, el representa el valor agregado municipal per cápita para cada municipio colombiano.

El IDF es un indicador sintético[1] que evalúa la capacidad de ahorro, recaudación e inversión de la misma, dependencia de las transferencias de la Nación y las Regalías respaldo del servicio de la deuda y autofinanciación. El IDF toma valores entre 0 y 100, siendo 100 el mejor IDF posible para un Municipio (Departamento Nacional de Planeación, DNP, 2013).

[1] El IDF es un indicador sintético porque sintetiza variables, es decir analiza cada una de ellas individualmente.

La variable ING_IP_PC es un tributo de carácter municipal, regulado en el Decreto 1333 (1986). Este impuesto abarca el impuesto de parques y arborización, el impuesto de estratificación socioeconómica y la sobretasa de levantamiento. Además, constituye los resultados de cobros a los municipios por los predios existentes dentro de su jurisdicción. Su base gravable es el avalúo catastral asignado por las autoridades catastrales (Quete & Cuéllar, 2010).

Por su parte, la variable ING_C_R_PC, representa los ingresos que llegan a las arcas municipales de manera regular. Conforme al Decreto 111 (1996, art. 27), se clasifican en tributarios y no tributarios. Los primeros son aquellos que cumplen con las características de impuestos. Un ejemplo de estos son el impuesto predial, el impuesto de industria y comercio, el impuesto de avisos y tableros, de igual forma el de espectáculos públicos, el degüello de ganado menor y por último el impuesto de juegos de suerte y azar. Por el contrario, los ingresos no tributarios son aquellos que no son impuestos y se reciben de manera regular, tales como las tasas, multas, contribuciones fiscales, rentas contractuales, transferencias y regalías.

Estas dos variables se encuentran en pesos colombianos y se estimaron como el valor total de la variable sobre el número de habitantes de cada municipio del departamento de Boyacá.

Para la estimación de los modelos se obtuvieron logaritmos naturales de las variables ING_IP_PC y ING_C_R_PC para incluir la forma funcional logarítmica (lin-log).

Autocorrelación espacial

El estudio de la autocorrelación espacial permite determinar si una variable toma valores de manera autocorrelacionada al espacio (territorio) o por el contrario los valores de la mencionada variable toman valores aleatorios. Goodchild (citado por Siabato y Guzmán-Manrique, 2019), indica que el análisis espacial comprende dos tipos de información, uno contiene los atributos de los fenómenos espaciales analizados y el otro muestra que cada fenómeno espacial tiene una localización, es decir contiene la información geográfica bien sea representada en un mapa, por sistemas coordenados o por distintas referencias geográficas. La autocorrelación como punto principal de este análisis, determina entonces, patrones espaciales en análisis locales y globales, además, describe el comportamiento de una única variable y sus relaciones, pero en diferentes localizaciones (Siabato & Guzmán-Manrique, 2019).

Una primera aproximación al análisis de autocorrelación espacial presentada son los mapas de cuantiles, que son una técnica gráfica del Análisis Exploratorio de Datos Espaciales (AEDE), en la cual se puede identificar de manera visual la concentración de datos y relaciones de vecindad como características fundamentales de toda distribución espacial (Chasco, 2003).

Por otra parte, existen test estadísticos univariantes que permiten contrastar la presencia de autocorrelación espacial. Estos se pueden clasificar como medidas de dependencia global o local. Las primeras utilizan toda la información para dar un valor promedio de todo el espacio geográfico. Por su parte las medidas locales se enfocan en la autocorrelación espacial dentro de un subconjunto de datos. El contraste global más utilizado es el I de Moran (Herrera, 2015). Su cálculo se caracteriza por

tener en cuenta los valores de las unidades de análisis que son determinadas por el criterio de vecindad (Siabato y Guzmán-Manrique, 2019).

En este trabajo fue necesario utilizar la medida de dependencia local, es decir, se tomó el contraste I de Moran local con el fin de identificar autocorrelación espacial en el departamento de Boyacá, de acuerdo al comportamiento de cada una de las variables de interés y así poder definir si es positiva o negativa. Si el fenómeno de análisis tiende a conformar conglomerados, existe autocorrelación positiva, es decir que sus valores y sus vecinos se asemejan, de lo contrario, si el fenómeno tiende a estar disperso implica que la autocorrelación espacial es negativa; cuando el fenómeno se comporta de forma aleatoria y no hay presencia de un patrón definido, no existe autocorrelación espacial (Siabato y Guzmán-Manrique, 2019).

Teniendo en cuenta que el comportamiento de las variables en los Municipios, se compara con la de sus vecinos más cercanos, también es requerido analizar el criterio de vecindad, el cual se establece a través de la matriz de contigüidad o de pesos espaciales (Siabato y Guzmán-Manrique, 2019).

La matriz de pesos espaciales como centro en la econometría espacial, define el conjunto de vecinos para cada localización. La matriz es construida mediante diferentes criterios que incluyen desde la posición geofigura hasta la captura de interacciones sociales e información socio-económica. Para este caso el criterio es geográfico, el cual define "vecindad por contigüidad, por alguna función de distancia, por k vecinos más cercanos o alguna combinación de estas opciones" (Herrera, 2015, p. 14).

El criterio contigüidad considera como vecinos a los polígonos que comparten límites. Estos son de tipo torre, alfil y reina. Para solucionar el problema de regiones sin vecinos existe la posibilidad de asignarlos manualmente (Herrera, 2015).

Modelos de econometría espacial

Los modelos de econometría espacial buscan establecer relaciones funcionales entre variables, pero teniendo en cuenta que los valores de las variables en estudio se ven afectados por el territorio, en ese orden de ideas, en este trabajo se presentan estos modelos estimados por Máxima Verosimilitud.

La estimación por máxima verosimilitud, la regresión espacial y los modelos de regresión espacial fueron desde un comienzo descritos por Ord (1975). Su análisis se basa en la suposición de normalidad para los términos de error ε_i. La probabilidad conjunta se obtiene de la distribución normal multivariada para y. "A diferencia del modelo clásico de regresión, la probabilidad de registro conjunto para la regresión espacial, no es igual a la suma de las probabilidades de registro asociadas con las observaciones del individuo" (Anselin & Smirnov, 1996).

Además, como lo menciona Anselin & Smirnov (1996) los modelos de regresión espacial son estimados por máxima verosimilitud porque es requerido que los coeficientes autoregresivos se basen en una prueba de o asintótica, es decir, ambos requieren que se calcule el modelo espacial, mientras que las estadísticas de prueba basada en el Multiplicador de Lagrange (LM), solo requieren de una estimación del modelo bajo hipótesis nula. Estas pruebas también permiten distinguir entre "un error espacial y una alternativa de retraso espacial" (Anselin & Smirnov, 1996).

Por ejemplo, la presencia de estructura espacial en un modelo estático (considera una variable dependiente y un conjunto de variables explicativas), puede contrastarse en base a estadísticos simples por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Uno de los contrastes que puede utilizarse es el I de Morán aplicado sobre los residuos MCO (2):

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\hat{\mu}' W \hat{\mu}}{\hat{\mu}' \hat{\mu}} \qquad (2)$$

"Donde $\tilde{\mu}$ es el vector de residuos MCO, n es el número de observaciones y S_o es la suma de todos los elementos de " (Herrera, 2015, p. 24). El término $n/S_o = 1$, puede ser ignorado, si se encuentra condicionado por una matriz estandarizada por fila (Herrera, 2015).

El test I de Moran no brinda la información sobre el posible modelo a aplicar cuando se puedan generar rechazos de la hipótesis nula (no autocorrelación espacial). Como alternativa, existe un conjunto de contrastes de Multiplicadores de Lagrange, los cuales ofrecen la ventaja de que la hipótesis alternativa se encuentra bien definida. Cuando existe la presencia de autocorrelación espacial en el término de error, esto es, una estructura de dependencia como resultado de un proceso autoregresivo, se puede plantear una primera hipótesis alternativa (Herrera, 2015).

Los contrastes LM presentan sensibilidad a diferentes errores de especificación. Por ejemplo, el LM_{ERROR} o el LM_{LAG} que son los contrastes encargados de detectar autocorrelación espacial cuando existe rezago espacial de la variable dependiente, brindan falsos positivos cuando el término de error contiene un rezago espacial. Es por ello que Anselin & Smirnov (1996) proponen dos nuevos multiplicadores, siendo estos los robustos frente a dichos errores de especificación. "Estos contrastes permiten incorporar elementos espaciales de acuerdo al rechazo o no de cada una de las hipótesis nulas" (Herrera, 2015, p. 27), para de esta manera, poder especificar el modelo más adecuado con base en los siguientes criterios:

- Si I de Moran rechaza H_o, entonces existe evidencia a favor de elementos espaciales.
- Si LM_{ERROR} y LM^*_{ERROR} rechazan H_o, entonces existe evidencia a favor de un modelo de error espacial (SEM)
- Si LM_{LAG} y LM^*_{LAG} rechazan H_o, entonces existe evidencia a favor de un modelo de rezago espacial (SLM)
- Si no se rechaza H_o bajo ninguno de los contrastes, entonces existe evidencia a favor del modelo lineal general no espacial (Herrera, 2015, p. 27).

En este trabajo se presentaron los siguientes modelos funcionales:

1. $VAMP_{2016}$ en función del $INGIP_PC_{2016}$
2. $VAMP_{2016}$ en función de $LING_IP_{2016}$
3. IDF_{2016} en función de $ING_C_R_PC_{2016}$
4. IDF_{2016} en función de $LING_CORR_{2016}$

Los modelos 1 y 2 tienen como objetivo contrastar la hipótesis (además de establecer una medida) que postula que existe influencia de $INGIP_PC_{2016}$ o en su forma logarítmica $LING_IP_{2016}$ sobre el $VAMP_{2016}$.

Los modelos 3 y 4 tienen objetivo similar a los modelos 1 y 2 pero teniendo como variable endógena el IDF_{2016} y como variables exógenas el $ING_C_R_PC_{2016}$ y su logaritmo $LING_CORR_{2016}$.

Además de plantear esta relación se buscó incluir el mejor modelo espacial posible, para la selección de los modelos a estimar, se utilizaron los criterios de contrastes Multiplicadores de Lagrange en las relaciones funcionales $VAMP_{2016} = f(INGIP_PC_{2016})$, $VAMP_{2016} = f(LING_IP_{2016})$, $IDF_{2016} = f(ING_C_R_PC_{2016})$ e $IDF_{2016} = f(LING_CORR_{2016})$, propuestas en las dos hipótesis planteadas en este trabajo.

Los p valor encontrados en cada uno de los estadísticos, permitieron identificar la significancia del rechazo de la hipótesis nula para cada relación funcional y consecuentemente el modelo adecuado para cada una de ellas. Para la relación funcional de los modelos 1 y 2 (ver resultados) se incluyeron los modelos SLM, Durbin y Cliff-Ord. Para los modelos 3 y 4 no se hizo necesario la inclusión de modelos espaciales.

El modelo SLM "incorpora un rezago espacial de la variable dependiente como explicativa" (Herrera, 2015, p. 25) y se expresa de la siguiente manera (3):

$$y = \lambda W y + X\beta + \mu, \quad \text{Donde } \mu \sim N(0, I_n) \qquad (3)$$

λ es un parámetro espacial autoregresivo, μ es un vector de errores de dimensión (n x 1) y $\mu \sim N(0, I_n)$ contiene ya los parámetros definidos (Herrera, 2015).

Anselin, 1980 (citado por Anselin & Smirnov, 1996), afirma que el modelo Durbin es un modelo de retraso espacial, resultante del proceso de error SAR (Autoregresión Espacial por sus siglas en inglés). Adicionalmente tiene un conjunto de variables exógenas o independientes rezagadas espacialmente y "un conjunto de restricciones no lineales en los coeficientes" (Anselin & Smirnov, 1996, p. 12). Este modelo permite detectar la estructura espacial en el error que pudo ser causada por omitir ciertas variables y no por efectos espaciales en el error. Su especificación es la siguiente (4):

$$y = \lambda \mathrm{W} y + \mathrm{X}\beta + \mathrm{W}\mathrm{X}\gamma + \mu \qquad (4)$$

Donde WX representa el efecto espacial local de dichas variables independientes (Herrera, 2015).

Por su parte el modelo de Cliff-Ord, es el más completo de todos puesto que incorpora dependencia sustantiva, residual y local debido a las variables exógenas (Herrera, 2015). Su expresión es de la forma (5)(6):

$$y = \lambda W y + X\beta + WX\gamma + \mu, \qquad (5)$$

$$\mu = \rho W \mu + \varepsilon \qquad (6)$$

Cressie (citado en Anselin, 2003) establece que, a diferencia de un modelo simultáneo, un modelo condicional como el de Cliff-Ord, explica que una variable aleatoria en determinada ubicación se ve influenciada por la observación que se hace a ubicaciones vecinas. El modelo no explica estas variables exógenas, pero las estima para construir predicciones óptimas para la variable aleatoria en ubicaciones no observadas (Anselin, 2003).

Resultados

Análisis gráfico

En la Figura 1 se observa la distribución espacial de los valores de las variables Valor Agregado Municipal per cápita (VAMP) e ingresos por impuesto predial per cápita (ING_IP_PC), en los municipios respectivamente. Cada uno de los intervalos en los mapas de cuantiles, incluye el 25% de los datos, esto es, un cuartil. Los colores más oscuros o del cuarto cuartil representan el 25% de los valores más altos de cada una de las variables en los Municipios.

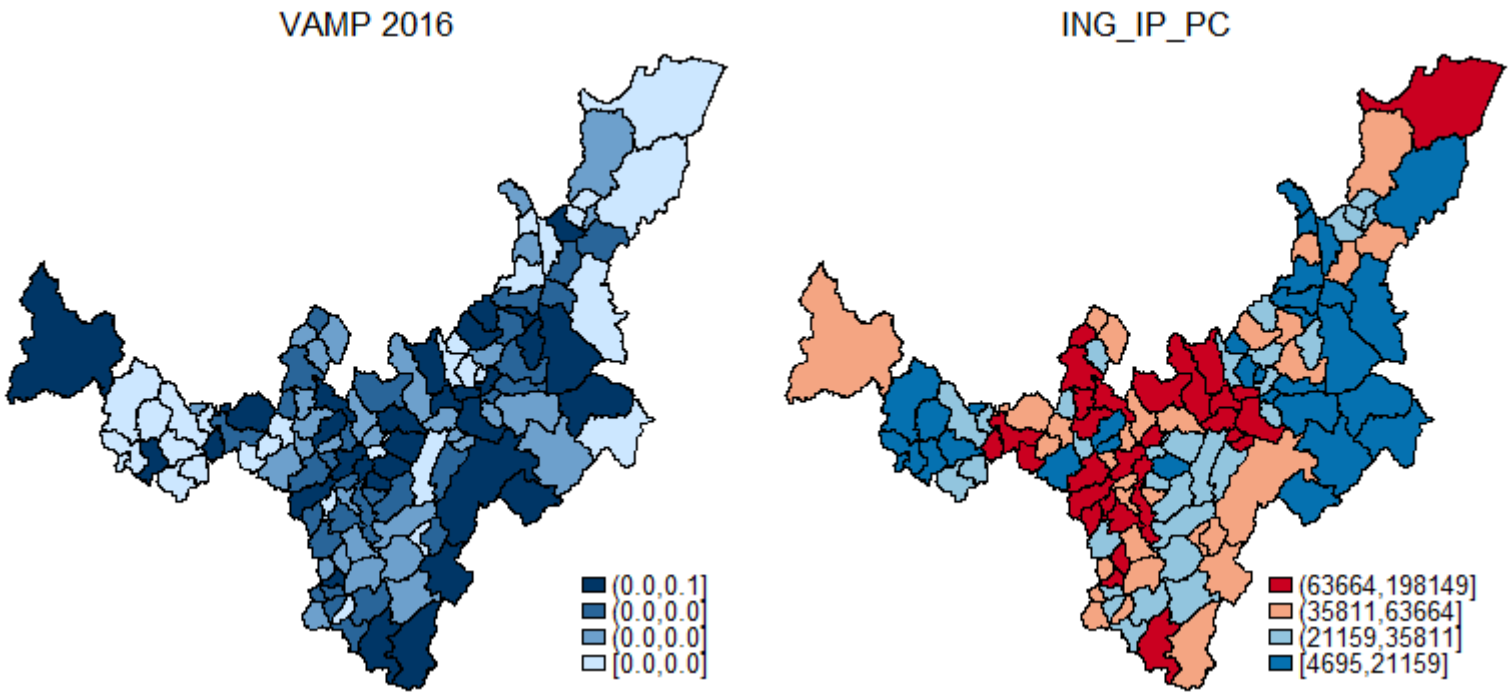

Figura 1. Mapas de cuantiles: VAMP e Ingresos por Impuesto Predial Per Cápita.
Fuente: Elaboración propia con base en datos del Geo Portal y del SENA.

Según lo indicado en la Figura del VAMP 2016 frente a la del Ingreso por impuesto predial per cápita, los Municipios que mejor valor agregado per cápita generan, no necesariamente son los que mejores ingresos por impuesto predial obtienen; por ejemplo, Municipios como Puerto Boyacá, Aquitania, Páez, San Luis de Gaceno, Santa María, entre otros, demuestran que sus ingresos municipales son representados por el 50% de los valores más altos en el ING_IP_PC. Igualmente se presentan indicios de autocorrelación espacial en las áreas mencionadas, a excepción de Puerto Boyacá y Tununguа, que parecen comportarse sin un patrón específico.

En la Figura 2 se puede observar la distribución espacial de los valores de las variables Índice de desempeño fiscal (IDF_2016) e Ingresos Corrientes per cápita (ING_C_R_PC) en los paneles izquierdo y derecho. En cada uno de los cuantiles, se distribuye el 25% de los datos, en donde el color rojo representa los valores más altos de las variables en cuestión para los Municipios.

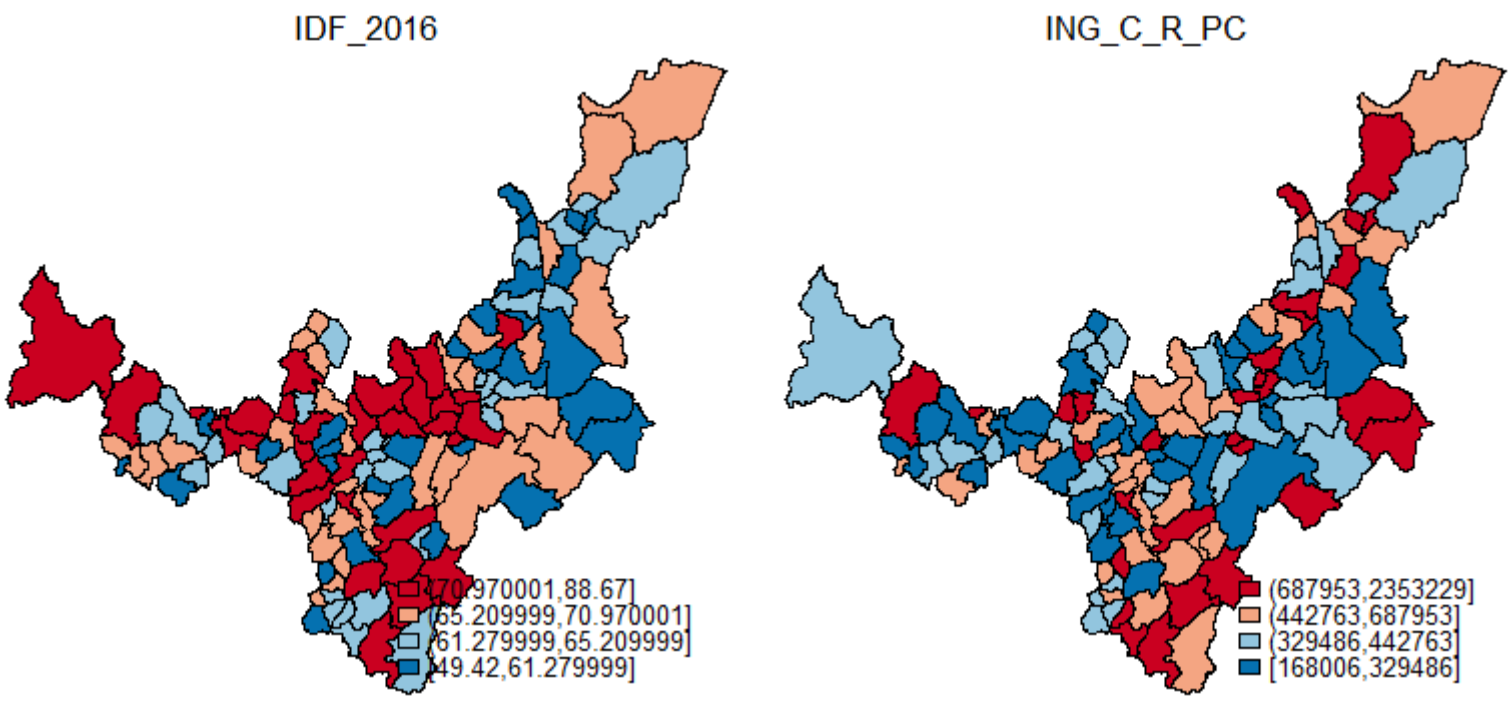

Figura 2. Mapas de cuantiles: IDF e Ingresos Corrientes Per Cápita.
Fuente: Elaboración propia con base en datos del Geo Portal y del SENA.

En los mapas presentados en la Figura 2, es notorio que los Municipios con mejores valores de Índice de desempeño fiscal, parecen estar correlacionados con niveles altos de ingresos corrientes per cápita en los niveles más altos. Esto es notorio en los Municipios del sur del departamento como Páez, Campohermoso, Santa María, o del occidente como Otanche y Tununguа.

I de Moran y c de Geary

En la Tabla 1 se presentan los valores de los estimadores I de Moran y c de Geary para cada una de las variables incluidas con su respectivo *valor p*.

TABLA 1.
Estimación de valores I de Moran y c de Geary

Estimador	VAMP	P valor	IDF	Pvalor	ING_ IIC_PC	P valor	ING_ IP_PC	P valor	ING_ C_R_PC	P valor
I de Moran	-0.019	0.79	0.153	0.002	0.077	0.059	0.0187	0.000	0.062	0.164
C de Geary	0.84	0.16	0.832	0.003	1.005	0.967	0.800	0.003	0.862	0.062

Fuente: Elaboración propia con base en datos del Geo Portal y del SENA.

Para la variable VAMP se acepta la hipótesis nula de distribución espacial aleatoria según su valor p, esto es, no existe autocorrelación espacial para esta variable e igualmente sucede con el estadístico c de Geary. Análogamente a la variable VAMP, las variables ING_IIC_PC y ING_C_R_PC, según su *valor p*, permiten no rechazar la hipótesis nula, o lo que es lo mismo, no existe autocorrelación espacial para ellas.

Por el contrario, el valor p de las variables IDF e ING_IP_PC indica rechazo de la hipótesis nula de distribución espacial en los estadísticos I de Moran y c de Geary, es decir, existe autocorrelación espacial positiva en ellas.

Identificación de autocorrelación

En la Figura 3, se encuentra el I de Moran de autocorrelación local. Los Municipios en verde representan los Municipios en los que se aceptó la presencia de autocorrelación espacial, esto al 95% (color verde más claro), 99% y 99.9% (color verde más oscuro).

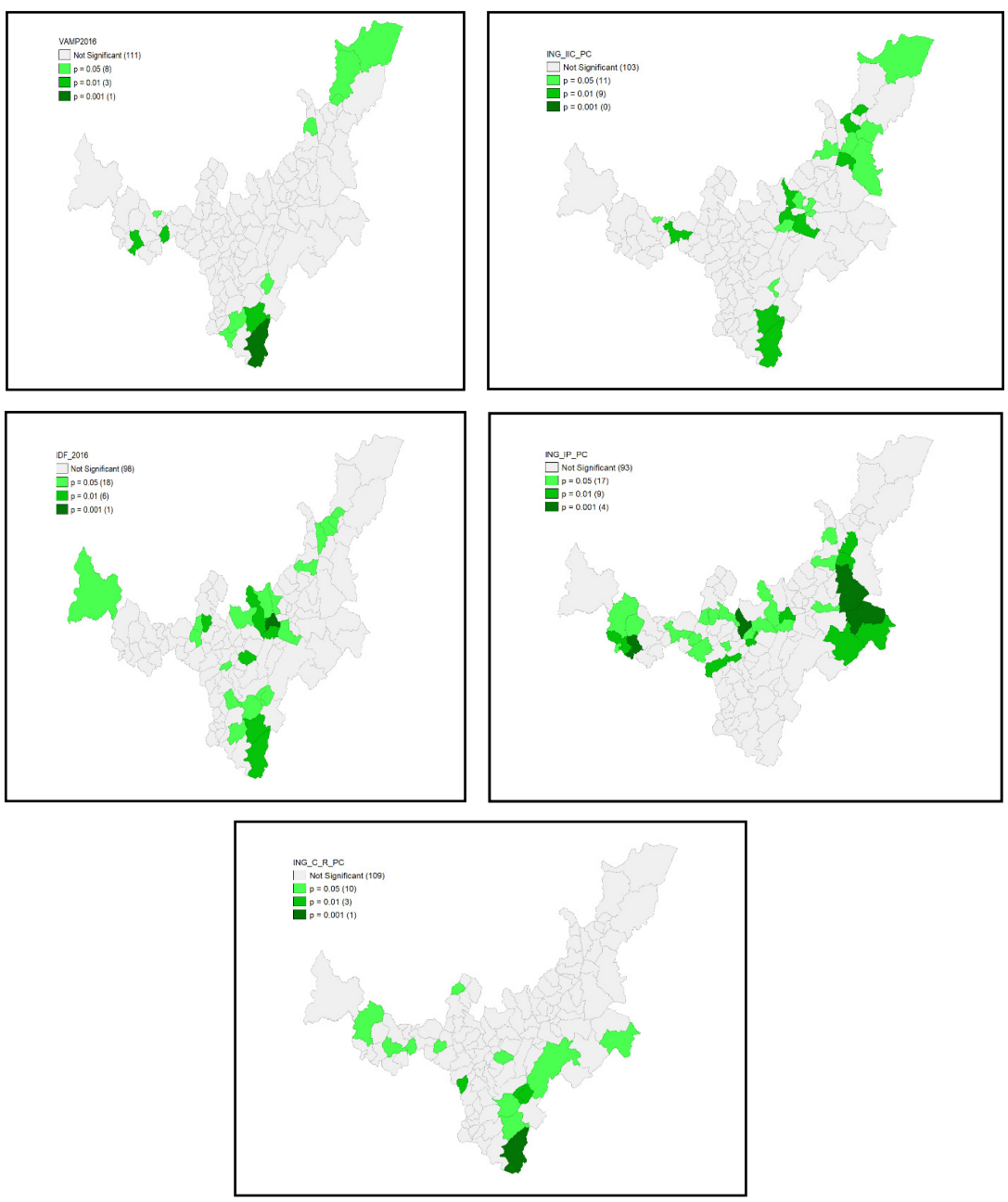

Figura 3. I de Moran de Autocorrelación local.
Fuente: Elaboración propia con base en datos del Geo Portal y del SENA.

A continuación, se presenta los hallazgos encontrados en cada uno de los paneles de la Figura 3:

- *Panel a*: Los Municipios Muzo, Tunungua, Caldas, Chivor, Macanal, Campohermoso, San Luis de Gaceno, San Eduardo, Soatá, El Espino, Chiscas y Cubará presentan autocorrelación local de la variable VAMP.
- *Panel b*: Los Municipios que aceptan autocorrelación espacial para la variable IDF son Puerto Boyacá, Gachantivá, Santa Sofía, Sutamarchán, Siachoque, Boyacá, San Luis de Gaceno, Campohermoso, Macanal, Miraflores, Miraflores, Chinavita, Berbeo, San Eduardo, Sotaquirá, Paipa, Firavitoba, Tibasosa, Sogamoso, Duitama, Santa Rosa de Viterbo, Sativanorte, Soavita, San Mateo, Guacamayas y El Espino.
- *Panel c*: Los Municipios en donde se acepta autocorrelación espacial para la variable de ingresos per cápita por impuesto a la industria y al comercio, son Tunungua, Chiquinquirá, Campohermoso, San Luis de Gaceno, Berbeo, Santa Rosa de Viterbo, Floresta, Corrales, Tibasosa, Firavitoba, Sogamoso, Topaga, Chita, Jericó, La Uvita, El Cocuy, San Mateo, El Espino, Susacón y Cubará.
- *Panel d*: Es notorio que los Municipios Otanche, San Pablo de Borbur, Quípama, La Victoria, Muzo, Chiquinquirá, Tinjacá, Ráquira, Cucaita, Ventaquemada, Santa Sofía, Gachantiva, Arcabuco, Cómbita, Oicatá, Chivatá, Tuta, Firavitoba, Tibasosa, Paipa, Labranzagrande, Paya, Pisba, Gameza, Socotá, Jericó, La Uvita, Sativanorte y Soatá, aceptan autocorrelación espacial para la variable de ingresos per cápita por impuesto predial.
- *Panel e*: Los Municipios Otanche, Maripí, Caldas, Tinjacá, San José de Pare, Siachoque, Santa María, San Luis de Gaceno, Campohermoso, Miraflores, Berbeo, San Eduardo, Aquitania y Paya, aceptan la presencia de autocorrelación espacial para la variable de Ingresos per cápita corrientes.

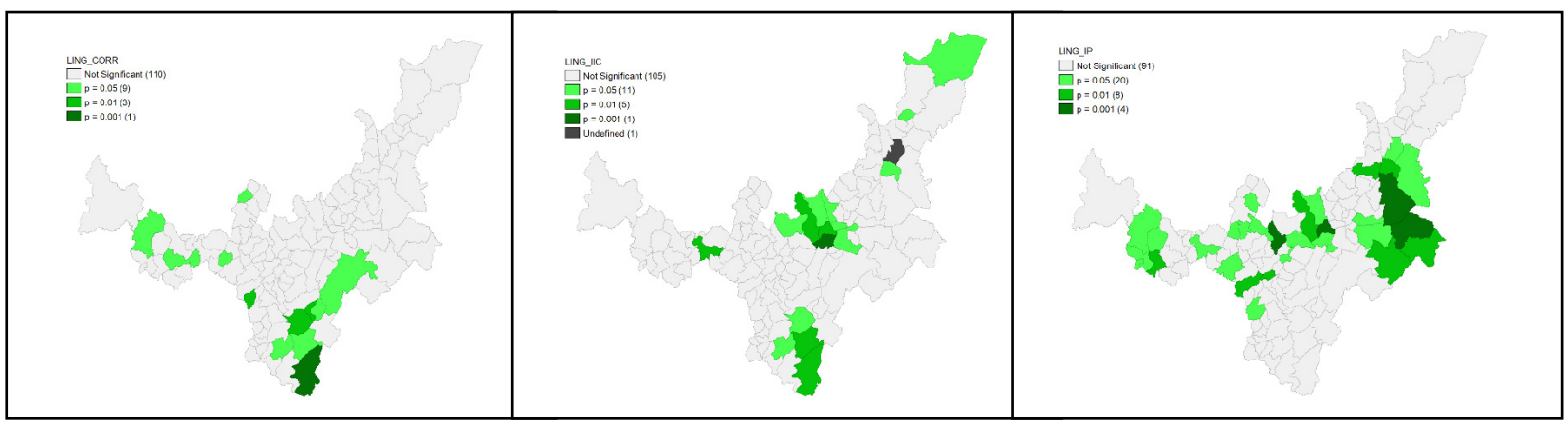

Figura 4. I de Moran autocorrelación local para variables logarítmicas.
Fuente: Elaboración propia con base en datos del Geo Portal y del SENA.

En la Figura 4 se encuentra el I de Moran de autocorrelación local. Los municipios en verde más claro (95%), los siguientes (99%) y en verde más oscuro (99.9%) indican la presencia de autocorrelación espacial para cada una de las variables.

A continuación se explican los hallazgos en el I de Moran local para cada una de las variables de la Figura 4.

- *Panel a*: Se puede observar que los Municipios que aceptan autocorrelación espacial son San Luis de Gaceno, Santa María, Campohermoso, Macanal, Miraflores, Berbeo, San Eduardo, Aquitania, Tinjacá, Turmequé, Caldas, Maripí, San José de Pare y Otanche, para la variable en cuestión.
- *Panel b*: La variable logaritmo de ingresos per cápita por impuesto a la industria y al comercio, indica que los Municipios que aceptan autocorrelación espacial son Chiquinquirá, Santa María, San Luis de Gaceno, Campohermoso, Miraflores, Macanal, Sotaquirá, Paipa, Firavitoba, Sogamoso, Tibasosa, Duitama, Santa Rosa de Viterbo, Nobsa, Topaga, Jericó, La Uvita, El Espino y Cubará.
- *Panel c*: Los Municipios Otanche, San Pablo de Borbur, Quípamara, La Victoria, Muzo, Chiquinquirá, Ráquira, Ventaquemada, Umbita, Toguí, Arcabuco, Gachantiva, Santa Sofía, Cómbita, Chivata, Tuta, Firavitoba, Iza, Paipa, Duitama, Tibasosa, Labranzagrande, Paya, Pisba, Mongua, Gameza, Socotá, Chita, Jericó, Sativanorte y la Uvita, aceptan autocorrelación espacial.

Modelos de econometría espacial

Para la detección de los mejores modelos a estimar para la comprobación de las hipótesis planteadas en este trabajo, se realizaron los contrastes de autocorrelación espacial planteados en el apartado metodológico. En la Tabla 2 se muestran los resultados de los diversos contrastes de autocorrelación estimados. En la primera fila aparecen los modelos a estimar, la segunda fila es para los estadísticos con el respectivo valor y *p* valor para cada modelo, y en la tercera, cuarta, quinta, sexta y séptima, los resultados encontrados en cada estadístico para cada relación funcional.

TABLA 2.
Contrastes para la detección de autocorrelación espacial

Modelo	$VAMP_{2016} = f(INGIP_PC_{2016})$		$VAMP_{2016} = f(LING_{IP2016})$		$IDF_{2016} = f(ING_C_R_PC_{2016})$		$IDF_{2016} = f(LING_CORR_{2016})$	
Estadístico	Valor	*P* valor	Valor	*P* valor	Valor	*P* valor	Valor	*P* valor
I de Moran	-0.022	1	0.14	0.8	2.85	0.004^{***}	3	0.003^{***}
LM_{ERROR}	0.042	0.8	0.006	0.9	6.8	0.009^{***}	7.5	0.006^{***}
LM^{*} *ERROR*	2.49	0.1^{*}	5.62	0.018^{**}	0.13	0.72	0.096	0.76
LM_{LAG}	0.13	0.7	0.135	0.7	7.3	0.007^{***}	7.8	0.005^{***}
LM^{*} *LAG*	0.18	0.67	0.44	0.5	0.68	0.4	0.28	0.6

Nota: Los asteriscos indican el nivel de significancia del rechazo de H_o, así: * 90%, ** 95%, *** 99%

Fuente: Elaboración propia con base en datos del Geo portal y del SENA.

De acuerdo a los resultados de la Tabla 2, los modelos recomendados para estimación son:

- Para la relación funcional $VAMP_{2016} = f(INGIP_PC_{2016})$ se recomienda la estimación de modelos SARAR, Durbin y Cliff-Ord.
- Para la relación funcional $VAMP_{2016} = f(LINGIP_{2016})$ se recomienda la estimación del modelo SLM.
- Para las relaciones funcionales $IDF_{2016} = f(ING_C_R_PC_{2016})$ e $IDF_{2016} = f(LING_CORR_{2016})$, el estadístico I de Moran indica que no es necesario la inclusión de elementos espaciales.

De acuerdo a lo anterior los modelos estimados son:

- Relación funcional $VAMP_{2016} = f(INGIP_PC_{2016})$

Modelo Durbin

$$\widehat{VAMP2016}_\iota = -0.06\widehat{WVAMP2016}_\iota + \widehat{6{,}76E} - 08INGIP_PC_{2016\,i} - \widehat{1{,}09E} - 07INGIP_PC_{2016\,\gamma} + \mu_i \quad (7)$$

Modelo Cliff-Ord

$$VAMP2016_\iota = 0{,}016WVAMP2016_\iota + 6{,}97E - 08INGIP_PC_{2016\,i} - \widehat{1{,}12E} - INGIP_PC_{2016\,\gamma} + \mu_i \quad (2) \text{ donde } \mu = -0{,}095W\mu + \varepsilon_i \quad (8)$$

- Relación funcional $VAMP_{2016} = f(LINGIP_{2016})$

Modelo SLM

$$\widehat{VAMP2016}_\iota = -0{,}075\widehat{WVAMP2016}_\iota + \widehat{0{,}002}LINGIP_{2016} + \mu \quad (9)$$

- Relación funcional $IDF_{2016} = f(ING_C_R_PC_{2016})$ e $IDF_{2016} = f(LING_CORR_{2016})$

$$\widehat{IDF_{2016}}_\iota = 64{,}025 + \widehat{4{,}99E} - 06ING_C_R_PC_{2016\,i} + \mu_i \quad (10)$$

$$\widehat{IDF_{2016}}_\iota = \widehat{32{,}8} + \widehat{2{,}6}LING_CORR_{2016} + \mu_i \quad (11)$$

De acuerdo a lo evidenciado en las ecuaciones (7) a la (11) se puede afirmar que:

1. Para la relación funcional $VAMP_{2016} = f(INGIP_PC_{2016})$, la ecuación (7) presenta el modelo de Durbin, el cual incluye los valores de rezago espacial de la variable dependiente y rezago de las variables independientes. En la misma ecuación (7) se indica como variaciones unitarias de la variable INGIP_PC generan variaciones positivas en el VAMP, los rezagos de la variable dependiente e independiente presentan una relación relativa con dicha variable. La ecuación (8) muestra como el modelo de Cliff-Ord presenta las mismas relaciones que el modelo de Durbin en casi todas las variables, a excepción del rezago de la variable dependiente que indica una relación positiva. Además, se incluye un modelo para el error con una relación negativa del rezago del error espacial. El modelo SARAR también presenta relaciones como las de los anteriores modelos, sin embargo, no se estimó debido a que sus estimadores obtenidos no son significativos.

2. En la relación funcional $VAMP_{2016} = f(LINGIP_{2016})$ se estimó el modelo SLM presentado en la ecuación (9), la cual establece que hay una relación negativa del rezago VAMP y una relación positiva del LING_IP con la variable dependiente.

3. Para las relaciones funcionales $IDF_{2016} = f(ING_C_R_PC_{2016})$ e $IDF_{2016} = f(LING_CORR_{2016})$ se estimaron modelos clásicos de regresión lineal sin componentes espaciales y bajo la metodología de Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO), esto se postula en las ecuaciones (10) y (11), donde las constantes indican el valor mínimo del IDF sin el efecto de ING_C_R_PC y de LING_CORR, en estas ecuaciones es evidente el efecto positivo de las variables mencionadas sobre el IDF.

Conclusiones y Discusión

Los hallazgos encontrados en las relaciones funcionales establecidas permiten decir que el análisis gráfico muestra indicios de autocorrelación espacial y heterogeneidad para las variables de interés en el departamento de Boyacá. Es notorio que los Municipios que mejor Valor Agregado Municipal per cápita obtienen no siempre coinciden con los de mejor ingreso por impuesto predial; por el contrario, los Municipios con mejores valores del índice de desempeño fiscal también presentan mayores niveles de ingresos corrientes per cápita.

Los test I de Moran y c de Geary indican la presencia de autocorrelación espacial positiva en las variables IDF e ING_IP_PC y los resultados de autocorrelación local son significativos en diversos puntos (agrupaciones de Municipios) del departamento para todas las variables.

Para la relación funcional $VAMP_{2016} = f(INGIP_PC_{2016})$ se incluyeron los modelos de Durbin y de Cliff ord, los cuales indicaron que existe relación negativa entre la variable INGIP_PC y la variable VAMP además de relación negativa con el rezago de la variable VAMP. La estimación de estos modelos implica la inclusión de dependencia residual y sustantiva además de un modelo para el error en el

modelo Cliff-Ord. En cuanto a la relación funcional $VAMP_{2016} = f(LINGIP_{2016})$ se demostró relación positiva entre $_{\text{LINGIP2016}}$ y $_{\text{VAMP2016}}$.

De las relaciones funcionales $IDF_{2016} = f(ING_C_R_PC_{2016})$ e $IDF_{2016} = f(LING_CORR_{2016})$ se estimaron modelos de regresión lineal simple sin componente espacial encontrándose que las variables $ING_C_R_PC_{2016}$ y $LING_CORR_{2016}$ afectan positivamente a *IDF*.

Las conclusiones anteriores reafirman las hipótesis planteadas, esto es, la actividad económica de un Municipio de Boyacá en el año 2016 (VAMP) se ve influenciada por el comportamiento de los ingresos que obtienen los Municipios por impuesto predial per cápita, siendo esta relación negativa e indicando que el cobro de este impuesto va en detrimento del crecimiento económico municipal. En cuanto a la influencia de los ingresos corrientes municipales sobre el índice de desempeño fiscal, se puede decir que, a mayor ingreso mejores valores toma el IDF, indicando que un Municipio con altos ingresos mejora su eficiencia en términos fiscales.

Los resultados presentados anteriormente indican que en el departamento de Boyacá el nivel de impuesto predial per cápita se encuentra por encima de su nivel óptimo afectando negativamente los indicadores de crecimiento económico municipal, esto es coherente con lo presentado por Myles (2009) quien postula que los agentes económicos afectan la relación del impuesto con el crecimiento económico, siendo los indicadores de actividad económica sensibles a un nivel de impuestos óptimo (Myles, 2009).

Lo aquí demostrado es contrario al objetivo del impuesto predial que, en Colombia, según Iregui, Melo & Ramos (2004) consiste en constituir una de las principales fuentes de ingreso municipal. En general, la literatura económica se ha centrado en explicar el comportamiento del recaudo fiscal por este impuesto de acuerdo a ciertas variables explicativas, por ejemplo Iregui, Melo y Ramos (2004) plantean un modelo de datos de panel para el periodo 1990-2002 en una muestra de 295 municipios colombianos en la que incluyen variables de otros ingresos tributarios, transferencias nacionales, variables políticas y geográficas de las cuales se concluye que no hay uniformidad de la influencia de las variables independientes en el recaudo del impuesto por municipio, sin embargo, se detectó la importancia de la ubicación geográfica, con factor diferenciador del recaudo, donde los Municipios ubicados en la zona Andina son los que logran mayor recaudo (Iregui, Melo y Ramos, 2004). Boyacá es un departamento ubicado en la región Andina de Colombia y, por tanto, su nivel de recaudo por impuesto predial municipal se encuentra en niveles altos y de acuerdo al objetivo del impuesto predial se esperaría que este nivel de recaudo generara las condiciones para incrementar los niveles de actividad económica municipal, pero según los datos del modelo presentado en este trabajo, el nivel de recaudo impacta negativamente el crecimiento económico. Tobón y Muñoz-Mora (2013) habían obtenido conclusiones con implicaciones similares al encontrar relación negativa entre niveles de inversión en salud y educación y el recaudo del impuesto predial (Tobón y Muñoz-Mora, 2013), esto es, el recaudo del impuesto predial no es garantía de la mejora de las

condiciones de capital humano, el cual es necesario para impulsar el crecimiento económico en una región. Resulta contradictorio que Tobón y Muñoz-Mora (2013) también concluyen que el recaudo del impuesto predial tiene una relación positiva con las inversiones municipales en desarrollo de vías e infraestructura, ¿Será esto un indicativo que las inversiones en capital físico no garantizan el incremento de la actividad económica?

A nivel internacional, el impuesto a la propiedad en Estados Unidos por ejemplo, proporciona apoyo fiscal al gobierno local independiente: como base impositiva, "los bienes inmuebles hacen más posible la identificación local, la administración y la toma de decisiones" (Youngman, 2016, p. 2). Hicks (s.f) recalca la importancia del papel que deben desempeñar los organismos locales en el desarrollo económico o social, por lo que la claridad de acceso a un financiamiento adecuado, es clave para la eficiencia de los mismos (Youngman, 2016). Esto apoya por un lado, que la eficiencia de recaudación de impuestos les permite a los gobiernos locales independientes o descentralizados, alcanzar los niveles de crecimiento y desarrollo económico esperados; pero, contrasta los resultados obtenidos en este trabajo, al demostrar que la relación del impuesto predial con la actividad económica en este caso, es positiva.

Por otra parte, el objetivo de medir la influencia de los ingresos corrientes municipales per cápita sobre el IDF, consiste en determinar el número de puntos que se incrementa el IDF por variaciones positivas de los ingresos corrientes municipales per cápita, cuestión que puede parecer trivial, pero que aclara cuantitativamente la importancia del incremento de los impuestos corrientes en la eficiencia fiscal municipal. Se asume que un elevado nivel de ingreso municipal per cápita garantiza niveles altos de IDF. Los resultados aquí presentados demostraron que variaciones unitarias y porcentuales generan aumentos más que proporcionales en el puntaje del IDF municipal. Por tanto, la eficiencia fiscal es más fácil de gestionar cuando el municipio tiene elevadas rentas corrientes.

Lo anterior es coherente con lo presentado por López (2009), quien postula que en Colombia el incremento de los recaudos municipales se acompaña con disminuciones de los gastos de funcionamiento e incrementos de la inversión municipal, situación que ha generado disparidades fiscales entre los Municipios grandes y pequeños del país (López, 2009). En Boyacá estas disparidades no se reflejan en el fenómeno de autocorrelación espacial, es decir, aunque los ingresos corrientes afectan significativamente el comportamiento fiscal, no existe concentración de Municipios con altos niveles de ingresos corrientes *per cápita*.

Referencias

Anselin, L. & Smirnov, O. (2003). Spatial Externalities, Spatial Multipliers, and Spatial Econometrics. *International Regional Science Review*, 26(2), 153–166. https://doi.org/10.1177/0160017602250972

Anselin, L. (1996). Efficient algorithms for constructing proper higher order spatial lag operators. *School of Social Sciences*, 36(1). https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.1996.tb01101.x

Arango-Marín, H. E. y Grajales-Marín, A. (2016). Acercamiento teórico y formal a la nueva geografía económica y su relación con el nuevo enfoque del comercio internacional. *Ensayos de Economía*, 25(47), 1–29. Disponible en https://revistas.unal.edu.co/index.php/ede/article/view/56983

Bonet, J. (2004). Descentralización fiscal y disparidades en el ingreso regional: la experiencia colombiana. *Documento de trabajo sobre economía regional*, (49), 1–51. Recuperado de https://www.researchgate.net/profile/Jaime_Bonet/publication/4907296_Descentralizacion_fiscal_y_disparidades_en_el_ingreso_regional_La_experiencia_colombiana/links/545842620cf2cf5164822b0b/Descentralizacion-fiscal-y-disparidades-en-el-ingreso-regional-La-

Cadena, X. (2002). ¿La descentralización empereza? Efecto de las transferencias sobre los ingresos tributarios municipales en Colombia. *Desarrollo y Sociedad*, (50), 67–108. https://doi.org/10.13043/dys.50.2

Chasco, C. (2003). Métodos Gráficos del Análisis Exploratorio de Datos Espaciales. En, Asepelt (ed.), *Anales de Economía Aplicada* (pp. 5–7). Madrid: Asociación Española de Economía Aplicada. Recuperado de https://www.asepelt.org/ficheros/File/Anales/2003%20-%20Almeria/asepeltPDF/93.PDF

Chumaceiro, A. y Hernández, J. (2012). La legislación tributaria venezolana como promotora de la responsabilidad social empresarial. *OIKOS*, 16(33), 53–68.

Chumaceiro, A., Hernández, J., Meléndez, Y. y Acurero, M. (2017). Responsabilidad universitaria y sociedad del conocimiento para la generación de competencias TIC. En, A. Chumaceiro, F. Ramos y J. Hernández, *Procesos formativos para el siglo XXI* (pp. 194–214). Cabimas: Fondo editorial UNERMB. Recuperado de http://150.185.9.18/fondo_editorial/images/PDF/CSF/00%20Procesos%20Formativos%20para%20el%20Siglo%20XXI%20-%20Chumaceiro%20Ramos%20Hernndez%20VC_opt.pdf

Cuadrado-Roura, J. R. (2012). ¿Es tan 'Nueva' la 'Nueva Geografía Económica'? Sus aportaciones, sus límites y su relación con las políticas. [*Serie Documentos de Trabajo 01/2012*]. Madrid: IAES. Recuperado de http://www3.uah.es/iaes/publicaciones/DT_01_12.pdf

Fujita, M. y Krugman, P. (2004). La nueva geografía económica: pasado, presente y futuro. *Investigaciones Regionales*, (004), 177–206. Recuperado de http://www.economia.unam.mx/cedrus/descargas/MasahisaFujita-PaulKrugman.pdf

Hernández, H., Muñoz, D. y Barrios, I. (2017). Estilos gerenciales y su influencia en la generación de valor de las Instituciones Prestadoras de Salud de la Región Caribe. *Económicas CUC*, 38(1), 133–146. https://doi.org/10.17981/econcuc.38.1.06

Herrera, M. (2015). Econometría espacial usando Stata. Breve guía aplicada paradatos de corte transversal. *Documentos de Trabajo de IELDE*, 13(5), 1–54. Disponible en https://ri.conicet.gov.ar/handle/11336/7116

Iregui, A. M., Melo.B, L. y Ramos. F, J. (2004). El impuesto predial en Colombia: Factores explicativos del recaudo. *Estudios Económicos*, (319), 1–39. Recuperado de http://www.banrep.gov.co/docum/ftp/borra319.pdf

Krugman, P., Obstfeld, M. & Melitz, M. (2012). International Economics Theory and Policy (*6 ed.*). Boston: Pearson.

López, M. (enero, 2009). Descentralización y Eficiencia Fiscal: ¿Origen de Nuevas Dispariedades Regionales? Un Análisis para los Municipios Colombianos. Presentado en *XXI Seminario Regional de Política Fiscal*, Cepal, Santiago, Chile, (pp. 1–17). Recuperado de https://www.cepal.org/ilpes/noticias/paginas/5/35065/Mauricio_Lopez_Finanzas_locales.pdf

Merchand-Rojas, M. A. (2019). Reflexiones en torno a la Nueva Geografía Económica en la perspectiva de Paul Krugman y la localización de la actividad económica. *Breves contribuciones del I.E.G*, (21), 206–223.

Myles, G. D. (2009). Economic Growth and the Role of Taxation- Theory. [*OECD Economics Department Working Papers No. 713*]. París: OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/222800633678

Núñez, J. (2005). Diagnóstico básico de la situación de los Ingresos por Impuestos del orden municipal en Colombia. [*CEDE 2005-44*]. Bogotá, D.C.: Uniandes. Recuperado de https://core.ac.uk/download/pdf/6325290.pdf

Ord, K. (1970). Estimation Methods for Models of Spatial Interaction. *Journal of the American Statistical Association,* 70(349),120–126. https://doi.org/10.1080/01621459.1975.10480272

Paredes-Chacín, J. (2017). Planificación financiera ante la perspectiva organizacional en empresas cementeras del estado Zulia-Venezuela. *Económicas CUC*, 38(1), 105–132. https://doi.org/10.17981/econcuc.38.1.05

Quete, S. P. y Cuéllar, D. M. (septiembre, 2010). Impuesto Predial y Catastro en Colombia. Trabajo presentado en el *XIII Seminario sobre "Catastro como instrumento para la tributación inmobiliaria"*, Instituto Geográfico Agustín Codazzi – IGAC, Santa Cruz de la Sierra, Bolivia.

República de Colombia. DANE. (julio 15, 2018). Indicador de importancia económica municipal. [*Online*]. Disponible en https://www.dane.gov.co/index.php/estadisticas-por-tema/cuentas-nacionales/cuentas-nacionales-departamentales/indicador-de-importancia-economica-municipal#informacion-historica-indicador-de-importancia-economica-municipal

República de Colombia. DNP. (marzo 22, 2013). Desempeño fiscal. Resultados de desempeño fiscal de los departamentos y municipios de la vigencia 2013. [*Online*]. Disponible en https://www.dnp.gov.co/programas/desarrollo-territorial/evaluacion-y-seguimiento-de-la-descentralizacion/Paginas/desempeno-fiscal.aspx

República de Colombia. Presidencia de la República. (15 de enero de 1996). Por el cual se compilan la Ley 38 de 1989, la Ley 179 de 1994 y la Ley 225 de 1995 que conforman el Estatuto Orgánico del Presupuesto. [*Decreto 111*]. Diario Oficial: 42.692. Disponible en http://www.secretariasenado.gov.co/senado/basedoc/decreto_0111_1996.html

República de Colombia. Presidencia de la República. (25 de abril de 1986). Código de Régimen Municipal. [*Decreto 1333*]. Diario Oficial: 37.466. Disponible en http://www.secretariasenado.gov.co/senado/basedoc/decreto_1333_1986.html

Roncallo-Estrada, R. (2019). Facturacion electronica en colombia: Una reflexión de sus efectos en el sector salud. *Económicas CUC*, 40(1). 27–46. http://doi.org/10.17981/econcuc.40.1.2019.02

Sánchez, T, F. y Núñez, M, J. (2000). La geografía y el desarrollo económico en Colombia: una aproximación municipal. *Desarrollo y Sociedad*, (46), 43–108. https://doi.org/10.13043/dys.46.2

Saura-García, P. (2013). Una Nueva Arquitectura Fiscal: Eficiencia y Equidad. En, R. Simancas e I. Rodríguez, *Sumando Ideas. Socialdemocracia y Economía*, (pp. 127–141). Madrid: Fundación Ideas.

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

Solano, P. H. y Ávila, R. J. (2016). Análisis Comparativo del Indicador del Desempeño Fiscal de los Departamentos categoría 4 y 1 de Colombia. [*Online*]. Recuperado de https://repository.ucatolica.edu.co/bitstream/10983/15986/1/An%C3%A1lisis%20Comparativo%20de%20indicador%20del%20Desempe%C3%B1o%20Fiscal%20de%20los%20Departamentos%20categor%C3%ADa%204%20y%201%20de%20Colombia.pdf

Tobón, S. y Muñoz-Mora, J. C. (2013). Impuesto predial y desarrollo económico. Aproximación a la relación entre el impuesto predial y la inversión de los municipios de Antioquia. *Ecos de Economía*, 36(17), 174–199. https://doi.org/10.17230/ecos.2013.36.8

Youngman, J. M. (2016). The Property Tax as a Good Tax. In J. M. Youngman, *A Good Tax: Legal and Policy Issues for the Property Tax in the United States* (pp. 1–18). Cambridge: Lincoln Institute of Land Policy.

Biodata

Paula Castro-Hernández es profesional en negocios internacionales de la Universidad Santo Tomas (Colombia). Joven Investigadora de la Facultad de Negocios Internacionales de la misma universidad. https://orcid.org/0000-0001-7200-7509

Alexander Carvajal es Magister en Estadística Aplicada de la Institución Universidad de Granada (Colombia). Especialista en Matemáticas Aplicada de la Institución Universidad Sergio Arboleda (Colombia). Economista de la Institución Universidad del Tolima (Colombia). https://orcid.org/0000-0003-0627-366X