

## **Capítulo 17**

### **Un estudio sobre las disparidades regionales en Colombia a través del análisis exploratorio y confirmatorio de datos espaciales, 1985 – 2010**

Osmar Loaiza & Jhonny Moncada

O. Loaiza & J. Moncada  
Universidad de Antioquia, Calle 67 Número 53 – 108, Medellín, Colombia.  
jhomome@gmail.com.

M.Ramos, M.Miranda (eds.) *Estudios en Finanzas y Contabilidad: España y América Latina. Estado del arte y las nuevas metodologías aplicadas*, Temas Selectos de Finanzas-©ECORFAN-Madrid, España, 2013.

## Abstract

The aim of this paper is to study the evolution of regional differences in Colombia from 1993 to 2005. This paper uses information at the municipal (county) level about poverty and city council's income. It is found that Colombia's political territory is polarized around two classes of clusters: one of low poverty and high income city councils, and other of widespread poverty and low income municipalities. The first cluster is located in the country's interior, in the Andean region and is delimited by the country's three main cities. The second cluster comprises the bulk of the Atlantic (North) and Pacific (West) regions, as well as the Southern and Eastern parts of Colombia. Apparently, there's evidence pointing to some positive externalities arising from proximity to one of the main three cities or being close to the transit corridors that connect each of them. Finally, three spatial regression models are estimated that found, rather surprisingly, that there's been a slow process of convergence among Colombia's municipalities (in tributary income). This result may be explained mainly through a process of contagion that is taking place mainly in the neighborhood of Colombia's top three metropolitan areas, as the gap with the more distant and poor municipalities persists<sup>91</sup>.

**Keywords:** Regional economics, regional disparities, exploratory spatial data analysis, spatial regression, convergence.

## 17 Introducción

No es un secreto que Colombia es un país desigual. Su índice de Gini está entre los más altos del globo (CIA, 2012). Esta desigualdad de ingresos entre los hogares también tiene su reflejo en las amplias desigualdades existentes entre las regiones. En el presente estudio se analizan las brechas regionales a través de dos variables: *a*) el Índice de Necesidades Básicas Insatisfechas (INBI), calculado por el DANE (Departamento Administrativo Nacional de Estadística) a escala municipal a partir de la información censal recolectada en los años 1993 y 2005. Con este propósito se recurre al análisis exploratorio de datos espaciales (AEDE), para identificar clusters de municipios con base en su nivel de pobreza en 1993 y 2005. *b*) los ingresos tributarios municipales per cápita, utilizados como una proxy de la riqueza de cada municipio, tomados del Departamento Nacional de Planeación (DNP). Se dispone de información sobre esta variable con periodicidad anual desde 1985 hasta 2010. Por tanto, esto permite ejecutar un ejercicio AEDE más exhaustivo, para identificar clusters de municipios y la persistencia de estos clusters en el tiempo. Asimismo, para los años 1993 y 2005 se hace un ejercicio AEDE bivariado.

---

<sup>91</sup> Este trabajo se deriva del proyecto de investigación "Análisis de las disparidades regionales en Colombia desde la economía espacial, 1985-2010" financiado por el CODI de la Universidad de Antioquia.

Además, utilizando los ingresos tributarios municipales per cápita se hace un ejercicio de convergencia por medio de regresiones de Barro, corrigiendo el proceso de estimación a través de métodos que permiten incorporar la dimensión espacial de los datos. En este último aspecto este sería el primer trabajo en Colombia que realiza un ejercicio de convergencia a una escala de desagregación municipal utilizando además un modelo de regresión espacial. Este trabajo se divide como sigue: la siguiente sección ofrece un bosquejo breve de la literatura empírica que aborda el problema de las brechas entre regiones en Colombia; luego, se expone la metodología; después, se presentan los resultados y finalmente se presentan algunas conclusiones derivadas del estudio.

### **17.1 Revisión de la literatura**

El interés por estudiar las brechas regionales en Colombia recibe un impulso en la década de 1990, probablemente por el creciente interés en la descentralización del Estado que surge en la segunda mitad de la década de 1980 como un mecanismo para reducir esas brechas. Las políticas de descentralización implementadas dan impulso a nuevos mecanismos que permiten a los municipios una mayor autonomía en la asignación de una proporción importante de sus gastos, y se plantea un mecanismo redistributivo por el cual el gobierno central puede transferir recursos a los municipios menos prósperos.

Desde un punto de vista académico, el interés por estudiar las diferencias regionales en Colombia es impulsado por los aportes empírico-metodológicos de Barro y Sala-i-Martin, particularmente a inicios de la década de 1990, en torno al testeo de la hipótesis de convergencia derivada de los modelos neoclásicos de crecimiento.

Los modelos empíricos implementados por estos autores (ver Barro 1989 y 1991; Sala-i-Martin 1991, 1992a y 1992b) ofrecían un sencillo marco metodológico dentro del cual evaluar la evolución de las diferencias de ingresos (o riqueza) entre países o regiones. Recogiendo estos aportes, en Colombia los estudios sobre convergencia regional inician en la década de 1990 con los trabajos de Mauricio Cárdenas (1993, 1994). Cabe resaltar que la generalidad de los estudios sobre el tema en Colombia emplean información a escala departamental.

Los resultados que se obtienen en la literatura son diversos. Entre los trabajos revisados, Cárdenas y Pontón (1994), analizando el PIB per cápita departamental, encuentran la velocidad de convergencia más alta (4.22% anual) poniendo a Colombia como una historia de éxito en materia de convergencia regional en lo que concierne al periodo 1950-1989. Sin embargo, este resultado ha sido controvertido por otros estudios. Por ejemplo, Bonet y Meisel (1999), utilizando los depósitos bancarios departamentales per cápita como proxy del ingreso, encuentran una velocidad de convergencia de 2.5% para el periodo 1926-1960, y del 1.3% para 1960-1995 (aunque para este periodo la evidencia no es concluyente).

Por el contrario, según Galvis y Meisel (2000), quienes utilizan los depósitos bancarios per cápita para las principales 20 ciudades, no hay evidencia que respalde un proceso de reducción de las disparidades entre regiones entre 1973 y 1998 (incluso la evidencia apunta levemente hacia un proceso de divergencia). Por su parte, Barón (2003), quien analiza el PIB departamental per cápita, muestra que entre 1980 y 1990 hay un proceso de convergencia, que aparentemente se interrumpe en la década de 1990.

Branisa y Cardozo (2009) analizan la evolución de las diferencias de ingresos entre departamentos en el periodo 1975-2000, utilizando una serie alternativa sobre el PIB per cápita departamental y el ingreso disponible por persona, este también a nivel departamental. De acuerdo a Branisa y Cardozo (2009) la serie sobre PIB per cápita no aporta evidencia conclusiva que apoye la hipótesis de convergencia. Por el contrario, la serie sobre ingreso disponible sugiere una velocidad de convergencia de 1.19% anual. En contraste, Gómez (2006), empalmado diferentes series sobre el PIB departamental, encuentra evidencia que apunta levemente a un proceso de divergencia, esto es, a una ampliación de las diferencias de ingreso entre departamentos, durante el periodo 1960-2000.

En cuanto al recurso a las herramientas de la estadística espacial para analizar las disparidades regionales en Colombia, los estudios son escasos. Entre los trabajos en este respecto, Pérez (2005) hace uso extensivo de las técnicas del análisis exploratorio de datos espaciales (AEDE) para el estudio de la pobreza en Colombia a nivel departamental y municipal. Los indicadores elegidos por Pérez (2005) para aproximarse al análisis de la pobreza son el índice de calidad de vida (ICV) y el índice de necesidades básicas insatisfechas (INBI), ambos tomados del DANE para los años censales 1985 y 1993. Se excluyen del trabajo los municipios de los nuevos departamentos, para los cuales se carecía de información.

Para el análisis a nivel departamental Pérez (2005) encuentra evidencia de dependencia espacial en el INBI. En el caso del ICV solo se confirma la existencia de dependencia espacial significativa para 1993. El autor halla un cluster de baja pobreza que comprende los departamentos del Viejo Caldas, Tolima y Cundinamarca. Por el contrario, los nuevos departamentos conforman un cluster de elevada pobreza, mientras el Chocó es un departamento con un alto INBI rodeado de otros con bajo INBI. Los resultados para el caso del ICV no difieren sustancialmente. El análisis de las cifras a nivel municipal revela clusters de pobreza que comprenden gran parte de la Costa Caribe, el Chocó y Nariño. Asimismo, en el centro del país se identifica una aglomeración de municipios de baja pobreza, que cobija algunos municipios del centro y el sur de Antioquia, del Viejo Caldas y el Valle del Cauca, guardando cierta consistencia con lo hallado a nivel departamental. En otro estudio, Galvis y Meisel (2010) examinan la persistencia en el tiempo de las desigualdades regionales a través de la medición municipal del INBI arrojada por los cuatro censos realizados entre 1973 y 2005.

Se encuentra evidencia acerca de la persistencia del INBI, en tanto las observaciones que presentan alta pobreza en los censos previos no cambian de situación en los censos subsiguientes, lo cual ocurre también para los municipios con bajo INBI.

Finalmente, Royuela y García (2010) analizan las brechas en calidad de vida entre los departamentos de Colombia a través de un conjunto de variables económicas y sociales. Las variables económicas analizadas por los autores son el PIB per cápita y el ingreso per cápita, cuya diferencia radica en que la primera mide la producción de individuos mientras la segunda mide el ingreso que realmente reciben los individuos en cada departamento (Royuela y García, 2010, p. 24). En cuanto a las variables sociales, los autores consideran la tasa de alfabetización, la expectativa de vida al nacer, la tasa de mortalidad infantil y la tasa de homicidios. La información disponible en este estudio está agregada a nivel departamental. Sobre cada una de las variables consideradas, Royuela y García (2010) efectúan un ejercicio AEDE que involucra calcular índices de asociación local y global, y luego un análisis de regresión lineal. En vista de la presencia de asociación espacial en varios casos, los autores estiman, para cada variable, un modelo de convergencia (o regresión de Barro) corregido con la inclusión de un rezago espacial en la variable dependiente o un término de error espacialmente autocorrelacionado. En general, de acuerdo a los resultados obtenidos por Royuela y García (2010, p. 52) hay evidencia que apoya la hipótesis de convergencia en Colombia en los últimos 30 años, desde un punto de vista económico (ingreso per cápita) y social (tasa de alfabetización, expectativa de vida y tasa de homicidios).

## 17.2 Metodología

El presente trabajo tiene como objeto analizar las disparidades entre regiones y su evolución. Con este objeto se hará recurso a las herramientas AEDE para analizar la distribución espacial de la pobreza, medida por el INBI en los años de censales de 1993 y 2005. Asimismo, para contrastar los resultados obtenidos a partir del análisis del INBI, se aplica el mismo conjunto de técnicas a los ingresos tributarios municipales per cápita (que incluyen el recaudo por impuesto predial y de industria y comercio). Este ejercicio es complementado con un análisis de regresión lineal para verificar si hay evidencia de convergencia en Colombia (regresión de Barro), esto es, si existe un cerramiento de las brechas en materia de riqueza entre regiones. Los ingresos tributarios se deflactan con el IPC, año base 2008, es decir, están expresados en pesos de 2008. Aquí conviene hacer unos comentarios sobre esta última variable.

Claramente, es de presumir que el nivel del INBI debe estar relacionado con el nivel de actividad económica en cada municipio. Dado que no se dispone de información en Colombia sobre el PIB per cápita municipal, en el presente trabajo se interpretan los ingresos tributarios per cápita como una proxy de la actividad económica municipal.

Hay que admitir que los ingresos tributarios están afectados por los niveles tarifarios fijados, sobre los cuales el Estado colombiano confiere alguna autonomía a los municipios o por la capacidad administrativa de los mismos para ejercer el recaudo. Aun así, es posible presumir que el recaudo tributario de cada municipio refleja su capacidad para generar riqueza, pues grava la propiedad (predial) y las actividades económicas (industria y comercio). Además, se prefiere esta variable ya que tiene mayor cobertura transversal y temporal que otras que podrían servir a los mismos fines, como el consumo de electricidad o las captaciones bancarias. Solo se cuenta con información de cobertura nacional acerca del consumo municipal de electricidad a partir de 2003. No obstante, los requerimientos del presente estudio exigen disponer de información como mínimo desde 1993. Además, las captaciones bancarias pueden conducir a resultados sesgados, debido a que los servicios financieros se concentran en las capitales departamentales o en las principales ciudades de Colombia, mientras el resto del territorio nacional tiene un acceso limitado a dichos servicios. En otras palabras, hay un problema de cobertura. Estas restricciones de información a nivel municipal explican la razón por la cual la generalidad de los estudios sobre convergencia regional en Colombia se restringen a una escala departamental.

Dadas las técnicas cuantitativas empleadas en este estudio, conviene dar una breve definición del campo de la estadística espacial. La estadística espacial es un conjunto de herramientas y técnicas que permiten identificar y describir los patrones de asociación espacial existentes en los datos y, confirmada su presencia, hacer inferencias válidas a partir de los datos. En este sentido, la estadística espacial, en lo que concierne a su utilización para el análisis empírico en las ciencias sociales y en la economía en particular, comprende dos enfoques:

- 1) El análisis exploratorio de datos espaciales (AEDE) cuyo objetivo es principalmente descriptivo y consiste en identificar las principales características de los datos. En este sentido, el AEDE extiende las herramientas del análisis de datos con el fin de identificar patrones de distribución espacial en los mismos.
- 2) La econometría espacial, cuyo objetivo consiste en hacer inferencias válidas a partir de datos autocorrelacionados espacialmente, a través de la aplicación de técnicas de regresión. La econometría espacial surge como una rama de la econometría, en tanto las herramientas de la regresión clásica conducen a resultados erróneos bajo la presencia de observaciones autocorrelacionadas. Por tanto, su objetivo es dar cuenta de la estructura de dependencia espacial de los datos en el modelo de regresión, con el fin de garantizar la fiabilidad de los parámetros estimados sobre cuyas propiedades se fundamenta la inferencia estadística.

La aplicación de los métodos de la estadística espacial en el campo de la economía es relevante debido a dos características importantes. En primer lugar, en teoría las técnicas del análisis exploratorio de datos espaciales tienen como una de sus funciones la identificación de clusters o aglomeraciones de observaciones con características similares. Sin embargo, estos clusters suelen estar asociados a valores atípicos, los cuales funcionan como los centros o ubicaciones a partir de los cuales se conforman esos clusters. Empero, aunque desde un punto de vista estadístico los valores atípicos constituyen un problema, aquí juegan un factor clave en la explicación de los resultados, pues removerlos significa prescindir precisamente de los epicentros de las aglomeraciones. En segundo lugar, aunque los tests globales y locales de correlación espacial confirmen la presencia de dependencia espacial, esta puede ser espúrea. En teoría un modelo bien especificado, que incluya las variables que en verdad explican el fenómeno, debería borrar cualquier rasgo de correlación espacial. Sin embargo, la consideración de la correlación espacial en modelos econométricos en parte se justifica como una forma de controlar por variables no observadas. De esta manera, la consideración de la autocorrelación espacial en un modelo no necesariamente haría referencia a la naturaleza de la interacción en el espacio entre las observaciones consideradas, sino que simplemente reflejaría el efecto de variables regresoras no incluidas. No obstante, es común encontrar en la investigación en ciencias sociales fenómenos para los cuales no se cuenta con información suficiente, o incluso toparse con variables cuya medición práctica es difícil. En este sentido la econometría espacial puede ofrecer una salida para corregir los problemas de estimación que surgen cuando se tienen variables omitidas, haciendo más robustos los resultados de un modelo de regresión a problemas de especificación (ver LeSage y Pace, 2009, caps. 2-3).

Las principales herramientas AEDE, las cuales se usarán en este estudio, son las siguientes: 1) el índice global de Moran mide el grado de asociación espacial presente en los datos y se puede interpretar como una especie de índice de correlación, el cual es positivo si se observan agrupaciones (o vecindarios) de municipios para los cuales la variable analizada toma valores similares. Por ejemplo, si un municipio es pobre y sus vecinos son pobres, el índice de Moran es positivo. Por el contrario, *si no hay asociación espacial aparente, el índice global de Moran debe ser cercano a cero*. Finalmente, valores negativos del índice indican que se tienen vecindarios disímiles, es decir, se tendría un municipio con baja pobreza rodeado de municipios con alta pobreza o viceversa. Este patrón de asociación espacial es más común en datos de mayor agregación (como a nivel de provincias, departamentos o estados). Finalmente, el grado de significancia estadística del índice global de Moran puede ser determinado a través de un test de permutaciones. El lector interesado puede consultar Acevedo y Velásquez (2008), Anselin (1996) Goodchild (1986), para obtener detalles sobre el cálculo de este índice. 2) el índice local de Moran, tiene una interpretación similar al anterior; sin embargo, mientras el índice global de Moran se calcula sobre toda la muestra, el índice local de Moran se calcula para subgrupos de municipios vecinos en la muestra.

Por esta razón, si hay asociación espacial en los datos, el índice local de Moran permite un análisis más detallado que lo convierte en la principal herramienta para la identificación de clusters. Asimismo, su significancia puede ser determinada a través de un test de permutación (para su cálculo ver Anselin, 1995).

En vista del interés por validar si hay o no un proceso de convergencia entre las regiones de Colombia, las técnicas de econometría espacial permitirán ampliar la regresión de Barro para obtener resultados más robustos. Hay una extensa literatura sobre este modelo y sus fundamentos teóricos en la teoría de crecimiento neoclásica a la cual se remite el lector interesado (ver, por ejemplo, Barro y Sala-i-Martin, 1995, o los trabajos ya mencionados de estos dos autores). Contextualizando dicho modelo al presente caso, la variable dependiente es la tasa de crecimiento entre 1985 y 2010 de los ingresos tributarios municipales per cápita ( $g$ ), mientras la variable independiente es el logaritmo de los ingresos tributarios per cápita en 1985 ( $y_{1985}$ ). Por tanto, el modelo a estimar (por mínimos cuadrados) tiene la siguiente forma:

$$g = a + by_{1985} + u \quad (17.1)$$

Donde  $a$  y  $b$  son parámetros a estimar y  $u$  es el término de perturbación. La hipótesis de convergencia se ve verificada si los municipios con menor ingreso tributario en el año inicial (esto es, 1985) son los que presentan la mayor tasa de crecimiento, lo cual implicaría que el signo de la pendiente de regresión ( $b$ ) debería ser negativo. Si su signo es positivo, se tendría que los municipios con mayores ingresos tributarios son los que más crecen, implicando que se están ampliando las diferencias entre municipios.

Sin embargo, si se comprueba la existencia de asociación espacial en los datos, el modelo anterior no sería adecuado. La presencia de asociación espacial en los datos se puede evaluar en el ejercicio AEDE previo, la cual se verificaría si se hallan indicaciones sobre la existencia de clusters de municipios. Alternativamente, se podría evaluar calculando el índice global de Moran sobre los residuales del modelo y determinar si aquel es significativo. Si se confirma la existencia de asociación espacial existen tres posibilidades: estimar un modelo autorregresivo espacial (SAR), un modelo de error espacial (SEM) o un modelo que combine los anteriores (SARAR). El modelo SARAR tiene la siguiente forma:

$$g = \rho Wg + by_{1985} + u \quad (17.2)$$

$$u = \lambda Wu + e$$

Donde  $e$  es una perturbación ruido blanco normalmente distribuida, y  $W$  es la matriz de pesos espaciales.

El producto entre una variable y la matriz  $W$  es un rezago espacial, y se puede interpretar como el valor promedio que toma la variable analizada para las observaciones vecinas.<sup>92</sup> El modelo SAR surge si  $\lambda = 0$ , mientras el modelo SEM surge si  $\rho=0$ . El modelo en la ecuación 18.2 se estima usualmente por el método de la máxima verosimilitud. Para decidir entre uno de estas tres especificaciones, se emplean pruebas de hipótesis basadas en el principio del multiplicador de Lagrange sobre los residuales del modelo OLS (para más detalles ver LeSage y Pace, 2009, caps. 2-3).

En la siguiente sección se exponen los resultados de los dos ejercicios empíricos aquí planteados. Primero, se exponen los resultados del análisis AEDE, a partir de los cuales es posible identificar los clusters de municipios con alta pobreza y aquellos de baja pobreza de acuerdo al INBI. Asimismo, de acuerdo a los ingresos tributarios municipales per cápita es posible identificar los clusters de municipios ricos (altos ingresos) y determinar la persistencia de estos clusters en el tiempo.

### **17.3 Resultados**

#### **17.3.1. Análisis Exploratorio de Datos Espaciales**

##### **17.3.1.1. Distribución espacial de la pobreza en Colombia**

Los gráficos 17.1 y 17.2 presentan distintas alternativas visuales-descriptivas para analizar la distribución espacial de la pobreza en Colombia medida a través del INBI, para los años censales 1993 y 2005. En el gráfico 18.1 se analiza la distribución del INBI en 1993, mientras en el gráfico 18.2 se hace lo propio con el INBI en 2005.

El mapa de la esquina superior izquierda en ambos gráficos divide los municipios en cuartiles según el valor del INBI. Se interpreta como sigue: los municipios representados por una  $x$  (de color rojo) corresponden a poblaciones con un INBI alto; los municipios representados por un círculo (azul) corresponden a aquellos con un INBI bajo.

Las cruces y los triángulos representan cuartiles intermedios.

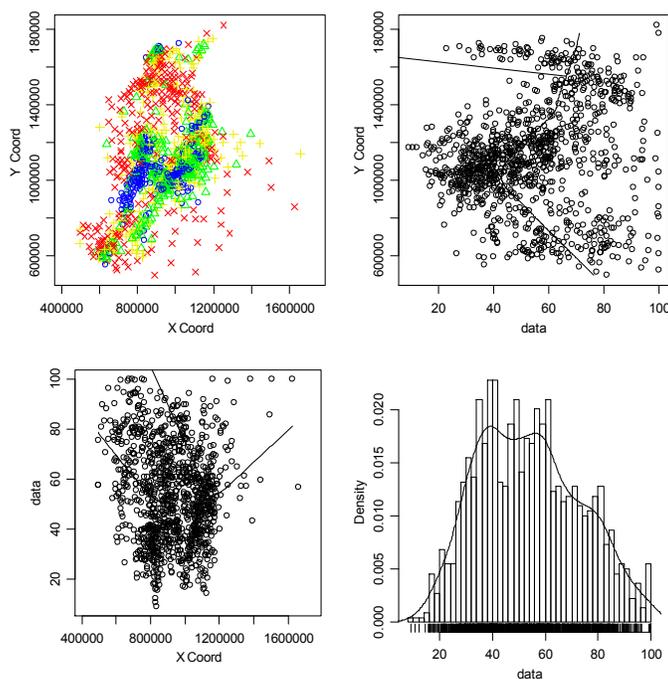
Es evidente que tanto en 1993 como en 2005 los municipios con menor nivel de pobreza se concentran en el interior del país.

Lo cual se confirma claramente al leer los diagramas de dispersión en la esquina superior derecha y la esquina inferior izquierda.

---

<sup>92</sup> Para obtener más información sobre los diferentes criterios de construcción de una matriz de pesos espaciales ver Bivand et. ál (2008, capítulo 9). Asimismo, en el anexo hay una breve descripción de las matrices de pesos espaciales aquí utilizadas.

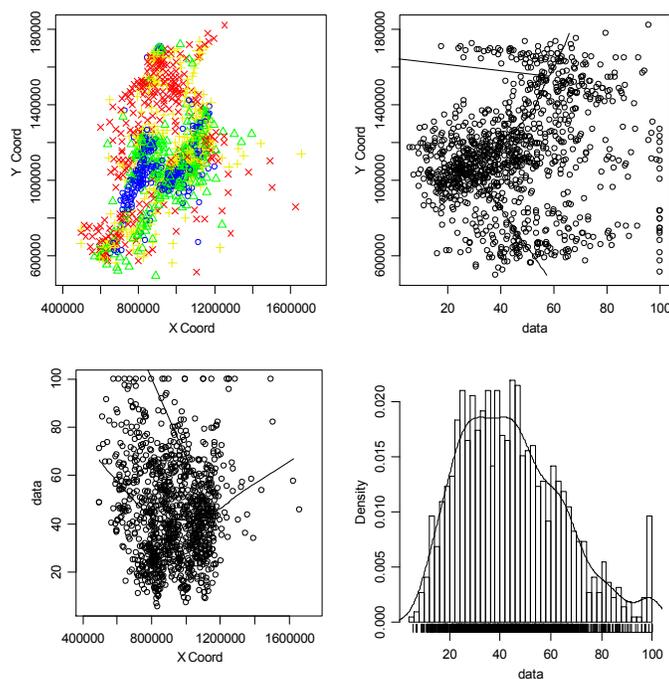
Gráfico 17.1 INBI 1993



El diagrama de dispersión en la esquina superior derecha relaciona la latitud (eje vertical) y el INBI municipal (eje horizontal), mientras la línea continua en el mismo gráfico representa una regresión Lowess de la latitud contra el INBI municipal. La latitud especifica la posición norte-sur de cada municipio. Por tanto, es visible que tanto en 1993 como en 2005 los municipios con mayor INBI en Colombia están ubicados en el norte y el sur, mientras en la zona central están aquellos con un bajo INBI. O dicho de otro modo, partiendo de la parte inferior (el sur), se observa que a medida que nos desplazamos hacia el norte el INBI va disminuyendo, hasta alcanzar cierta zona en el centro del gráfico en la cual la tendencia se invierte. Es decir, se alcanza una especie de punto de inflexión, a partir del cual se observa que los municipios más al norte tienen un INBI más alto.

Por su parte, el diagrama de dispersión en la esquina inferior izquierda en los gráficos 17.1 y 17.2 relaciona el INBI (eje vertical) y la longitud (eje horizontal). La longitud representa la posición este-oeste de cada municipio. La línea continua representa una regresión Lowess entre el INBI y la longitud de cada municipio. Por tanto, se observa que tanto en 1993 como en 2005 los municipios ubicados más al este o más al oeste presentan un alto INBI, mientras los municipios ubicados en la parte central tienen un INBI bajo. Así pues, yendo de sur a norte o de oriente a occidente, se observa que los municipios con menores niveles de pobreza están ubicados en la región central o interior del país.

Gráfico 17.2 INBI 2005



Finalmente, en la esquina inferior derecha de los gráficos 17.1 y 17.2 se muestra un histograma o distribución empírica del INBI municipal. Es evidente la gran dispersión de este indicador, pues el histograma conforma una campana amplia. En 1993 la masa de la distribución se concentraba en un intervalo amplio, comprendiendo municipios con un INBI cercano al 40% hasta un INBI próximo al 65%. En 2005 la masa de la distribución se concentraba en municipios con un INBI que iba desde cerca del 25% hasta alrededor de un 45%. Sin embargo, con respecto a 1993, se observa que en 2005 la masa de la distribución se mueve hacia la izquierda, siendo un claro indicativo sobre la disminución de la pobreza entre ambos años censales, aunque su dispersión no parece haberse cerrado, por el contrario, ha aumentado. La desviación estándar del INBI municipal en 1993 era 19.3, mientras en 2005 aumentó a 20.2, evento bastante significativa teniendo en cuenta que el municipio promedio pasó de tener un INBI de 53.79% en 1993 a tener un INBI de 44.45% en 2005. En otras palabras, en 1993 la desviación estándar representaba un 36% de la media, mientras en 2005 la desviación estándar pasó a representar un 45% de la media. Por tanto, aunque a nivel nacional se ha progresado en materia de reducción de la pobreza, las brechas entre regiones en este sentido no se han reducido, manteniendo o acentuado las disparidades entre regiones.

Así pues, a partir de los claros patrones de distribución espacial del INBI observados en los gráficos 17.1 y 17.2, es posible hablar de vecindarios o clusters de municipios de acuerdo a su nivel de pobreza.

Esta hipótesis acerca de la conformación de clusters de alta o baja pobreza puede ser validada estadísticamente a través del índice global de Moran, el cual se reporta en la tabla 17.1:

Tabla 17.1 **Índice global de Moran para el INBI municipal**

INBI 1993	INBI 2005
0.6527	0.6121
(0.001)	(0.001)

*Nota:* *p*-valor entre paréntesis. Obtenido tras 999 permutaciones

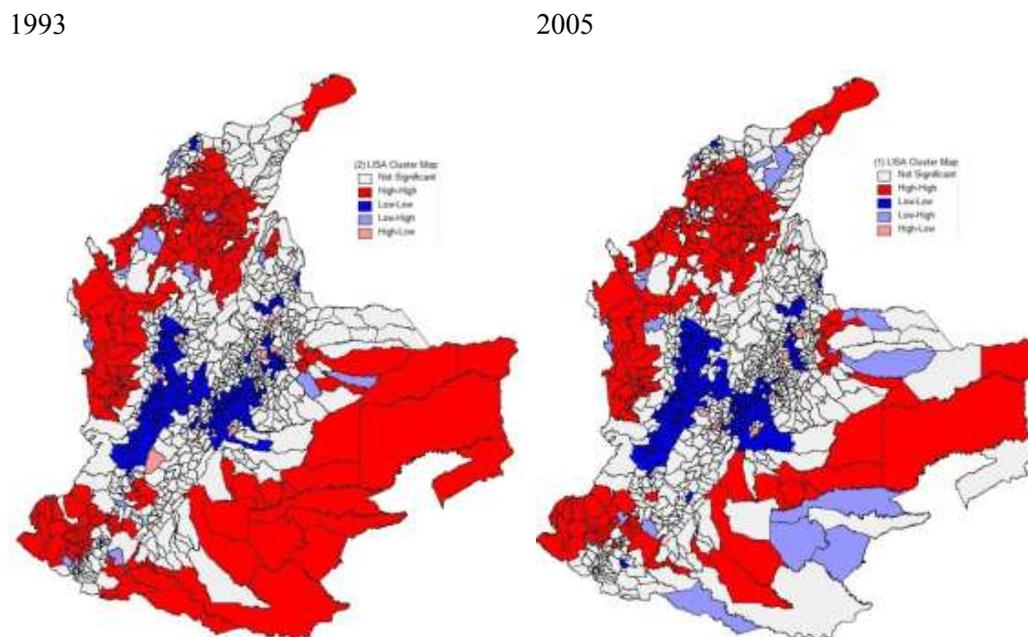
La tabla 17.1 muestra el índice global de Moran para el INBI municipal en 1993 y 2005. El índice global de Moran es positivo y significativo en ambos años (*p*-valor entre paréntesis), es decir, hay evidencia de asociación espacial positiva. Recordando la analogía con un índice de correlación, esto significa que en la muestra predominan agrupaciones de municipios para los cuales el INBI toma valores similares: es decir, si se observa un municipio con un bajo INBI (baja pobreza), esto quiere decir que, en promedio, sus vecinos también presentarán un bajo INBI. Por el contrario, si se toma un municipio con alta pobreza (alto INBI) en general sus vecinos también presentarán alta pobreza. El índice local de Moran permite hacer un análisis más detallado sobre la distribución espacial del INBI, ya que hace posible ubicar sobre el mapa dónde se encuentran estas agrupaciones de municipios. Al igual que en el caso del índice global de Moran, es posible discernir la significancia estadística del índice local de Moran a través de un test de permutaciones, permitiendo detectar de manera más precisa la ubicación y alcance geográficos de los clusters de alta o baja pobreza.

El índice local de Moran del INBI municipal es estadísticamente diferente de cero (con un 95% de confianza) para el caso de 500 municipios en 1993 y 471 en 2005, para un universo de 1095 municipios en cada año. De esta forma, el índice local de Moran aporta evidencia acerca de la existencia de dependencia espacial, implicando que para el caso de 500 municipios en 1993 y de 471 municipios en 2005 su nivel de pobreza está correlacionado con el de las poblaciones vecinas. Por tanto, la pobreza no se distribuye aleatoriamente en el espacio; por el contrario, su distribución sigue ciertos patrones que se corroboran en el presente análisis.

El gráfico 17.3 ilustra los clusters encontrados en 1993 y 2005, a partir del conjunto de municipios para los cuales el índice local de Moran es significativo (esto es, estadísticamente distinto de cero, con una confianza del 95%). El gráfico 3 es bastante sugerente.

Las zonas en rojo corresponden a clusters de alta pobreza (Alto-Alto) o conglomerados de municipios con un INBI alto, las zonas en azul corresponden a clusters de baja pobreza (Bajo-Bajo). Como se puede observar en el mapa, estos son los clusters más comunes, como es de esperar en una situación donde el índice global de Moran arroja un valor positivo, delatando una situación donde prevalece la correlación espacial positiva.

**Gráfico 17.3** Mapa de Clusters según el INBI



Los municipios en azul claro corresponden a lo que se puede denominar como islas de baja pobreza (Bajo-Alto), es decir, a municipios que poseen un INBI bajo pero cuyos vecinos tiene un INBI alto.

De manera análoga, los municipios en rojo claro corresponden a islas de alta pobreza (Alto-Bajo), o municipios con alto INBI pero cuyos vecinos poseen un bajo INBI. Estas dos agrupaciones de municipios corresponden a una situación de correlación espacial negativa donde, como se mencionó en la metodología, se tienen vecindarios de municipios disímiles.

Como podrá notar el lector, estos son los clusters menos difundidos o menos comunes, como corresponde a una situación donde predomina la correlación espacial positiva.

**Tabla 17.2** Municipios en clusters significativos

	<b>Bajo-Bajo</b>	<b>Alto-Alto</b>	<b>Bajo-Alto</b>	<b>Alto-Bajo</b>
<b>1993</b>	246	221	21	12
<b>2005</b>	249	195	21	6

Como lo muestra la tabla 17.2 y de acuerdo al índice local de Moran, en 1993 se identificaron 246 municipios en el cluster de baja pobreza (Bajo-Bajo) y 221 en el cluster de alta pobreza (Alto-Alto); 21 poblaciones son islas de baja pobreza (Bajo-Alto) y 12 islas de alta pobreza (Alto-Bajo). En 2005 las islas de alta pobreza se reducen a 6, el cluster de alta pobreza cubre 195 municipios, mientras el cluster de baja pobreza tiene una adición de tres municipios.

Los clusters o vecindades de alta pobreza comprenden los Llanos Orientales, la mayor parte del departamento del Chocó, el Norte y Occidente de Antioquia, Nariño y buena parte del Sur de Colombia, los Llanos Orientales, la península de la Guajira, y gran parte de la sabana en la región Atlántica. Estas zonas comprenden lo que se puede llamar la periferia colombiana, la cual en general ha experimentado pocos cambios entre 1993 y 2005, indicando una trampa de pobreza. Excepción hecha de algunos municipios en el Sur y en los Llanos Orientales, los cuales pasan a conformar el cluster de islas de baja pobreza, o municipios con un INBI bajo rodeados de vecinos con un INBI alto. Llamam la atención los casos de Montería, Corozal, Mompós en la región Atlántica, y Cauca en el Norte de Antioquia. Los municipios señalados hacían parte del cluster de islas de baja pobreza (Bajo-Alto) en 1993; empero, en 2005 son absorbidos por el cluster de alta pobreza (Alto-Alto), lo cual es señal de un efecto contagio que ha generado que los municipios mencionados se rezaguen en materia del INBI.

Como era de esperar, el interior del país, particularmente la región andina, conforma un cluster de baja pobreza (Bajo-Bajo). Este cluster va desde el área metropolitana de Cali hasta el área metropolitana de Medellín, cubriendo la mayor parte de los departamentos del eje Cafetero colombiano, y se extiende en dirección oriente hacia el altiplano cundiboyacense, donde se encuentra el área metropolitana de Bogotá. Conviene llamar la atención sobre la situación del eje Cafetero, el cual se encuentra entre las tres áreas metropolitanas mencionadas. El eje Cafetero es paso obligado de los flujos terrestres de mercancías entre las áreas metropolitanas de Medellín y Cali, parte de los cuales tienen su origen o destino en el puerto de Buenaventura, único puerto colombiano sobre el pacífico.

En este sentido, el eje Cafetero también es paso obligado para las importaciones o exportaciones de mercancías que transitan por Buenaventura con destino u origen en el área metropolitana de Bogotá.

En el caso de Antioquia, el cluster de baja pobreza incluye varios municipios del norte y el suroeste del departamento, cercanos a Medellín. Además, el área metropolitana de Medellín parece ejercer un efecto positivo sobre los municipios del oriente de Antioquia, en tanto hay indicaciones de un efecto contagio, que *se puede interpretar como una externalidad positiva de localización vía proximidad a un centro de generación de empleo y riqueza*.

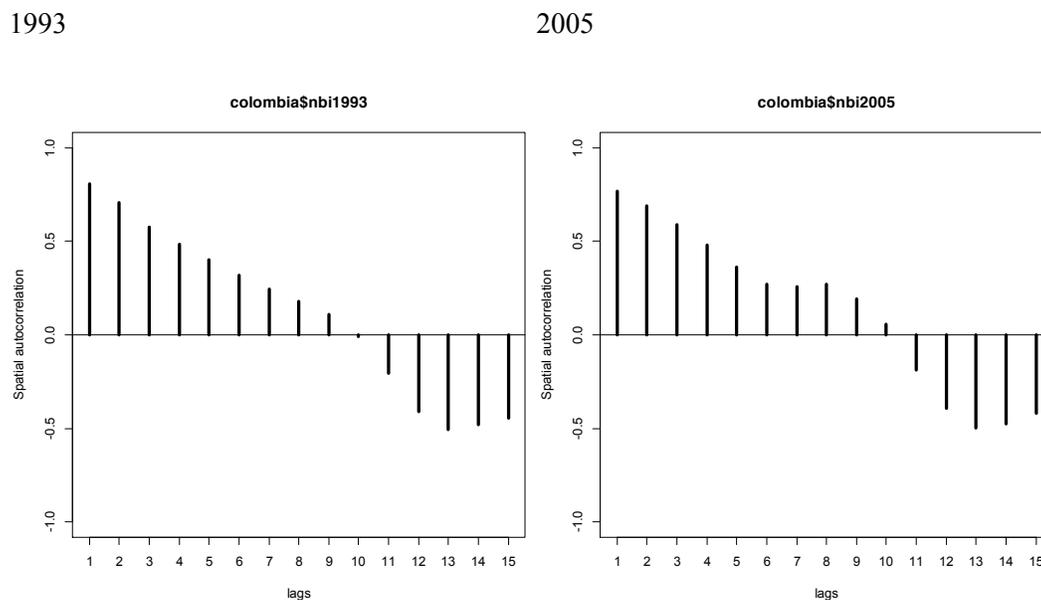
Es decir, comparando el panorama en 1993 y 2005 (ver gráfico 18.3), se aprecia que en este último año varios municipios del oriente antioqueño pasan a formar parte del cluster de baja pobreza (incluyendo San Vicente, previamente una isla de alta pobreza). Por el contrario, este cluster no muestra señales de extenderse hacia el occidente del área metropolitana de Medellín. Además, hay indicaciones de que el cluster de baja pobreza alrededor del área Metropolitana de Bogotá se ha extendido (contagiado) hacia el pie de monte Llanero en el departamento del Meta, particularmente en las cercanías de Villavicencio.

También se encuentran otros clusters de baja pobreza alrededor de la frontera entre Boyacá y Santander, en el área metropolitana de Bucaramanga y dos pequeños clusters de baja pobreza alrededor de Barranquilla y Cúcuta. Por el contrario, la ciudad de Cartagena constituye una isla de baja pobreza o, en otras palabras, es el único municipio próspero en el vecindario, como también es el caso de Valledupar. Llama la atención el caso de Gutiérrez, municipio cercano a la ciudad de Bogotá y el cual está encerrado dentro del cluster de baja pobreza compuesto por el atliplano cundiboyacence y el pie de monte Llanero del Meta. Posiblemente debido a problemas de conectividad terrestre, este municipio no ha recibido un efecto contagio por parte de este cluster de baja pobreza. Además, a pesar de su cercanía relativa a Bogotá, en el municipio de Gutiérrez aún hay presencia de grupos irregulares, debido a su difícil topografía.

Como una medida adicional para analizar la relación entre el NBI de un municipio dado con el de sus vecinos, en el gráfico 17.4 se presenta un autocorrelograma espacial (ver Bivand et ál., 2008, p. 267) del INBI. El eje horizontal mide el grado de autocorrelación espacial, mientras el eje vertical representa rezagos espaciales. Por ejemplo, el primer rezago corresponde a vecinos de primer orden, esto es, municipios que comparten frontera; el segundo rezago corresponde a vecinos de segundo orden, o municipios que comparten frontera con los vecinos de primer orden y así sucesivamente. El autocorrelograma muestra que los municipios cercanos exhiben una fuerte correlación espacial positiva, la cual va declinando a medida que aumentan los rezagos espaciales o, dicho de otro modo, a medida que consideramos municipios más lejanos. En el noveno o décimo rezago la correlación espacial se desvanece o es muy pequeña. Por el contrario, a partir del décimo rezago se obtiene una situación de correlación espacial negativa. Una manera de interpretar este resultado es la siguiente: Supongamos que estamos en Bogotá: los municipios más cercanos (rezago 1) tienen un NBI muy parecido al de Bogotá (autocorrelación positiva alta). Sin embargo, a medida que nos alejamos de Medellín esa similitud disminuye.

Si Bogotá tiene un NBI bajo, los municipios a partir del rezago 11 tienen un NBI alto. Por tanto, el autocorrelograma espacial ofrece un claro indicativo, por ejemplo, de las desventajas de habitar municipios alejados de los principales centros urbanos de Colombia, los cuales presentan bajos niveles de pobreza respecto al contexto colombiano.

**Gráfico 17.4** Autocorrelograma espacial del NBI municipal



### 17.3.1.2. Distribución espacial de la riqueza

Claramente, es de presumir que el nivel del INBI debe estar relacionado con el nivel de actividad económica en cada municipio. En el presente trabajo se interpretan los ingresos tributarios per cápita como una proxy de la riqueza municipal. Recuerde el lector que esta variable cuenta con una periodicidad anual desde 1985 hasta 2010, lo cual posibilita un análisis más detallado en ciertos aspectos. En la tabla 17.3 se muestra el índice global de Moran para el primer y último año del periodo considerado. Allí se observa claramente que el índice es positivo y significativo, apuntando a una situación de asociación espacial positiva, es decir, donde se tienen agrupaciones de municipios similares: un municipio de altos ingresos tributarios tiende a estar rodeado de municipios con altos ingresos tributarios y viceversa.

El índice local de Moran corrobora esta situación. Como se observa en la tabla 17.4, este índice es significativo para el caso de para 244 municipios en 1985 y de 231 en 2010, siendo los clusters más comunes aquellos de vecindarios de municipios con altos ingresos tributarios (cluster Alto-Alto) y de bajos ingresos tributarios (cluster Bajo-Bajo).

Los clusters Alto-Bajo y Bajo-Alto registran situaciones de asociación espacial negativa de acuerdo al índice local de Moran, donde se tienen vecindarios de municipios disímiles, o sea, se trata de una situación donde si se toma un municipio de altos ingresos tributarios, sus vecinos tendrán bajos ingresos tributario y viceversa. Sin embargo, como se observa en la tabla 18.4, estos dos clústers son poco comunes, consistente con una situación donde predomina una asociación espacial positiva.

**Tabla 17.3** Índice global de Moran: Ingresos tributarios municipales per cápita

1985	2010
0.3928	0.3401
(0.0012)	(0.001)

Nota: p-valor entre paréntesis. Obtenido tras 999 permutaciones

**Tabla 17.4** Municipios en clusters significativos

Clúster	1985	%	2010	%
Alto-Alto	46	19%	65	28%
Bajo-Bajo	178	73%	148	64%
Alto-Bajo	7	3%	7	3%
Bajo-Alto	13	5%	11	5%
No Significativo	705		718	
Total Significativos	244		231	

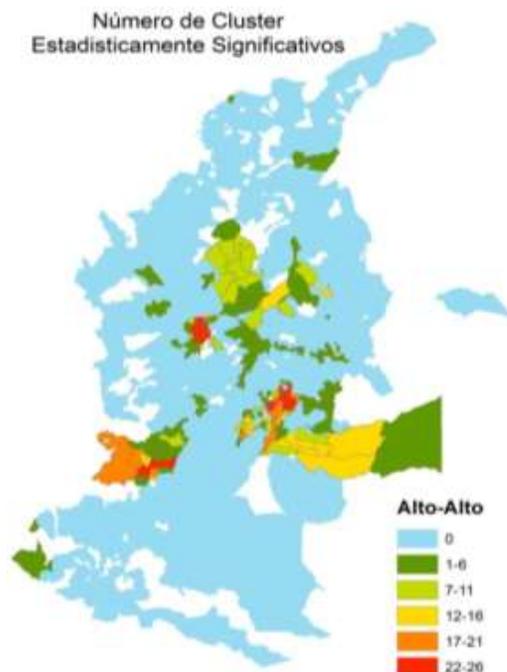
Para tomar provecho de la dimensión temporal de la variable ingresos tributarios, se calcula el índice local de Moran para cada uno de los años entre 1985 y 2010, cobijando un periodo de 26 años, con el fin de obtener una idea sobre la ubicación geográfica de los clusters más persistentes. El resultado se representa en el gráfico 17.5. Dado el predominio de asociación espacial positiva, solo se presentan los resultados para los clusters de municipios de altos ingresos tributarios (gráfico 17.5.a) y de bajos ingresos tributarios (gráfico 17.5.b). Por ejemplo, en el gráfico 17.5.a los municipios en rojo son aquellos que son clasificados con la mayor frecuencia dentro de un cluster de altos ingresos tributarios estadísticamente significativo, de acuerdo al índice local de Moran (en mínimo 22 de los 26 años considerados).

Así pues, el gráfico 17.5.a muestra que en las áreas metropolitanas de Bogotá, Cali y Medellín, están los clusters o vecindarios de municipios ricos más persistentes, es decir, se trata de municipios que han sido clasificados dentro del cluster de altos ingresos tributarios en al menos 22 de los 26 años que cubre el periodo 1985-2010. Note que estas tres áreas metropolitanas coinciden precisamente con los vértices que delimitan el cluster de baja pobreza identificado en el gráfico 18.3, en el interior del país. En otras palabras, al interior del triángulo que forman Bogotá, Cali y Medellín, se encuentra la región con menores niveles de INBI en Colombia. Y precisamente estas tres ciudades constituyen los principales centros urbanos del país. Esto significa que los bajos niveles de pobreza de los municipios al interior del triángulo señalado se explican por las externalidades positivas que genera su ubicación en medio de un área por la cual transitan los flujos económicos que se generan entre estas tres ciudades principales.

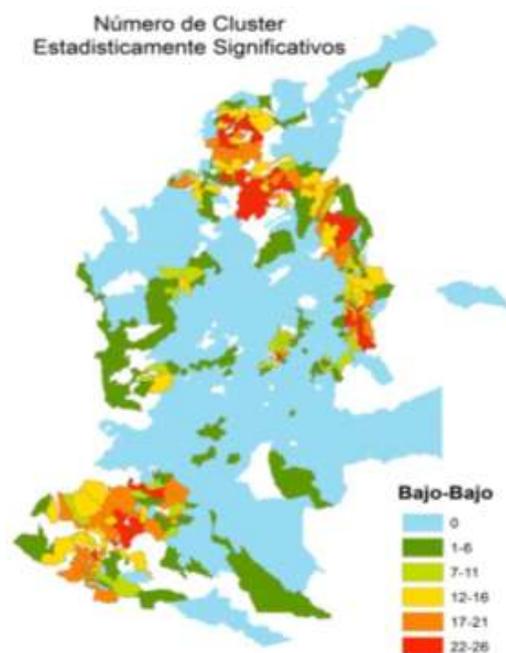
En contraste, el gráfico 17.5.b muestra los municipios que han sido clasificados al menos una vez dentro de un cluster de bajos ingresos tributarios. En particular, los municipios en rojo representan clusters persistentes de municipios con bajo recaudo. Estos clusters se ubican en el Suroccidente y el Norte de Colombia, extendiéndose un poco sobre el área fronteriza con Venezuela, conformando de esta manera una zona periférica que está pobremente integrada al circuito económico nacional liderado por las tres ciudades principales señaladas.

**Gráfico 17.5** Clusters persistentes: índice local de Moran sobre ingresos tributarios

**a) Alto-Alto**



**b) Bajo-Bajo**



### 17.3.1.3. Ingresos tributarios y pobreza

Otra manera de analizar la relación entre el INBI y los ingresos tributarios, consiste en utilizar el índice bivariado global y local de Moran. Si el nivel de actividad económica, expresado a través de los ingresos tributarios per cápita, está correlacionado negativamente con el INBI, es de esperar que los municipios con altos ingresos tributarios estén en vecindarios de municipios con bajo INBI. Como solo se dispone de información sobre el INBI en 1993 y 2005, para esta parte del ejercicio se emplean los ingresos tributarios en esos años. Hay que advertir que en 1993 hay problemas de información que llevan a la presencia de datos perdidos para varios municipios de la región Atlántica, los Llanos Orientales y el departamento de Chocó.

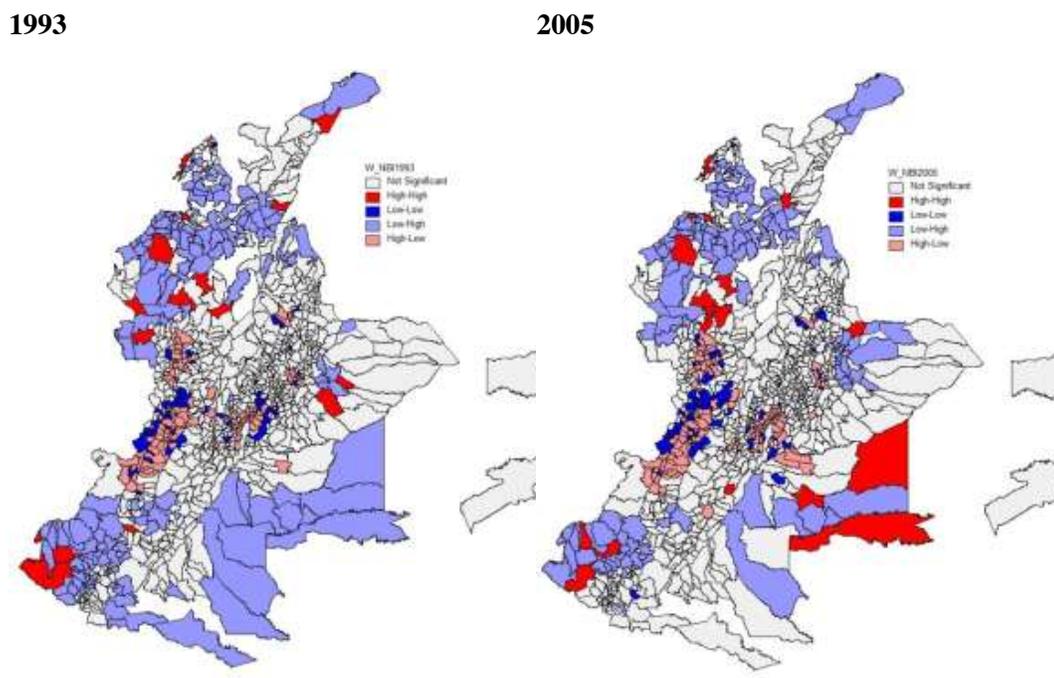
La tabla 17.5 presenta el índice bivariado global de Moran entre el INBI y el recaudo tributario. En particular, este índice relaciona el rezago espacial del INBI con los ingresos tributarios per cápita. El índice es negativo en 1993 y 2005, indicando que la tendencia espacial presente en los datos sugiere precisamente que los municipios con alto recaudo tributario por persona se encuentran rodeados de municipios con baja pobreza.

**Tabla 17.5** Índice bivariado global de Moran: INBI vs ingresos tributarios per cápita

1993	2005
-0.3109	-0.3143
(0.001)	(0.001)

Nota: *p*-valor entre paréntesis. Obtenido tras 999 permutaciones

El índice bivariado local de Moran permite identificar los clusters mostrados en el gráfico 17.6. El índice es significativo (con un 95% de confianza y 999 permutaciones) para 490 municipios en 1993 y 470 en 2005. Esto indica que la relación entre el rezago espacial del INBI y los ingresos tributarios per cápita no sigue un patrón aleatorio en el espacio. La tabla 6 discrimina el número de municipios pertenecientes a cada cluster. Dado que el índice bivariado global de Moran es negativo, los clusters más comunes corresponden a municipios con bajos ingresos tributarios en vecindarios de alta pobreza (Bajo-Alto) y a municipios con altos ingresos tributarios en vecindarios con baja pobreza (Alto-Bajo). Hay un número apreciable de municipios que poseen bajos ingresos tributarios y, sin embargo, poseen bajos niveles de pobreza (91 en 1993 y 87 en 2005, conformando el cluster Bajo-Bajo). El cluster menos difundido corresponde a municipios con altos ingresos tributarios en vecindarios de alta pobreza (Alto-Alto).

**Gráfico 17.6** Rezago espacial del INBI vs ingresos tributarios per cápita**Tabla 17.6** Municipios en clusters significativos

	Bajo-Bajo	Alto-Alto	Bajo-Alto	Alto-Bajo
<b>1993</b>	91	20	214	165
<b>2005</b>	87	27	192	164

Como se observa en el gráfico 18.6, el cluster Bajo-Alto cubre la región Atlántica, Nariño, parte del sur y el oriente de Colombia, coincidiendo en alto grado con la periferia del país identificada a partir del gráfico 3. Por tanto, los altos niveles de pobreza de la periferia colombiana tienen que ver en gran medida con un problema de escasos excedentes económicos, resultado posiblemente de un bajo nivel de actividad económica, como se refleja en un bajo recaudo tributario (por impuesto predial y de industria y comercio).<sup>93</sup>

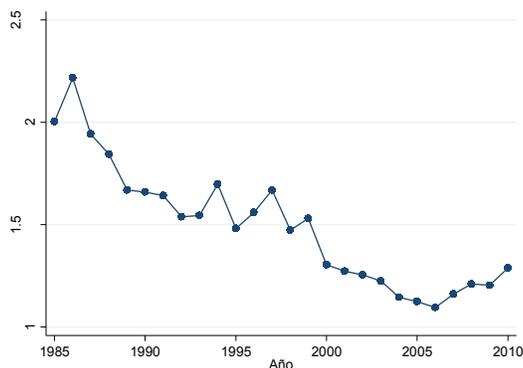
<sup>93</sup> Hay que apuntar que un bajo recaudo tributario no implica necesariamente una baja capacidad de gasto, ya que vía transferencias del gobierno central, los municipios más pobres pueden suplementar sus ingresos. Por esta razón los datos muestran una baja correlación entre recaudo tributario y gasto municipal. De hecho, los datos muestran una correlación negativa entre gasto municipal per cápita e INBI (aunque es bastante débil en años recientes), significando que en promedio los municipios más pobres gastan relativamente más. Esta disociación entre gastos e ingresos tributarios de los municipios significa que estas variables en gran medida responden a fenómenos diferentes, lo cual da cierta confianza a la interpretación de estos últimos como proxy de la riqueza o la actividad económica.

En contraste, los municipios en azul oscuro tienen bajos ingresos tributarios pero están en una vecindad de baja pobreza. Esto es un indicio de una externalidad positiva, que sugiere que dichos municipios se benefician por su proximidad a otros más prósperos.

### 17.3.2. ¿Hay convergencia en Colombia?

En esta sección se hace un ejercicio de convergencia como una manera de analizar si hay indicios para considerar que las disparidades regionales detectadas en Colombia se han reducido en el periodo 1985-2010. La variable de análisis para este ejercicio la constituye los ingresos tributarios per cápita de 949 municipios, tomada de las ejecuciones presupuestales publicadas por el DNP. Esta variable es interpretada como una proxy de la riqueza en cada municipio, ya que los ingresos tributarios provienen del recaudo por impuesto predial e impuesto de industria y comercio, los cuales están correlacionados de alguna manera con el nivel de actividad económica. El gráfico 18.7 muestra que la dispersión relativa de los ingresos tributarios municipales per cápita ha disminuido. En concreto, el cociente entre la desviación estándar y la media de los ingresos tributarios municipales ha disminuido entre 1985 y 2010. Por ejemplo, en 1985 la desviación estándar equivalía a 2.00556 veces la media, mientras en 2010 equivalía a 1.286864 veces la media. Por tanto, de acuerdo a la variable analizada hay indicios de que las brechas entre municipios se están cerrando.

**Gráfico 17.7** Evolución de la dispersión de los ingresos tributarios municipales per cápita



Para testear la hipótesis de convergencia se utiliza el modelo de regresión en la ecuación 17.1 (ver metodología) estimado por mínimos cuadrados ordinarios (OLS). Se obtienen los resultados presentados en la primera fila de la tabla 17.7. La pendiente de la regresión es negativa, lo que significa que, en promedio, los municipios con menores ingresos tributarios en 1985 crecen más rápido, de manera que estos municipios pobres están cerrando su distancia con respecto a los municipios más prósperos (o con mayor recaudo tributario).

Por lo tanto, se verifica la hipótesis de convergencia. La pendiente estimada implica que la velocidad de convergencia es de aproximadamente un 2.6% anual.

**Tabla 17.7.1** Resultados

	<b>OLS</b>	<b>SAR</b>	<b>SEM</b>	<b>SARAR</b>
Intercepto	3.19561 (0.04464)	2.452658 (0.110977)	3.343912 (0.058545)	4.384963 (0.144291)
Pendiente	-0.49181 (0.02002)	-0.433869 (0.022389)	-0.565684 (0.022739)	-0.569497 (0.023322)
Rho ( $\rho$ )		0.2819 (0.03564)		-0.45928 (0.059169)
Lambda ( $\lambda$ )			0.48532 (0.036154)	0.73088 (0.034859)
LogLik	-991.5722	-960.51	-914.07	-890.2602
AIC	1989.1	1929.0	1836.2	1790.5
<i>Nota:</i> desviación estándar entre paréntesis. Los coeficientes reportados son significativos al 1%.				

Sin embargo, el modelo OLS estimado presenta signos de mala especificación, por lo cual hay lugar para dudar de los resultados obtenidos. En primer lugar, hay signos de heteroscedasticidad de acuerdo al test de Breusch y Pagan (ver tabla 17.8). En segundo lugar, hay evidencia de autocorrelación transversal en los residuales. En particular, los residuales del modelo OLS presentan autocorrelación espacial, de acuerdo al test de Moran (ver tabla 17.9). Este hecho no sorprende, dado el apreciable nivel de autocorrelación espacial positiva presente en los datos, como se desprende del análisis en la subsección previa. Lo anterior sugiere la pertinencia de ajustar el modelo de regresión con el fin de tener en cuenta la autocorrelación espacial presente en los datos. Como se mencionó en la metodología, se plantean tres opciones para corregir este problema: estimar un modelo de autorregresivo espacial (SAR), un modelo de error espacial (SEM) o un modelo que combine los anteriores (SARAR). Para decidir entre uno de estas tres especificaciones, se emplean pruebas de hipótesis basadas en el principio del multiplicador de Lagrange sobre los residuales del modelo OLS. Se obtienen los resultados reportados en la tabla 17.10. Los cinco estadísticos de prueba son significativos al 1%, razón por la cual no se reportan sus p-valores.

El test reportado en la primera fila de la tabla 17.10 indaga por la presencia de un término de error autocorrelacionado (modelo SEM), mientras en la segunda fila se indaga sobre la posible presencia de un rezago espacial de la variable dependiente (modelo SAR) y en la tercera por la especificación más general dada por el modelo SARAR. Los tests reportados en las dos últimas filas son versiones robustas de las pruebas en las primeras dos.

**Tabla 17.8** Test Breusch-Pagan de heteroscedaticidad

	<b>Estadístico Prueba</b>	<b>de P-valor</b>
<b>OLS</b>	4.211008	0.0401625
<b>SAR</b>	0.1550791	0.6937281
<b>SEM</b>	0.718591	0.3966065
<b>SARAR</b>	0.4327343	0.5106503

**Tabla 17.9** Índice de Moran sobre los residuales de regresión

	<b>Índice de Moran</b>	<b>P-valor</b>
<b>OLS</b>	0.3010195583	0.001
<b>SAR</b>	0.1072168113	0.001
<b>SEM</b>	-0.0430608795	0.975
<b>SARAR</b>	-0.0316784211	0.922
<b>Nota: p-valores obtenidos tras 999 permutaciones</b>		

**Tabla 17.10** Pruebas de Multiplicador de Lagrange para dependencia espacial

<b>Modelo</b>	<b>Estadístico de prueba</b>
<b>SEM</b>	190.359
<b>SAR</b>	73.301
<b>SARAR</b>	221.159
<b>SEM (test robusto)</b>	147.857
<b>SAR (test robusto)</b>	30.799

El hecho de que los cinco estadísticos sean significativos dificulta la elección del modelo. No obstante, el estadístico de prueba es bastante más grande para el caso del modelo de SARAR. La tabla 17.7 reporta los resultados de la estimación de los modelos SAR, SEM y SARAR. Los errores estándar de los coeficientes de regresión estimados son pequeños, indicando la significancia individual de los mismos. En las dos últimas filas se reporta la log-verosimilitud de cada uno de los modelos estimados y el criterio de información de Akaike (AIC).

El modelo con la mayor log-verosimilitud y el menor coeficiente AIC es el modelo SARAR, indicando que en efecto esta es la especificación más pertinente. Es notable que en los cuatro modelos estimados la pendiente obtenida tenga signo negativo, lo cual soporta la hipótesis de convergencia.

En el presente caso, modelar de manera explícita la dependencia espacial presente en los datos permite corregir los problemas de heteroscedasticidad que presenta el modelo OLS. En este sentido la tabla 8 muestra que, de acuerdo al test de Breusch-Pagan, los modelos SAR, SEM y SARAR no presentan problemas de heteroscedasticidad (el estadístico de prueba es bastante pequeño). Sin embargo, el modelo SAR no elimina la autocorrelación residual. La tabla 9 muestra el test de Moran sobre los residuales de los cuatro modelos estimados. De acuerdo a este test, los modelos OLS y SAR presentan autocorrelación espacial positiva en los residuales de regresión. Por el contrario, los modelo SEM y SARAR no presenta autocorrelación espacial significativa (el estadístico de prueba es pequeño, indicando que el índice de Moran en este caso no es estadísticamente diferente de cero).

La tabla 17.11 muestra la velocidad de convergencia implicada por cada uno de los modelos. De acuerdo a la pendiente del modelo SEM, al tener en cuenta la estructura de dependencia en los residuales, es posible calcular que la velocidad de convergencia aumenta y equivale a un 3.21% anual. En el caso del modelo SARAR la velocidad de convergencia es un poco mayor, y asciende a un 3.7% anual. Por tanto, de acuerdo a los resultados obtenidos las brechas entre municipios, aunque persistentes, han disminuido entre 1985 y 2010. A pesar de que este resultado sorprende un poco en vista de las claras disparidades identificadas en el análisis previo, también hay que señalar, por ejemplo, que los cluster de alta pobreza (Alto-Alto en la tabla 17.2) han cedido un poco. Igualmente, los vecindarios de municipios con bajos ingresos tributarios han perdido participación entre 1985 y 2010 con respecto los vecindarios de altos ingresos tributarios (clusters Bajo-Bajo y Alto-Alto, respectivamente, de la tabla 17.4). Por tanto, aparentemente es posible afirmar que los municipios más pobres se están acercando a su ingreso de estado estacionario a una velocidad superior que los municipios más ricos.

**Tabla 17.11** Velocidad de Convergencia

	OLS	SAR	SEM	SARAR
Velocidad de Convergencia (%)	2.7	2.3	3.3	3.7
Media Vida	26	30	21	19

Sin embargo, cabe matizar los resultados obtenidos notando lo siguiente: teniendo en cuenta que el parámetro  $\lambda$  es positivo (modelos SEM y SARAR), se puede afirmar que existen externalidades positivas asociadas a la cercanía con otros municipios de rápido crecimiento.

En otras palabras, en presencia de un shock positivo en una determinada ubicación, no solo crecerá más rápido el municipio que recibe este shock, sino también las poblaciones cercanas a él. Por tanto, que la velocidad de convergencia estimada por los modelos SEM o SARAR sea más alta no necesariamente significa que las brechas entre regiones se están cerrando más deprisa. Además, el parámetro  $\lambda$  es mayor en el modelo SARAR. Por tanto, de acuerdo a este modelo el impacto de tales externalidades es más fuerte.

#### 17.4 Conclusiones

A partir del análisis precedente, particularmente del ejercicio AEDE sobre las variables INBI (índice de necesidades básicas insatisfechas) e ingresos tributarios municipales per cápita, es claro que el territorio colombiano está segmentado en dos tipos de clusters: uno de municipios con alta pobreza y bajo recaudo tributario, y otro de municipios con bajos niveles de pobreza y altos ingresos tributarios. Asimismo, se nota un efecto difusión en lo que atañe al cluster de baja pobreza, que involucra especialmente a poblaciones cercanas a las áreas metropolitanas de Bogotá y Medellín. Al cruzar las dos variables consideradas (ingresos tributarios per cápita e INBI) es aparente que en el interior del país hay un conjunto de municipios, que a pesar de exhibir un bajo recaudo tributario, (comparar gráficos 17.3 y 17.6) tienen bajos niveles de pobreza, precisamente por estar ubicados en medio de un vecindario de municipios con bajo INBI.

Además, es claro que el cluster de baja pobreza es explicado por la ventaja que concede una localización al interior del triángulo que forman las tres principales áreas metropolitanas, las cuales constituyen los principales clústeres de riqueza en Colombia (ver gráfico 17.5).

Es claro que tales poblaciones se benefician de los flujos comerciales que se generan en los tres principales centros urbanos, proceso que es facilitado por la alta densidad vial que existe en la región andina.

Por tanto, los anteriores hechos constituyen piezas de evidencia que apuntan a la existencia de externalidades relacionadas con la localización y la proximidad (a las principales áreas urbanas).

Los modelos de convergencia estimados (particularmente las especificaciones SEM y SARAR) permiten como un subproducto confirmar la presencia de tales externalidades. En particular, el parámetro asociado con el término de error ( $\lambda$ ) arroja un signo positivo. Esto significa que en presencia de un shock positivo en una determinada población, hay un efecto derramamiento que implica que no solo crecerá más rápido el municipio que recibe ese shock, sino también las poblaciones cercanas a él (el razonamiento inverso aplica en el caso de un shock negativo).

El ejercicio econométrico, de manera un tanto sorprendente, confirma la existencia de convergencia (en materia de ingresos tributarios), es decir, los municipios con ingresos más bajos en promedio crecen más rápido que aquellos de ingresos altos. Por ejemplo, el modelo SARAR implica una velocidad de convergencia del 3.7% anual.

Suponiendo que los 947 municipios considerados comparten un ingreso de largo plazo común, esta velocidad implicaría que en aproximadamente poco más de 20 años un municipio podría borrar la mitad de la brecha que lo separa de ese ingreso de largo plazo.

Sin embargo, la existencia de externalidades (captadas por el parámetro  $\lambda$ ) significa que este proceso de convergencia puede ser dilatado, debido a que cualquier evento favorable que afecte un determinado municipio tiene su mayor impacto sobre los más cercanos a él.

Teniendo en cuenta que una parte muy importante de la dinámica económica en Colombia es jalonada por las principales ciudades (particularmente Bogotá, Cali y Medellín), esto significa que las poblaciones cercanas a ellas tienen más oportunidad de beneficiarse de los periodos ascendentes del ciclo económico. Por tanto, aunque ha habido un cerramiento de las brechas entre municipios, este no ha sido suficientemente rápido para eliminarlas.

De hecho, estas diferencias son persistentes. Por ejemplo, se evidencia la persistencia de los clusters de alta pobreza en la región Atlántica, Chocó y Nariño.

## 17.5 Referencias

Acevedo, Ingrid y Velásquez, Ermilson (2008). "Algunos conceptos de la econometría espacial y el análisis exploratorio de datos espaciales," *Ecos de Economía*, No. 27, pp. 9-34.

Anselin, L. (1996) "The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association", en *Spatial Analytical Perspectives on GIS*, Taylor & Francis, Londres, 111-125.

Anselin, L. (1995) "Local indicators of spatial association – LISA". *Geographical Analysis*, 27, 93–115.

Barro, R. J. (1989) "A cross-country study of growth, saving and government", NBER Working Paper, No. 2855, Cambridge, Massachusetts.

Barro, R. J. and Sala-i-Martin, X (1995): *Economic growth*. New York, McGraw-Hill.

Barro, R. J. y Sala-i-Martin, X. (1992a) "Convergence", *The Journal of Political Economy*, Vol. 100, No.2, pp. 223-251.

Barro, R. J. y Sala-i-Martin, X. (1992b) "Regional growth and migration: a Japan-US comparison", NBER Working Paper, No. 4038, Cambridge, Massachusetts.

Barro, R. J. y Sala-i-Martin, X. (1991) "Convergence Across States and Regions; Comments and Discussion", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, pp. 107-158.

Barón, J. D. (2004), "¿Qué sucedió con las disparidades económicas regionales en Colombia entre 1980 y el 2000?", en A. Meisel (editor), *Macroeconomía y regiones en Colombia*, Banco de la República, Cartagena.

Birchenall, J., & G. Murcia (1996), "Convergencia Regional: Una Revisión del Caso Colombiano", *Desarrollo y Sociedad*, Vol. 40, 273 – 308.

Bivand, Roger; Pebesma, Edzer y Gómez-Rubio, Vrigilio (2008). *Applied spatial data analysis with R*, Springer, New York.

Bonet, J. & A. Meisel (1999), "La convergencia regional en Colombia: una visión de largo plazo, 1926 – 1995", *Coyuntura Económica*, Vol. 29, No. 1, 69 – 106.

Branisa, B & Cardozo, A. (2009), "Revisiting the Regional Growth Convergence Debate in Colombia Using Income Indicators," *Ibero America Institute for Economic Research (IAI) Discussion Papers 194*, Ibero-America Institute for Economic Research.

Cárdenas, M & Pontón, A. (1995), "Growth and convergence in Colombia: 1950–1990", *Journal of Development Economics*, Vol. 47, No. 1, 5-37.

Cárdenas, Mauricio (1994) "Crecimiento y convergencia en Colombia 1950-1990," en *Estabilización y crecimiento: Nuevas lecturas de macroeconomía colombiana*, TM Editores-Fedesarrollo, Roberto Steiner, Compilador.

Cárdenas, Mauricio (1993) "Crecimiento y convergencia en Colombia: 1950-1990", *Planeación y desarrollo*, Vol. 24, edición especial, pp. 53-81.

Galvis, A. y Meisel, A. (2010). "Persistencia de las desigualdad regionales en Colombia: un análisis espacial," *Documentos de trabajo sobre economía regional*, Banco de la República de Colombia, No. 120.

Galvis, L. & Meisel, A. (2000), "El crecimiento económico de la ciudades colombianas y sus determinantes, 1973-1998," *Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional*, Banco de La República de Colombia.

Gómez, C. (2006), “Convergencia Regional en Colombia: un enfoque en los Agregados Monetarios y en el Sector Exportador”, Documentos de Trabajo Sobre Economía Regional, Banco de La República de Colombia.

Goodchild, M. (1986), *Spatial Autocorrelation*, Geo Books, Norwich.

LeSage, J. y Pace, K. (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*. Taylor & Francis Group, Boca Ratón, Florida.

Pérez, G. J. (2005), “La dimensión espacial de la pobreza,” *Ensayos sobre política económica*, Banco de la República, No. 48, pp. 234-293.

Royuela, V. y García, A. (2010), “Economic and social convergence in Colombia,” Working Paper, Universitat de Barcelona.

### **17.6 Anexo. Descripción de la matriz de pesos espaciales**

Para el presente trabajo se consideraron tres tipos de criterios de vecindad para construir la matriz de pesos espaciales finalmente utilizada en el análisis para el cálculo de los índices de Moran y los modelos de regresión espacial. Para empezar se consideró una matriz de vecindades tipo Queen de primer orden, la cual consideraba vecinos a aquellos municipios que compartían frontera. Debido a la pervasiva falta de datos en 1985 fue necesario restringir la muestra de municipios considerados, lo que produjo el efecto de que la capital de Arauca quedara aparentemente aislada del resto del país.

Esta situación se corrigió asignando como vecinos a los tres municipios más cercanos a esta población.

En promedio, de acuerdo a la matriz de vecindades resultante, cada municipio poseía en promedio 5.47 vecinos. El municipio más conectado poseía 18 vecinos, mientras había 8 poblaciones con solo un vecino.

Sin embargo, la gran cantidad de observaciones sin datos puede generar posibles problemas en la construcción de una matriz de vecindades tipo Queen, debido a que se generan lagunas sin información en el mapa. Por tanto, se consideran otros dos criterios de vecindad: uno basado en la distancia y otro basado en un criterio gráfico.

En ambos casos se toma como referencia los centroides de los polígonos que describen las áreas municipales.

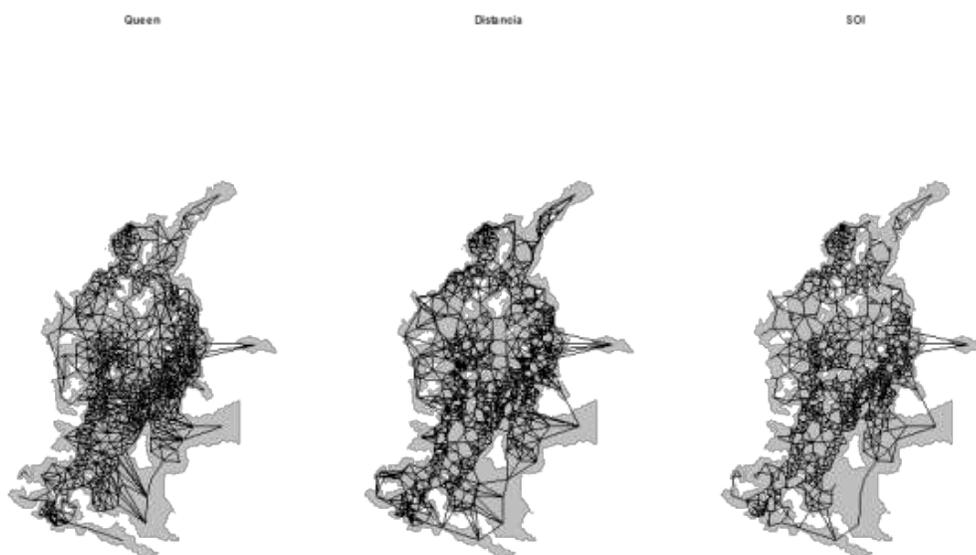
De acuerdo al criterio de vecindad basado en la distancia se construyó una matriz de vecindades que consideraba como vecinos a las cinco (5) poblaciones más cercanas (ver Bivand et ál., 2008, p. 246), teniendo en cuenta que de acuerdo a los otros dos criterios de vecindad utilizados cada municipio tenía aproximadamente 5 vecinos.

El segundo caso construyó una matriz de vecindades a partir de un gráfico de esferas de influencia (en inglés SOI, ver Bivand et ál., 2008, pp. 244-246).

Este criterio procede a través de un algoritmo que traza un círculo alrededor del centroide municipal, cuyo radio está dado por la distancia al municipio más cercano. Finalmente, son considerados vecinos aquellos municipios para los cuales estos círculos se intersectan.

De acuerdo a este criterio de vecindad cada municipio posee en promedio 4.75 vecinos. El municipio más conectado posee 9 vínculos, mientras hay seis poblaciones con solo un vecino.

**Gráfico 17.8** Criterios de vecindad



El gráfico 18.8 ilustra los tres criterios de vecindad descritos. Cada línea en el gráfico representa un vínculo.

En todos los casos, la matriz de vecindades resultante es una matriz binaria que toma el valor de uno (1) si dos municipios se consideran vecinos de acuerdo al criterio utilizado, o cero (0) en otro caso.

Luego, por conveniencia y facilitar la interpretación del índice de Moran y del rezago espacial de una variable, se estandariza por filas esta matriz de vecindades. Por tanto, si un municipio tiene cinco vecinos, a cada vecino se le asigna un peso de un quinto ( $1/5$ ).

Esto permite que un rezago espacial pueda ser interpretado como el promedio ponderado de la variable en cuestión para las observaciones cercanas.

Para calcular el índice global y local de Moran para el INBI se utiliza una matriz tipo Queen, debido a la baja cantidad de datos perdidos para esta variable, lo cual hace que no surjan los problemas de lagunas o islas en el mapa.

Para el resto del análisis, incluidos los resultados expuestos en el ejercicio de convergencia, se utiliza la matriz de pesos espaciales que resulta de aplicar el criterio gráfico de esferas de influencia, el cual es un criterio flexible de vecindad que soluciona el problema del tratamiento de las islas y las lagunas en el mapa.