

PERSISTENCE OF THE RESIDENTIAL SEGREGATION AND COMPOSITION OF THE HUMAN CAPITAL FOR NEIGHBORHOODS IN THE CITY OF CALI*

HARVY VIVAS PACHECO**

This paper analyzes the link between residential segregation and human capital composition in neighborhoods of Cali (Colombia). The empiric strategy starts with the calculation of local and global indexes using census data for neighborhoods by 1993 and 2005. The evidence suggest the existence of spatial clusters: highly skilled persons locate in longitudinal central zone, while the black community with low educational level locates in the suburbs of the city. The paper shows a number of interesting results: identify hot and cold spots or very homogeneous areas of the city, describes the changes in residential segregation in Cali over time and, finally, the paper contrasts the hypothesis of persistence in the segregation through spatial econometrics models. Results show that there is a great deal of spatial persistence in segregation.

Key Words: Residential Segregation, Local and Global Measures of Segregation, Spatial Clustering of Population, Spatial Econometrics.

JEL classification: R0, R23, J15

* I'm thankful for the support of the Vice-rector of research from the Universidad del Valle within de internal call for the forming of the Bank of projects for research, 2010-I. Special thanks to Angélica Valencia Serna for the review and comments of the preliminary versions of this article. Also to the anonymous referees designated by the Editorial Committee.

** Doctor in Economics of the Universitat Autònoma (Barcelona, Spain) with the support of the programme Alþan (European Union Programme of High Level Scholarships for Latin America, IN Alþan: E03D25353CO). Director of the Regional Environmental Economy Group (GERA), recognized and measured by Colciencias. Professor of the Faculty Social Sciences and from the Universidad del Valle, Cali, Colombia.

E mail: harvy.vivas@correounivalle.edu.co

Document received:
June 28, 2012

Final version accepted:
January 31, 2013

PERSISTENCIA DE LA SEGREGACIÓN RESIDENCIAL Y COMPOSICIÓN DEL CAPITAL HUMANO POR BARRIOS EN LA CIUDAD DE CALI*

HARVY VIVAS PACHECO**

* Agradezco a la Vicerrectoría de Investigaciones de la Universidad del Valle por su apoyo en la convocatoria 2010-I. Especial agradecimiento a Angélica Valencia Serna por la revisión y comentarios a las versiones preliminares del artículo, así mismo a los evaluadores anónimos designados por el Comité Editorial de la revista por sus valiosos comentarios y sugerencias.

** Doctor en Economía por la Universitat Autònoma de Barcelona con el apoyo del programa Alβan (European Union Programme of High Level Scholarships for Latin America, IN Alβan: E03D25353CO). Coordinador del Grupo de Economía Regional y Ambiental, GERA, reconocido y medido por Colciencias. Profesor del Departamento de Economía, Universidad del Valle, Cali.

Correo electrónico:
harvy.vivas@correounivalle.edu.co

Documento recibido:
Junio 28, 2012

Versión final aceptada:
Enero 31, 2012

Este artículo analiza la relación entre la segregación residencial y la composición del capital humano en el interior de los barrios de la ciudad de Cali (Colombia). La estrategia empírica inicia con el cálculo de los índices locales y globales de segregación para los barrios usando los censos de 1993 y 2005. La evidencia sugiere la existencia de dos *clusters*: las personas con elevada educación se localizan en el eje longitudinal central de la ciudad, mientras que la población afrocolombiana se localiza en la periferia de la ciudad. El trabajo identifica las zonas homogéneas con alta correlación espacial, describe los cambios en la segregación residencial en Cali entre 1993 y 2005 y, finalmente, contrasta la hipótesis de persistencia de la segregación mediante modelos de regresión espacial. Los resultados muestran que la segregación persiste en la ciudad.

Palabras clave: segregación residencial, medidas locales y globales de segregación, *clusters* espaciales, econometría espacial.

Clasificación JEL: R0, R23, J15

I. INTRODUCCIÓN

Este artículo contribuye al estudio de la segregación residencial en Colombia, tomando a la ciudad de Cali como caso de aplicación. La estrategia empírica, en primer lugar, calcula índices de segregación sintéticos y multigrupales usados con frecuencia en los trabajos empíricos. Además, propone, construye y calcula métricas del capital humano con información censal para los años 1993 y 2005 en cada uno de los sectores urbanos de la ciudad. En segundo lugar, el trabajo presenta la estimación de índices locales de segregación e introduce técnicas estadísticas y econométricas para el tratamiento de datos espaciales por barrio. En tercer lugar, estos resultados se someten a los protocolos del análisis exploratorio espacial y luego se formulan y estiman algunas especificaciones de regresión espacial que intentan contrastar la hipótesis de persistencia en los patrones de segregación residencial intercensal en la ciudad. Los hallazgos del estudio son relevantes para el diseño de estrategias de inclusión y aportan evidencia empírica que puede ser de utilidad para la consolidación de los procesos de intervención en el interior de las áreas urbanas deprimidas.

La persistencia de los patrones de segregación socioeconómica y la configuración de *clusters* residenciales de grupos con autorreconocimiento de raza e inmigrantes es, quizá, uno de los rasgos más sobresalientes de las ciudades de América Latina. Persistencia que en muchos casos se encuentra estrechamente ligada a los procesos de exclusión social de los grupos minoritarios o según color de piel, localizados en las zonas marginales y con pocas posibilidades de inserción a los mercados formales de trabajo.

La literatura que respalda esta aseveración es amplia y variada y cuenta con un acervo importante de hechos estilizados, trabajos teóricos y empíricos que intentan dar cuenta de la magnitud, las causas y las consecuencias de la segregación espacial en el interior de las ciudades. De acuerdo con las investigaciones contenidas en la obra compilatoria de Roberts y Wilson (2009), que están centradas en los problemas de segregación urbana en las Américas, la perpetuación de estas pautas de diferenciación espacial coadyuva a la profundización de las desigualdades en la provisión de bienes colectivos y, en efecto, restringe las capacidades y los logros potenciales de los grupos sociales con mayor grado de vulnerabilidad. En esta misma línea, los trabajos de Bowles, Durlauf y Hoff (2006) sustentan que la desigualdad espacial se encuentra ligada a la existencia de trampas de pobreza (*poverty traps*). En ellas la acumulación del capital humano, la calidad y la transparencia de las instituciones del orden nacional y local, así como las interacciones sociales entre diversos grupos, juegan un rol preponderante que se expresa de diversas maneras a través de los modelos de segregación prevalecientes en el interior de las áreas urbanas.

En el caso de América Latina se destaca el trabajo de Kaztman y Retamoso (2006) que llama la atención sobre las diversas fuentes que pueden impulsar la profundización de la segregación residencial y la composición social de los barrios. Los procesos migratorios entre el campo y la ciudad y los desplazamientos por diversos motivos aparecen entre las principales fuentes; además de la movilidad social ascendente o descendente. En muchos casos y de manera independiente de los factores predominantes, la segregación socioespacial se asocia a la existencia de asentamientos informales en donde operan lógicas complejas de ocupación del suelo.

Sin embargo, en ámbitos más cercanos la literatura y las piezas de evidencia sustentadas en trabajos empíricos detallados no son abundantes y, aunque se observa que efectivamente en los principales municipios del país predomina la segregación residencial, no se identifican muchos ejercicios que contrasten la hipótesis de persistencia de esta segregación. Para la ciudad de Cali los trabajos disponibles son escasos y entre los que cabe destacar se identifican los aportes de Barbary (2004) y Vivas (2011) como antecedentes empíricos. En particular, en los trabajos de persistencia sobresale la investigación de Galvis y Meisel (2010) que, aunque no se encamina al estudio de la segregación, ausculta desigualdades regionales con métodos espaciales para el análisis de la pobreza. También se destacan los interesantes trabajos de Aliaga y Álvarez (2010) sobre la segregación residencial en Bogotá, así como el de Celis (2010) sobre segregación de la pobreza en Manizales con métodos de econometría espacial. Por otro lado, Díaz *et al.* (2007) realizan un amplio estudio en

el que proponen un índice de condiciones socioeconómicas por localidad, estrato y dominio. El trabajo de Medina *et al.* (2008) incorpora métodos espaciales con datos para Bogotá y Medellín en niveles más desagregados (sectores censales) e incluye un amplio espectro de indicadores de calidad de vida. De esta forma, la evidencia aportada por estos autores corrobora que, efectivamente, Bogotá y Medellín presentan elevada segregación según niveles educativos, cobertura de los servicios públicos y la fecundidad adolescente.

Ahora bien, el estudio aquí desarrollado intenta aportar al acervo de literatura disponible en Colombia sobre segregación residencial. De manera particular, los esfuerzos se encaminan a la cuantificación de la segregación residencial en Cali desde perspectivas globales y locales, a la vez que contrasta la hipótesis de su persistencia entre los dos últimos censos. La estructura del artículo es la siguiente: la sección II presenta la literatura relacionada; la III, las fuentes estadísticas, la cobertura espacial del estudio y algunas consideraciones sobre la estructura intraurbana de Cali. La sección IV presenta los cálculos de los índices globales y locales de segregación; la sección V expone los resultados del análisis exploratorio y confirmatorio de la hipótesis central del estudio. Finalmente, se presentan las principales conclusiones.

II. LITERATURA RELACIONADA

Edward Glaeser (2011) señala en su reciente obra que la ciudad es, quizá, una de las más grandes invenciones de la humanidad. Esto se debe a que allí proliferan las oportunidades de acceso a los servicios de salud, educación y empleo, a la vez que atrae y concentra el talento y facilita la movilidad económica y social. De esta forma, la ciudad de hoy en día constituye uno de los motores más poderosos para la innovación y el progreso económico y social, ofrece una amplia gama de amenidades y posibilita la irrigación de externalidades positivas que aportan al bienestar social, de allí el sugestivo título de su obra *Triumph of the City*.

No obstante, sin menoscabo alguno de la afirmación del profesor Glaeser, muchas de las ciudades contemporáneas –que concentran un importante volumen de población– llevan consigo la paradoja de ser, además, lugares segregados, hostiles, sucios, inseguros y con fuertes externalidades ambientales. En el interior de las ciudades más grandes los grupos sociales se organizan en *clusters* que comparten rasgos comunes y en los que proliferan el *sorting* socioeconómico y el aislamiento social. Algunas de estas agrupaciones son virtuosas en la dotación de activos, habilidades y

equipamiento básico; otras, por el contrario, se encuentran en estados carenciales o en condiciones de privación relativa o sumidas en trampas de pobreza.

Así mismo, a pesar de los progresos en los sistemas y en las tecnologías de transporte en el interior de las áreas metropolitanas –progresos que disminuyen o eliminan las distancias y las barreras físicas para la conexión–, la evidencia empírica parece corroborar que la distancia social y económica de los grupos de mayor vulnerabilidad, frente a los que gozan de mejores oportunidades, puede haber aumentado o, en su defecto, aún persisten estados de aislamiento social, que en un proceso de retroalimentación constante acumulan desventajas y aumentan las brechas entre los diversos grupos. En el caso de los Estados Unidos, se encuentran evidencia sobre la perpetuación de los guetos en algunas ciudades. En esferas más cercanas Smolka y Mullahy, en su obra compilatoria de 2007 sobre políticas del suelo en América Latina, incluyen trabajos de diversos autores que discuten sobre la fragmentación de los espacios sociales y económicos de las ciudades latinoamericanas en las que la pobreza tiende a desplazarse hacia la periferia y a las zonas periurbanas. Esta fragmentación, en algunos casos, resulta de las políticas públicas que fomentan la segregación espacial y, en otros, proviene de la ausencia de programas gubernamentales que propendan una mayor integración de la fuerza laboral a los mercados formales de trabajo o por políticas del suelo incluyentes que faciliten el acceso a los mercados formales de vivienda.

La literatura, sin embargo, no es unívoca en la evaluación de las causas y de las consecuencias que se desprenden de la segregación residencial. Mientras que la aproximación económica pone de relieve la estructura de preferencias y las elecciones individuales en la explicación de los conglomerados intraurbanos, las aproximaciones sociológicas, en cambio, enfatizan en la interacción entre individuos y grupos sociales.

Los enfoques económicos más ortodoxos sobre la segregación hacen hincapié en el balance entre el costo y el beneficio que se desprende de decisiones racionales (Tiebout, 1956) y que pueden llevar a la conformación de multicomunidades (Fernández, 2000; Fernández y Rogerson, 1997, 1998). No obstante, la literatura también distingue una variedad de matices que van desde los trabajos de Alonso (1960, 1964) y Wingo (1961a, 1961b) con su teoría “*bid rent*”, que modela la segregación espacial a través de la revelación de preferencias de los agentes económicos por el espacio residencial en las funciones renta-distancia, hasta enfoques que incluyen la presencia de efectos de vecindad, externalidades y efectos de *spillover* en el interior de las áreas urbanas (Benabou, 1996a, 1996b; Akerlof, 1997; Borjas, 1995, 1998).

Para Akerlof (1997), las teorías de la interacción social explican las decisiones individuales inmersas en una trama compleja de relaciones. En éstas, el enfoque del individualismo metodológico, predominante en las corrientes principales de la economía, resulta incompleto y hace necesaria la incorporación de las externalidades derivadas con las implicaciones sociales de tales elecciones: las aspiraciones educativas, las actitudes y prácticas hacia la discriminación racial y las decisiones de cometer actos delictivos, entre otras, son ejemplos de que no se trata de elecciones individuales puras.

En otra línea, trabajos como el de Zenou (2009) plantean que, a pesar de la identificación de la segregación urbana, aún subyacen vacíos en la explicación de los diferenciales de algunas variables sociodemográficas; como es el caso de las tasas de desempleo entre grupos sociales y en el interior de los sectores urbanos (barrios), secciones censales y manzanas. Cutler, Glaeser y Vigdor (2007) llaman la atención en sus hallazgos para las ciudades estadounidenses, sobre los impactos de los guetos en los logros de los individuos. Afirman que los efectos no son unívocos y que se distribuyen de acuerdo con los perfiles educativos de los grupos y la baja calidad de los bienes públicos locales. Para Borjas (1995), la persistencia de la segregación afecta los procesos de acumulación del capital humano de acuerdo con el vector de atributos de los grupos y genera impactos de autorreforzamiento por la vía de la transmisión intergeneracional de capacidades. Sin embargo, tal y como lo señalaran Cutler, Glaeser y Vigdor (2008), la segregación no es buena o mala, sino que depende de las características de los grupos segregados y de las consecuencias; mientras que para los grupos de educación alta la segregación puede resultar benéfica, para los grupos vulnerables y en condiciones de pobreza redundante, la segregación puede implicar aislamiento social y bajos ingresos futuros y presentes.

Ahora bien, en otra línea los artículos compilatorios en la obra de Bowles, Durlauf y Hoff (2006), sugieren que la desigualdad espacial está conexas a la existencia de trampas de pobreza en el interior de las áreas urbanas y que es necesario que los grupos en desventaja logren superar umbrales críticos para poder romper con la inercia de su vulnerabilidad.

Los enfoques más próximos a la Sociología también son amplios, van desde las perspectivas puramente espaciales, centradas en la distancia física y en los mecanismos de separación de los grupos sociales, hasta los enfoques de interacción social en los que las distancias sociales y económicas entre los grupos aparecen como las variables clave. Predomina, sobre todo en estos últimos enfoques, una noción de

segregación que alude a la distancia social entre miembros de diferentes grupos, distancia que puede verse en la dotación y en la calidad de las instituciones sociales, las escuelas y centros de atención médica, en las organizaciones, los perfiles ocupacionales, las redes sociales y otros aspectos de la vida social y económica de los individuos. En tal sentido, más allá de la distancia física, la segregación se refiere a la baja probabilidad de interacción que aparece entre los miembros de un grupo social y otro, la cual se desprende de las distancias prevalecientes en sus atributos (escolaridad, empleo, origen y color de piel, entre otros).

En el mismo campo sociológico Séguin (2006) plantea que la segregación surge de la restricción en el acceso a los recursos y a los equipamientos colectivos en algunas unidades espaciales. En esta misma línea, la autora, siguiendo a Grafmeyer, aseveraba que la segregación aparece como un proceso que distingue, en primer lugar, la intencionalidad de las desigualdades económicas que, efectivamente, afrontan los grupos sociales y que los ubica en condiciones de ventaja o desventaja (la separación entre pobres y ricos o entre baja y alta escolaridad, etc.). En segundo lugar, la segregación aparece como un proceso colectivo de percepción consciente o inconsciente de diferenciación que lleva a la elección de localizaciones aisladas. En tercer lugar, la segregación emerge del proceso intencional y organizado de actores sociales con objetivos explícitos en los que el mismo gobierno juega un papel preponderante a través de las políticas de vivienda, captación de plusvalías e impuestos. Castells (1972), en una de estas líneas, planteaba que la segregación residencial se constituye como condición y proceso alrededor de la homogeneidad interna de los grupos, que a su vez convive con una drástica diferenciación y disparidad social intergrupala que perpetúa, en la dinámica social, la distribución desigual de oportunidades y beneficios en el espacio social, económico y geográfico.

Tal y como se anotó en este breve recorrido, los enfoques son amplios y variados en el análisis de las causas y consecuencias de la segregación. Sin embargo, también existe una vasta literatura que se ocupa en estricto de los problemas asociados a la medición de la segregación residencial. Entre las referencias obligadas sobresalen los planteamientos de Massey y Denton (1988) que clasifican las diversas medidas de la segregación residencial en índices de exposición, concentración, igualdad, agregación y centralización. Mientras que los primeros miden la probabilidad de interacción o aislamiento entre grupos, los de concentración aluden al espacio ocupado por los grupos minoritarios o mayoritarios. Los índices de igualdad o desigualdad miden la distribución de los diversos grupos de acuerdo con las unidades censales utilizadas, de tal manera que la segregación se hace crítica cuando no se identifica la

existencia de áreas comunes de residencia. Los índices de agregación espacial cuantifican la proximidad o agrupamiento a partir de una determinada métrica (un caso extremo de este tipo es la conformación de guetos en el interior de las áreas urbanas); las medidas de centralización se refieren a la localización de los grupos en las áreas nucleares de las ciudades.

La viabilidad de procesamientos georeferenciados de hoy en día han abierto la posibilidad de aplicaciones con sistemas de información geográfica (SIG), tal y como se aprecia en los trabajos de Wong y Chong (1998) y los aportes de Apparicio (2000, 2006) con sus desarrollos y aplicaciones en el *segregation analyzer*. Todos estos avances han facilitado la visualización de medidas locales de segregación residencial, tal y como este artículo lo presenta en apartados posteriores.

III. DATOS

Los datos de este estudio provienen de los censos de población y vivienda 1993 y 2005 aplicados por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística – DANE (Colombia)–. Algunas pruebas de consistencia y control se apoyan en los microdatos de las muestras censales proporcionadas por el IPUMS (*Integrated Public Use Microdata Series, Minnesota University*) y la base estadística disponible en Redatam por barrios y comunas, así como la información procesada en Cali en cifras (2008, 2009 y 2010)¹.

La cobertura espacial del estudio considera la zona urbana de la ciudad de Cali, donde se excluyen los corregimientos y, en el interior del perímetro urbano, las unidades institucionales y recreativas. De acuerdo con la normativa urbana de Cali, el total de polígonos barriales se distribuye en 5 piezas urbanas definidas en el Plan de Ordenamiento Territorial (POT), 13 zonas de tratamiento y 8 áreas de actividad para efectos de actuación e intervención social, económica y urbanística. El fondo de georeferenciación en *shape files* corresponde a la malla urbana de Cali de la oficina de planeación municipal con un total de 338 sectores urbanos (barrios), de los cuales

¹ Aunque lo ideal sería contrastar los cálculos de los índices y las estimaciones en niveles más desagregados como las secciones, manzanas o segmentos censales, la información disponible y los polígonos de georeferenciación solamente se pudieron obtener a nivel de barrio. Por tales razones este estudio utiliza como unidad de análisis el barrio y no fue posible contrastar la sensibilidad a la escala cuando los índices de segregación se calculan en unidades más pequeñas como las secciones, las manzanas o los segmentos censales.

se descartaron 10 zonas institucionales (Base Aérea, zonas y complejos deportivos y la ciudad universitaria, entre otras) para el cálculo de los índices y la estimación de los modelos econométricos. Asimismo se excluyeron 12 barrios de la Comuna 21 de las estimaciones finales debido a que en el año 1993 no existían. Los modelos de regresión espacial y el cálculo de los índices de segregación se realizan con un total de 315 barrios, razón por la cual las matrices de pesos utilizadas en los ejercicios de econometría espacial solamente consideran este número de polígonos. Así, este tratamiento de los datos permite operar sin la presencia de valores *missing*, los cuales generan enormes distorsiones en los procedimientos estadísticos y en las estimaciones econométricas.

IV. SEGREGACIÓN GLOBAL Y LOCAL

Esta sección presenta algunos hechos estilizados sobre la magnitud de la segregación residencial en la ciudad de Cali. En primer lugar, se calculan un conjunto de índices globales a partir de los datos de población por autorreconocimiento de raza en los 315 barrios considerados. En segundo lugar, se introducen dos medidas de segregación local: el índice de entropía para cada una de las unidades espaciales, así como los coeficientes de concentración por barrios y grupos con autorreconocimiento de raza. Finalmente, en esta misma sección se presentan los resultados de una métrica del capital humano calculada para los años 1993 y 2005 que permite realizar algunos contrastes globales y locales de Moran.

La variable raza y su distribución espacial por barrios, que en este estudio juega un papel importante, utiliza el criterio de identificación por autorreconocimiento introducido por el DANE en el censo de 2005. La clasificación relevante para la ciudad de Cali en este estudio se centra, fundamentalmente, en la población afrocolombiana.

Las cifras del DANE reportan que del total poblacional del país en 2005, el 3,4% corresponde a indígenas, el 10,4% a población afrocolombiana y el 85,9% integra a los Rom (comunidad gitana) y a los que declararon no pertenecer a grupo alguno y que en algunos estudios los denominan equivocadamente como no étnicos. El departamento del Valle del Cauca concentraba el 25,3% de afrocolombianos del total nacional (4'311.757); es decir, 1'092.169 personas. En la ciudad de Cali se localizaba el 49,7% del total departamental, alcanzando la cifra de 542.936 afrocolombianas en ese año. Del total poblacional en Cali, el 26,2% corresponde a población afrocolombiana, que equivale al 12,6% del total nacional de esta población, de tal manera que en valores

absolutos la ciudad ocupa el primer lugar en la jerarquía de población afrocolombiana de todo el territorio nacional, seguida de lejos por Cartagena (322.470).

Uno de los rasgos característicos de la ciudad de Cali consiste en la enorme magnitud de la segregación residencial, la cual se aprecia con claridad en la zona oriental, particularmente en el Distrito de Agua Blanca (comunas 13, 14, 15 y 21) en donde se concentra la mayoría de barrios obreros de “gente negra”, de acuerdo con la denominación CIDSE-IRD. Esta aglomeración es el resultado histórico de procesos migratorios provenientes del Pacífico norte y sur, así como del centro del Valle del Cauca; tal y como, de manera detallada, lo describen Barbary y Hoffman (2004) en su estudio de la Costa Pacífica y Cali como sistema de lugares que empieza a consolidarse desde la década de los setenta.

El cálculo de un índice de disimilaridad (ecuaciones 1 y 2), corregido con una matriz de contactos espaciales (w_{ij}) a partir de las longitudes entre las fronteras de los barrios, $IS(w)$, permite concluir que para alcanzar la igualdad distributiva de los grupos es necesario que el 29,2% de la población afrocolombiana cambie de residencia. Este indicador, que supera algunas limitaciones de los índices utilizados frecuentemente, constituye a su vez una variante del índice de Morill (1991, 1995) realizada por Wong (1993, 1999).

$$IS(w) = IS - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \left| w_{ij} \left(\frac{x_i}{t_i} - \frac{x_j}{t_j} \right) \right|; \quad w = f_{ij} / \sum_{j=1}^n f_{ij} \quad (1)$$

$$IS = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left| \frac{x_i}{X} - \frac{t_i - x_i}{T - X} \right| \quad (2)$$

En donde IS es el índice tradicional de Duncan y Duncan (1955); x_i es la población del grupo x en el barrio i , X la población del grupo en la ciudad, t_i y t_j la población total en las unidades espaciales i y j , en tanto que f_{ij} es la longitud de la frontera común entre las unidades i y j (medida a partir de los ficheros *shape files* (.shp)).

Este resultado se mantiene en un valor cercano a 30,6% al calcular el índice de desigualdad corregido por la forma, denotado como $IS(s)$ –ver ecuación 3–, en el que la geometría de las unidades (que incluye la ratio perímetro y área, (P_i/A_i)) incide en la probabilidad de interacción entre los individuos localizados en las unidades vecinas.

$$IS(s)=IS-\frac{1}{2}\sum_{i=1}^n\sum_{j=1}^n\left\{\frac{w_{ij}\left(\frac{x_i}{t_i}-\frac{x_j}{t_j}\right)}{\sum_{i=1}^n\sum_{j=1}^nw_{ij}}*\frac{\frac{1}{2}\left[\left(\frac{P_i}{A_i}\right)+\left(\frac{P_j}{A_j}\right)\right]}{MAX\left(\frac{P}{A}\right)}\right\} \quad (3)$$

El índice de exposición (*Exp*), que parte del índice de aislamiento e incluye la proporción del grupo en la ciudad (*P*), mide la probabilidad de que un individuo comparta la unidad espacial con otro de un grupo diferente (ecuación 4). De acuerdo con los cálculos, los valores de este índice llegan a 10,3% para la población afrocolombiana y a 10,1% para la población sin autorreconocimiento de raza.

$$Exp = \left[\left(\sum_{i=1}^n [x_i/X][x_i/t_i] - P \right) / (1 - P) \right] \quad (4)$$

Estas cifras corroboran que, efectivamente, se trata de configuraciones residenciales con altos niveles de aislamiento o baja exposición de los grupos en el interior de la ciudad. El resultado se reafirma al calcular un índice compuesto de proximidad espacial (*SP*), que considera dimensiones topológicas de acuerdo con las siguientes ecuaciones:

$$SP = \frac{(XP_{xx} + YP_{yy})}{(X+Y)P_{00}} \quad (5)$$

$$P_{xx} = \frac{1}{X^2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n x_i x_j e^{d_{ij}} \quad (6)$$

$$P_{00} = \frac{1}{XY} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n e^{d_{ij}} (x_i + y_i) / (x_j + y_j) \quad (7)$$

P_{xx} es una medida de proximidad media intragrupal (exponencial decreciente); X e Y las poblaciones de los grupos X e Y (no autorreconocidos y afrocolombianos), x_i y x_j las poblaciones en cada unidad espacial. P_{oo} es la proximidad media intergrupala, mientras que d_{ij} es la distancia entre los centroides de los barrios i e j .

Esta medida de exposición, propuesta por White (1983), mide la segregación de cada grupo en función de los otros, a través del promedio ponderado de proximidades intragrupales (captado a través de la función de distancias entre los centroides de las unidades espaciales). El índice toma valores superiores a 1 cuando existen agrupamientos que tienden a la conformación de *clusters* espaciales y valores inferiores a la unidad cuando no hay agrupamientos. El cálculo para Cali arroja un valor de 1,16 entre los grupos de afrocolombianos y los que no reportaron autorreconocimiento según el censo.

Los hallazgos obtenidos hasta ahora son consistentes con el trabajo pionero de Barbary (2004) que se ocupó del estudio del componente sociorracial de la segregación en Cali y las oportunidades desiguales en el acceso a los bienes materiales y simbólicos. Este autor se centró, particularmente, en la población afrocolombiana y utilizó información de un módulo especial introducido en las Encuestas Nacionales de Hogares – ENH– en 2000 y en la Encuesta de Movilidad, Urbanización e Identidades de las poblaciones afrocolombianas del año 1998 en el marco del convenio CIDSE-IRD². Mediante el cálculo de índices globales de disimilaridad tradicionales de Duncan y Duncan (1955) y el de raíz cuadrada de Hutchens, Barbary había encontrado que, tal como sucede en otras ciudades de América Latina, la segmentación socioespacial en la ciudad de Cali es alta.

Una de las limitaciones del conjunto de medidas obtenidas hasta este punto y utilizadas en estudios previos radica en su carácter global que se sintetiza en una sola medida para el conjunto de la ciudad, tal y como sucede con el índice de Hutchens. Por esta razón, con el objetivo de superar esta limitación, en este artículo se calcularon índices locales de entropía (ecuación 8) y concentración de los grupos según autorreconocimiento de raza en el espacio (ecuación 9). Así mismo se calculó una métrica de densidad de capital humano (ecuación 10) que

2 Convenio 2003-098-28 entre el Centro de Investigaciones y Documentación Socioeconómica de la Facultad de Ciencias Sociales y Económicas de la Universidad del Valle (Cali), CIDSE; L'Institut de Recherche pour le Développement, de Francia, IRD, y el Instituto para el Desarrollo de la Ciencia y Tecnología de Colombia "Francisco José de Caldas", COLCIENCIAS.

intenta aproximarse a la medición de la calidad de los entornos locales, cuyas especificaciones se presentan a continuación:

$$Entropy = - \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{P_{ij}}{P_j} \right) \ln \left(\frac{P_{ij}}{P_j} \right) \right] / \ln(n) \quad (8)$$

P_{ij} : población del grupo i en el barrio j ; P_j es la población total del barrio j y n el número de grupos.

El índice de concentración, QL , del grupo i en el barrio j , de acuerdo con la ecuación 9, tiene en cuenta el peso relativo de la población de i en el barrio j y su importancia relativa en el conglomerado urbano (P_{ic}/P).

$$QLAFRO_{ij} = \left[\frac{P_{ij}}{\sum_{i=1} P_{ij}} / \frac{P_{ic}}{P} \right] \quad (9)$$

Hasta este punto las piezas de evidencia muestran que el arreglo social de la ciudad de Cali es altamente segregado. El resumen de los índices del Cuadro 1 muestra los rasgos más característicos de los índices de segregación global y local calculados hasta este punto.

Ahora bien, la métrica del capital humano calculada para la población activa en cada uno de los sectores censales para los años 1993 y 2005 se especifica en la siguiente ecuación:

$$HKDENS_{ij} = 100 * \sum_{i=1}^k \frac{\left(\frac{H}{L} \right)_j - \left(\frac{H}{L} \right)_{min}}{\left(\frac{H}{L} \right)_{max} - \left(\frac{H}{L} \right)_{min}} \quad (10)$$

Es preciso anotar que más que un indicador de segregación, este índice intenta aproximarse, en principio, a una medida sintética de la calidad de los entornos locales en la composición del capital humano, tal y como lo sugiere Benabou (1996a).

Cuadro 1
Índices de segregación calculados

Índice	Valor en Cali	Interpretación
Globales		
Disimilaridad corregido con una matriz de contactos espaciales a partir de las longitudes entre las fronteras de los barrios: $IS(w)$	29,2	Para alcanzar la igualdad distributiva de los grupos es necesario que el 29,2% de la población afrocolombiana cambie de residencia.
Desigualdad corregido por la forma: $IS(s)$	30,6	Para alcanzar la igualdad distributiva de los grupos es necesario que el 30,6% de la población afrocolombiana cambie de residencia.
Exposición (Exp)	Afrocol. = 10,3 No afrocol. = 10,1	Probabilidad de que un individuo comparta la unidad espacial con otro de un grupo diferente.
Compuesto de proximidad espacial: (SP)	1,16	Promedio ponderado de proximidades intragrupalas.
Locales		
Entropía: $Entropy$	Min = 0,11 Max = 0,68	Valores altos indican diversidad.
Concentración: $QLAFRO$	Min = 0,89 Max = 2,92	Valores superiores a la unidad en el barrio j , indican una mayor concentración respecto al agregado de la ciudad.

Fuente: cálculos propios.

La razón (H/L) define H a los individuos con bachillerato completo y superior (se incluyen carreras técnicas y tecnológicas) y L a los que no cumplen esta condición (secundaria incompleta, básica primaria o ninguna). Esta medida intrabarrrial, que fue propuesta, calculada y utilizada en otros trabajos (Vivas 2007, 2011), se reescala en este artículo con un factor de ajuste que tiene en cuenta los valores máximos y mínimos observados en el interior de la ciudad para cada uno de los dos años analizados³. De esta manera se toman valores en el rango [0, 100] que indican el

³ De esta forma, el indicador se construye con el propósito de corregir los efectos relativos que genera el diferencial educativo en dos censos distantes, ya que el nivel promedio educativo aumenta con el paso del tiempo. Los valores máximos y mínimos relativizan los logros educativos para expresarlo en una escala equivalente que toma en cuenta los niveles educativos de cada período. Esta es, quizá, una de las ventajas de este índice frente a otros índices educativos o a la misma escolaridad promedio. Valga anotar que la correlación de Pearson entre este indicador y la educación promedio es de 0,972 para el año 2005; sin embargo, una ventaja adicional del índice propuesto estriba en que incorpora la ratio entre alta y baja educación para aproximar con todas las limitaciones del caso un constructo de calidad de los entornos microlocales.

peso relativo de la población calificada y su distribución en el interior de la ciudad. En este sentido, tal y como se anotó antes, se trata de una *proxy* de la calidad de las interacciones sociales potenciales o del entorno en el que viven los individuos en la acepción de lo que Benabou (1996a, 1996b) denomina *local linkage*.

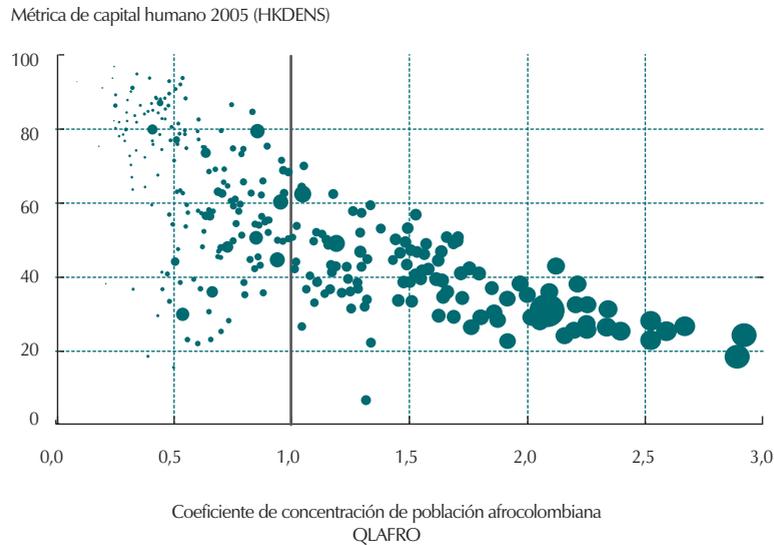
Los valores alejados de cero denotan mayor densidad de la población activa de alta educación en relación con la de educación baja en el barrio *j*. Valga anotar que este índice podría considerarse como una buena aproximación al estudio de la conformación de *clusters* espaciales en el interior de la ciudad cuando no se dispone de información de ingresos.

No obstante, es preciso aclarar que a pesar de que el indicador constituye una aproximación pertinente a la composición del capital humano en el interior de los barrios, puede contener algún tipo de sesgo si no se considera la estructura demográfica en cada una de estas unidades de análisis; ya que la distribución por edades afecta a los años de escolaridad promedio en los ámbitos microlocales. Adicionalmente, también es necesario reconocer que la definición de alta y baja composición del capital humano no deja de ser controvertida en la mayoría de investigaciones en ámbito nacionales e internacionales, lo cual ameritaría consideraciones adicionales que sería preciso corroborar en ejercicios estadísticos más parsimoniosos. Incluir o no a la población con bachillerato completo en uno u otro grupo dependería de si, efectivamente, se aprecian efectos diferenciales de gran magnitud o que la distribución de los ingresos, por ejemplo, se inclina hacia los niveles inferiores al bachillerato o a la educación superior. Éstas constituyen limitaciones que son necesarias tener en cuenta en ejercicios posteriores⁴.

El Gráfico 1 muestra que la concentración de valores bajos de la métrica del capital humano se asocia a la composición racial predominante en el barrio. En este gráfico cada barrio está representado por un punto y el tamaño de éste corresponde al porcentaje de población afrocolombiana. Tal y como se puede apreciar en este gráfico, existen barrios con valores del índice de concentración cercanos a 3 (El Retiro y Puerto Nuevo en el oriente), indicando así que la población afrocolombiana está tres veces más concentrada que en el agregado de la ciudad.

⁴ Estos aspectos de gran relevancia fueron señalados por uno de los evaluadores anónimos de este artículo.

Gráfico 1
Métrica de capital humano y coeficiente de localización de afrocolombianos en Cali

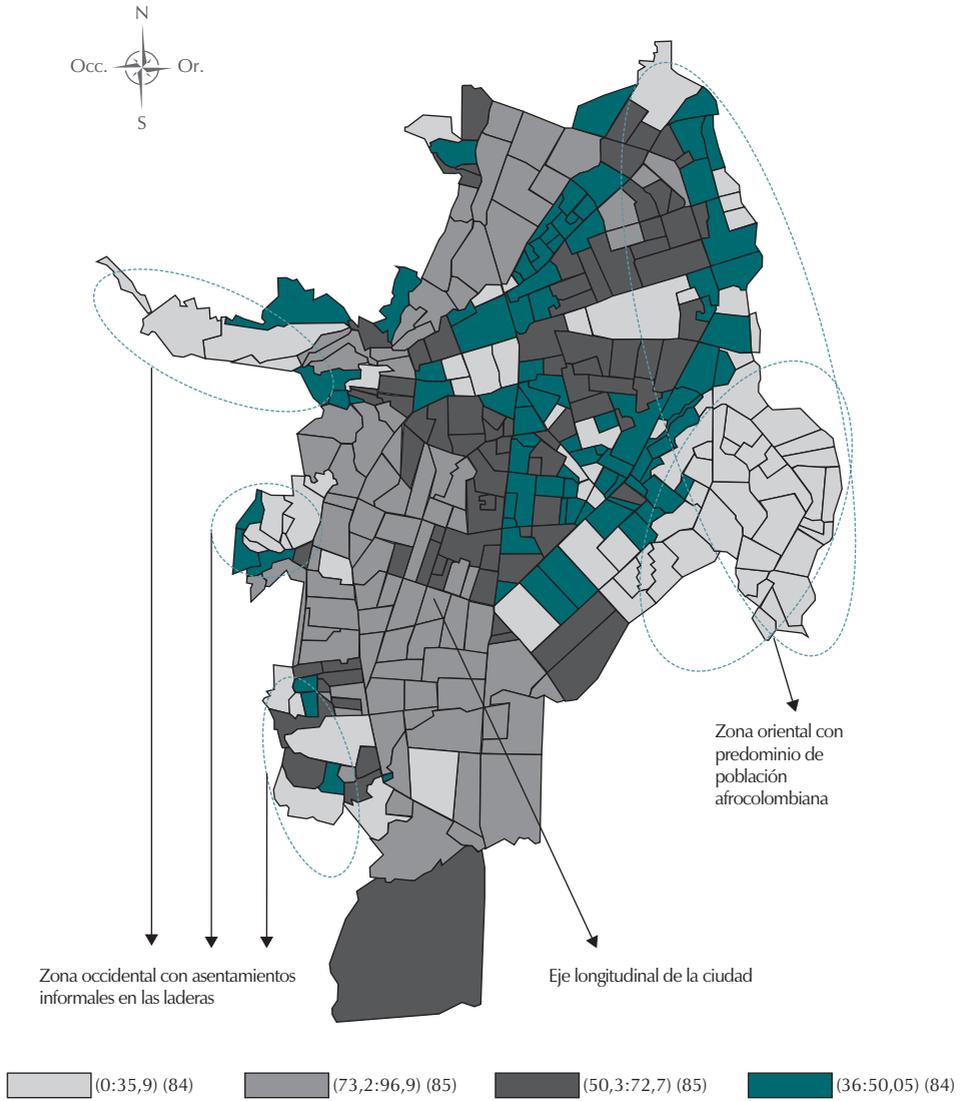


Fuente: Estimaciones propias a partir del censo del 2005.

Aquellos barrios con altos coeficientes de concentración de población afrocolombiana ($QLAFRO > 1$) son, precisamente, los que tienen valores más bajos en la ratio reescalada del capital humano de alta y baja calificación. La representación del índice del capital humano ($HKDENS$) que aparece en el Mapa 1 de cuantiles, muestra la alta concentración de éste en el corredor longitudinal central de la ciudad. En este mismo gráfico se introducen algunos trazos descriptivos de las zonas para efectos de ubicación de los lectores.

Esta evidencia se refuerza cuando se introducen técnicas exploratorias de análisis espacial. El índice global de autocorrelación espacial de Moran (ecuación 11), que permite contrastar si la distribución espacial de una determinada variable es aleatoria o no, muestra que efectivamente esta métrica alcanza un valor del índice de Moran, I , relativamente elevado (0,6729). Este índice, junto con el de entropía (0,7636) y el de concentración de población afrocolombiana (0,8099) resultaron estadísticamente

Mapa 1
 Cuantiles de la métrica de capital humano



Fuente: Elaboración propia en Geoda.

significativos en las pruebas de permutación⁵ realizadas mediante la utilización de lenguaje R y en Geoda⁶.

$$I = \frac{N \sum_{ij} w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S_0 \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2} \quad (11)$$

$$S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij} \quad (12)$$

El denominador de I expresa la estructura de covarianzas entre las regiones i e j , ponderada por la matriz de pesos espaciales. N es el número de barrios.

El resultado para la métrica de capital humano se visualiza mediante el *scatterplot* de Moran (Gráfico 2) que proporciona evidencia sobre la dependencia espacial positiva.

Ahora bien, para comprobar las zonas de la ciudad con asociaciones significativamente altas, a continuación se presentan los indicadores LISA (*Local Indicator of Spatial Association*) que, de acuerdo con Anselin (1995), vienen expresados como la forma local estandarizada del indicador I de Moran:

$$I_i = \frac{Z_i}{m_2} \sum_{j=1}^n w_{ij} z_j \quad (13)$$

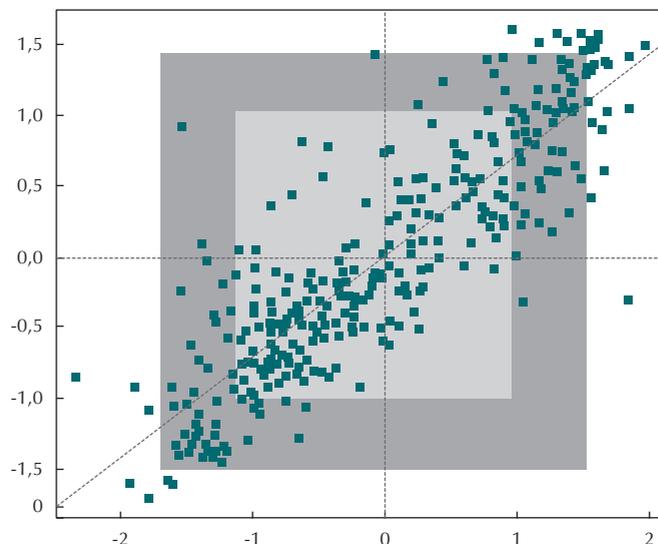
El denominador m_2 es la varianza; z las desviaciones de la media.

⁵ Significativos al 0,1% en 9999 réplicas de permutación. En cada permutación el valor observado del indicador se asignó aleatoriamente a cada barrio y se computó el índice I de Moran, de tal modo que se contrastó la hipótesis de distribución aleatoria y se obtuvieron los pseudo p -values y los valores esperados $E[I]$. El *pseudo p-value* = $(M+1)/(S+1)$, donde M es el número de permutaciones con $I \geq I$ observado y S el número de replicaciones.

⁶ El lenguaje de programación R es de circulación libre diseñado para el procesamiento y estimación estadística y econométrica. El Geoda es un programa opensource para el tratamiento de datos espaciales y geovisualización de formato *shape files* (.shp) creado por Anselin (2003) y su grupo de trabajo en el *Spatial Analysis Laboratory* de la Universidad de Illinois at Urbana-Champaign. Entre sus facilidades se destaca la posibilidad de contrastar correlación espacial local y global, univariante y multivariante.

Gráfico 2 Diagrama de dispersión de Moran

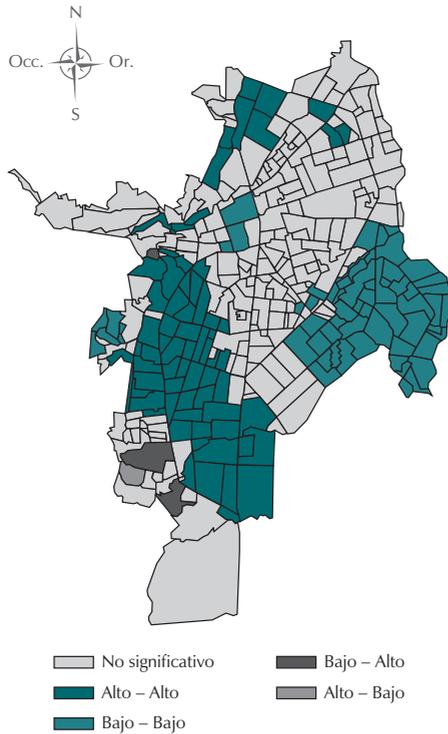
Rezago espacial de primer orden de la métrica estandarizada de capital humano 2005



Fuente: Estimaciones propias en R.

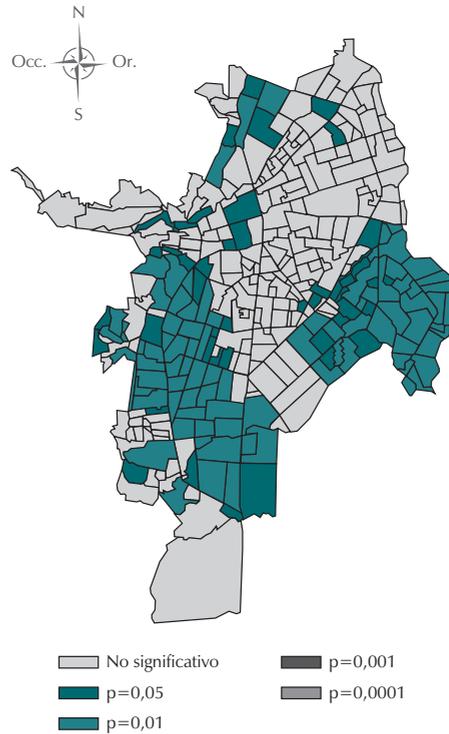
El método LISA descompone el índice I de Moran y evalúa la contribución de cada unidad espacial al índice global, facilitando así la contrastación a nivel local y la identificación de *clusters* conformados por la similaridad de cada unidad espacial y sus vecinos. Los mapas 2A y 2B muestran que el eje longitudinal central de la ciudad constituye un *cluster* (*alto-alto* [A-A]) en el que predominan unidades espaciales de alta densidad del capital humano rodeadas de barrios en la misma condición. En la zona oriental de la ciudad, donde se localiza predominantemente la población afrocolombiana, así como en los barrios de ladera con población en condiciones de pobreza y un asentamiento indígena en la Comuna 18, se detecta la presencia de barrios de baja densidad del capital humano con asociación espacial de primer orden (*bajo-bajo* [B-B]). Las pruebas de significancia estadística y de aleatorización de la distribución refuerzan el hallazgo de la existencia de estos *hot-cold-spots* en la denominación de Anselin (1995).

Mapa 2A
 Contrastes LISA univariante para la métrica de capital humano, 2005



Fuente: Elaboración propia en Geoda.

Mapa 2B
 Significancia del contraste LISA univariante



Fuente: Elaboración propia en Geoda.

Como se puede apreciar, la estimación de indicadores locales añade contenido a los hallazgos globales obtenidos previamente y proporciona evidencia complementaria sobre el arreglo social segregado que predomina en la ciudad de Cali; los contrastes de asociación local así lo sugieren. Adicionalmente, tal y como se postula en el siguiente apartado, los barrios conforman *clusters* homogéneos que persisten a lo largo del tiempo y que, en el caso de la población afrocolombiana, pueden estar asociados a la existencia de trampas de pobreza, que sería objeto de investigaciones posteriores.

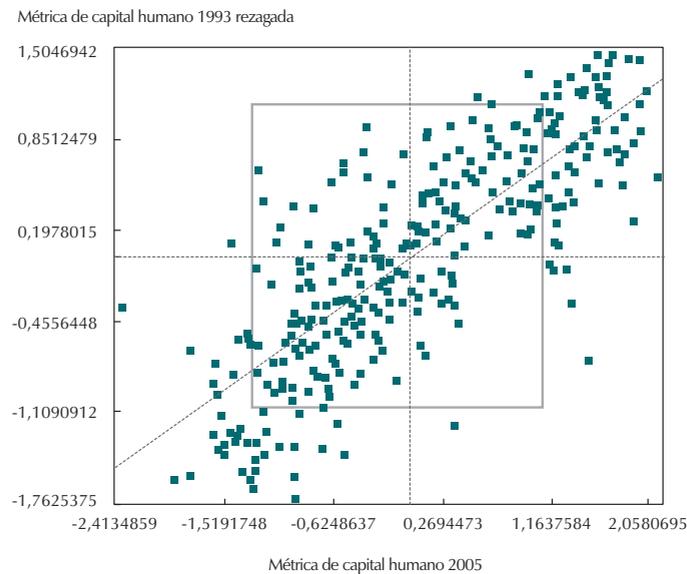
V. LA PERSISTENCIA DE LA SEGREGACIÓN ESPACIAL

En esta sección se presentan los resultados de los análisis exploratorios y las estimaciones de los modelos espaciales de regresión que contrastan la hipótesis de persistencia.

A. ANÁLISIS EXPLORATORIO

La comparación de los índices del capital humano para los años 1993 y 2005 a través de los contrastes bivariantes de Moran y LISA (BiLISA), sugieren que los patrones de segregación en Cali han sido persistentes con el paso del tiempo, indicando así que se trata de una ciudad con poca movilidad e integración social. El índice bivalente de Moran estimado para los 315 polígonos en estos dos años arrojó un valor significativamente alto (0,6287) y los mapas BiLISA aportaron evidencia significativa sobre la persistencia de la segregación local (Gráfico 3 y mapas 3 y 4).

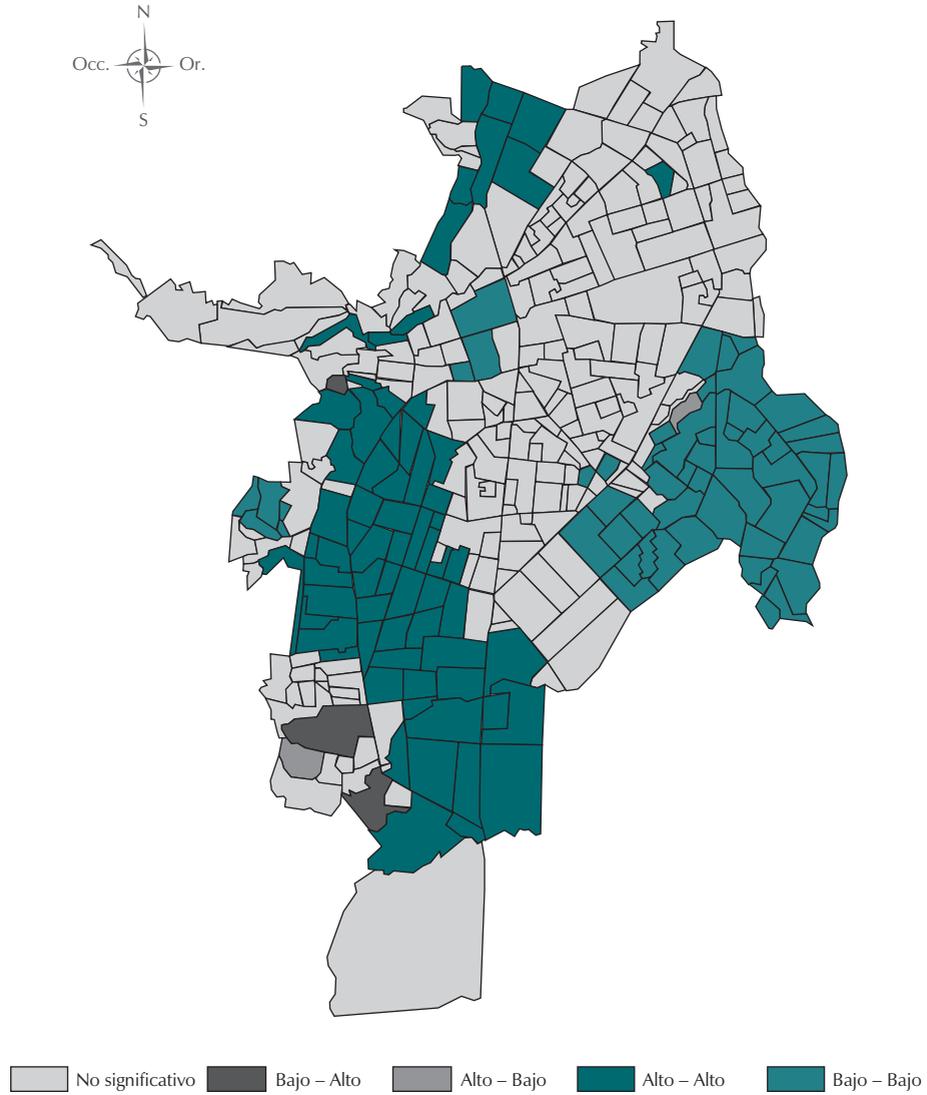
Gráfico 3
Scatter plot de Moran-Bivariante



Fuente: Estimaciones propias en Geoda.

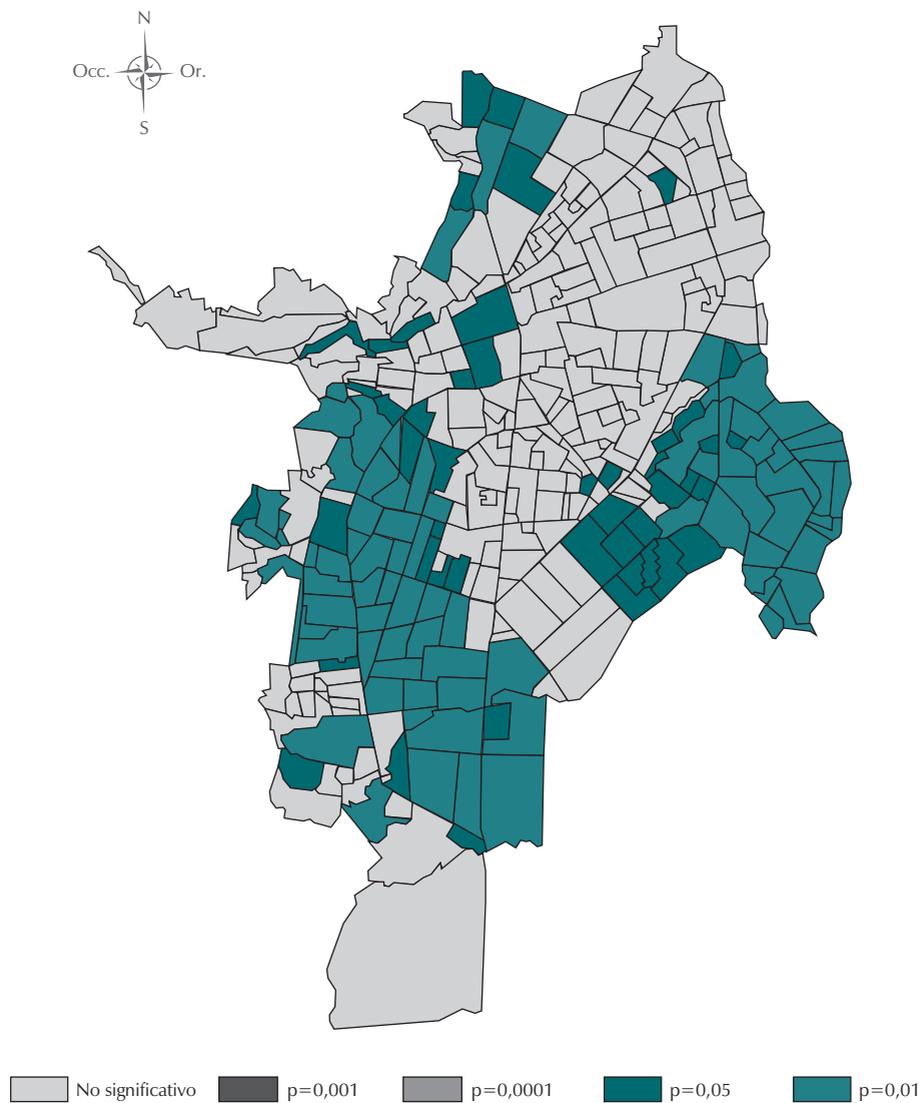
(*) El eje horizontal corresponde a la métrica de capital humano para el año 2005 y el eje vertical al rezago espacial de primer orden de la métrica para el año 1993. El recuadro interno establece los límites de la variable estudiada a una desviación estándar.

Mapa 3
LISA bivalente HKDENS05 Y HKDENS93



Fuente: Estimaciones propias en Geoda.

Mapa 4 Significancia del LISA bivalente HKDENS05 Y HKDENS93

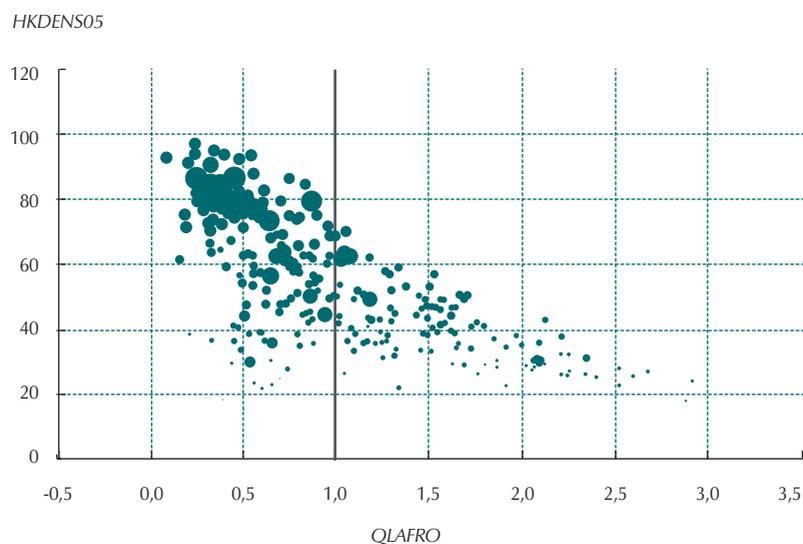


Fuente: Estimaciones propias en Geoda.

Estos hechos estilizados refuerzan la hipótesis de la fragmentación y polarización socioeconómica de la ciudad, lo que se hace aún más evidente cuando el análisis se centra en las dinámicas migratorias y sociodemográficas de la población afrocolombiana y sus pautas de localización intraurbana; tal y como lo analizan en diversos trabajos Ramírez, Urrea y Barbary (1999); Barbary y Urrea (2004); Urrea y Viáfara (2006) y Viáfara (2008).

El Gráfico 4 presenta en el eje vertical los valores de la métrica de capital humano para el año 2005 (*HKDENS05*) como una *proxy* de la calidad de las interacciones locales. El coeficiente de concentración de la población afrocolombiana (*QLAFRO*) aparece en el eje horizontal y la métrica de capital humano del año 1993 opera como una tercera dimensión expresada en el tamaño de los puntos.

Gráfico 4
Métricas de capital humano y coeficiente de concentración de afrodescendientes



Fuente: Estimaciones propias a partir del censo del 2005.

Nota: El tamaño de los puntos corresponde a la métrica de capital humano para el año 1993 (*HKDENS93*).

Los valores más altos del indicador de densidad del capital humano para los dos años se aprecian en aquellos barrios con menor composición de población afrocolombiana (puntos al lado izquierdo de la línea vertical). Al lado derecho de esta línea punteada

(valores del coeficiente $QLAFRO > 1$), se ubican los barrios con alta concentración de esta población.

La conformación de dos *clusters* claramente diferenciados constituye uno de los rasgos de mayor interés para efectos de modelación de la hipótesis de persistencia en la ciudad de Cali. Uno de los *clusters* se ubica sobre el eje longitudinal central de la ciudad donde se observan precios del suelo elevados, gran concentración de vecindades con ventajas en la dotación del capital humano y localización de los principales emplazamientos comerciales y de servicios.

Un ejercicio exploratorio preliminar que sobrepasa el propósito de este artículo, pero que proporciona información relevante, se refiere a la estructura de precios del suelo en la ciudad de Cali. De acuerdo con la información de la Lonja de Propiedad Raíz sobre el valor del m² de los terrenos urbanos, existe una distribución claramente diferenciada entre la franja longitudinal de la ciudad y la zona oriental en donde se ubican los barrios con alta proporción de población afrocolombiana. La correlación de Pearson entre estos precios y la métrica de capital humano es de 0,7133, tal y como se esperaba. Adicionalmente, la correlación con el índice de concentración de población negra arroja un valor negativo y significativo de -0,5108; el coeficiente univariante de Moran para estos precios es de 0,5977, lo que sugiere la existencia de un patrón de correlación espacial de estos precios y que resulta consistente, al menos en principio, con los hallazgos de este estudio en lo que atañe a la composición del capital humano.

El otro *cluster* derivado de los análisis LISA se localiza en las zonas oriental y de ladera que, aunque separadas geográficamente, aglutinan poblaciones que comparten rasgos comunes, entre los que se destacan la presencia de asentamientos informales, dificultades de acceso a los mercados formales de trabajo, bajos niveles de calidad de vida, altas tasas de subutilización de la mano de obra y restricciones en la provisión de bienes públicos locales de buena calidad, como es el caso de la educación y la salud.

B. ANÁLISIS CONFIRMATORIO

Para efectos de la contrastación de la hipótesis de persistencia, el análisis confirmatorio que se presenta a continuación establece en principio las regresiones estándar no espaciales y, a partir de los criterios de modelamiento y de selección de especificaciones espaciales sugeridas por Florax, Folmer y Rey (2003), se llega a las estimaciones espaciales observadas en las últimas columnas del Cuadro 2.

Es preciso resaltar, antes de entrar a los hallazgos, que tal y como lo señalan estos autores, de manera convencional se tiende a iniciar con modelos sobreparametrizados en la línea de Hendry, para luego avanzar hacia modelos con secuencias de contrastes. En los ejercicios aquí planteados se trabaja con la estrategia convencional, anotando que una alternativa (que no se aborda en este artículo) podría ser el planteamiento de estrategias bayesianas que permitirían determinar el modelo óptimo. Pero, ¿qué hace la estrategia convencional? Empieza con un modelo lineal, que se supone representa de manera adecuada el proceso generador de datos y que el término estocástico se distribuye idéntica e independientemente (*iid*). Luego se indaga si, efectivamente, existe dependencia espacial sustantiva, por ejemplo, la omisión de un “*spatial lag*” o si más bien se identifica dependencia en los errores (estructura autorregresiva en los errores). En este caso se estima inicialmente por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) y se utilizan los test de multiplicadores de Lagrange, LM_λ y $LM\rho$ que aparecen en la Cuadro 2. La hipótesis nula contrasta la no existencia de dependencia espacial y, en efecto, se observa si existe suficiente evidencia estadística para rechazar H_0 . Si los dos contrastes no rechazan H_0 , la especificación por MCO puede ser la adecuada gracias a que no se está omitiendo la estructura de dependencia espacial de las dos clases. Esto lleva a escoger el modelo restringido. En el caso de ambos contrastes significativos (rechazo de H_0) según LM_λ y $LM\rho$ se estima con el más significativo de los dos, de tal manera que $LM_\lambda > LM\rho$, implicaría que se estime por LMerror, en caso contrario, cuando $LM_\lambda < LM\rho$ se estima por LMlag.

Cuando $LM\rho$ es significativa pero LM_λ no, entonces la estrategia lleva a usar LMlag. Cuando LM_λ es significativo se estima LMerror y, finalmente, en los casos con los dos contrastes significativos, una estrategia alternativa, todavía discutidas en la literatura, consiste en utilizar el más significativo que señalen los contrastes robustos LM_λ^* y $LM\rho^*$, de tal modo que si $LM_\lambda^* > LM\rho^*$, entonces usamos LMerror (ver Cuadro 2).

Las variables consideradas corresponden a la métrica del capital humano para los años 1993 y 2005 (*HKDENS93* y *HKDENS05*) y el coeficiente de concentración de la población afrocolombiana (*QLAFRO*). La alta correlación entre los dos años con un coeficiente global de Moran de 0,63 insinúa la presencia de un fuerte componente inercial en la distribución del capital humano que, efectivamente, se observa en las regresiones preliminares no espaciales⁷ (ecuación 14).

⁷ Los modelos planteados intentan ser parsimoniosos y contienen pocos términos, pero por supuesto, sin dejar de reconocer que las estructuras de covariación pudiesen ser mucho más complejas

Cuadro 2

Modelos de persistencia de la segregación en Cali

Variable dependiente: métrica del capital humano 2005, *HKDENS05*

	OLS	OLS	LAG	ERR	GSTSLs	SACSARLM
CONSTANTE	5,67***	16,21***	8,20**	21,43***	9,78**	10,61**
HKDENS93	0,96***	0,86***	0,77***	0,78***	0,75***	0,76***
QLAFRO		-5,43***	-3,47**	-6,68***	-4,27***	-4,51***
ρ			0,19***		0,19***	0,18***
λ				0,57***	0,39***	0,39***
R2 y Spatial Pseudo R2	86,9% (a)	88,3% (a)			88,8%	90,6% (b)
L-L	-1078,52	-1059,78	-1033,85	-1031,07		-1025,65
N	315	315	315	315	315	315
IMoran(Res)	0,28***	0,28***				
LM_{λ}	***	***				
LM_{ρ}	***	***				
LMsarma	***	***				
Test robustos	Sig(LM_{λ}^*) < Sig(LM_{ρ}^*)	Sig(LM_{λ}^*) > Sig(LM_{ρ}^*)				
Akaike	2161,04	2125,56	2075,7	2068,13		2063,30

Fuente: Estimaciones propias en R y Geoda a partir de la base georreferenciada. L-L: Log likelihood; N: número de barrios considerados en las estimaciones; I-Moran: índice de asociación espacial de Moran; LM_{λ} , LM_{ρ} : Lagrange Multiplier para los modelos de error y de rezago espacial, respectivamente. LM_{λ}^* , LM_{ρ}^* versiones robustas de los multiplicadores de Lagrange. Los coeficientes de determinación R^2 no son informativos en modelos espaciales. (b) Nagelkerke pseudo R^2 .

$$HKDENS05_i = \alpha + \beta * HKDENS93_i + \theta_i * QLAFRO_i + U_i; U_i \sim N(0, \sigma^2 u) \quad (14)$$

Los contrastes I-Moran sobre los residuos de las dos primeras regresiones y los niveles de significancia de los test de Lagrange muestran que el proceso por el cual se generan los datos no es adecuado y el supuesto de distribución *iid* del término

si se incorporaran variables como los precios del suelo y otro conjunto de variables asociadas a los patrones de segregación socioespacial que no se abordan aquí.

estocástico no se cumple. De esta forma, su representación en cuartiles sugiere la no aleatoriedad de su distribución, lo que lleva a explorar especificaciones espaciales.

La posible presencia de un patrón de persistencia sustantiva en la distribución del capital humano se modela, en principio, a través de una especificación autorregresiva (LAG) con la siguiente estructura:

$$HKDENS05_i = \rho * W * HKDENS05_i + \alpha + \beta * HKDENS93_i + \theta * QLAFRO_i + U_i \quad (15)$$

En donde W es una matriz *rook* de contigüidad de primer orden que capta las influencias recíprocas entre las 315 unidades espaciales. $W * HKDENS05_i$ es el retardo espacial del índice del capital humano y ρ el parámetro autorregresivo que recoge la intensidad de las interdependencias y que, en este caso, capta efectos de *feedback* a través de las vecindades.

Si se tiene en cuenta la ecuación 16 que se desprende de la anterior, queda claro que los efectos de difusión se distribuyen de manera directa, por efecto de contigüidad de primer orden, e indirecta en todo el espacio de la ciudad a través de la matriz de multiplicadores espaciales.

$$HKDENS05_i = (I_n - \rho W)^{-1} * [\alpha + \beta * HKDENS93_i + \theta * QLAFRO_i] + (I_n - \rho W)^{-1} * U_i \quad (16)$$

No obstante, a pesar de la aparente consistencia de estos resultados, las pruebas estadísticas sobre los residuos muestran la existencia de un patrón de no aleatoriedad que es necesario modelar a través de alguna especificación más completa.

El Cuadro 2 presenta los resultados del modelo de error espacial y dos alternativas de estimación de un modelo autorregresivo en la variable endógena con innovaciones autorregresivas. Las estimaciones GSTSLS corresponden a las estimaciones heterocedásticas con el estimador generalizado de Kalejian y Prucha (1998, 1999, 2010). La última columna presenta las estimaciones del mismo modelo por máxima verosimilitud. La especificación del modelo es la siguiente:

$$HKDENS05_i = \rho * W * HKDENS05_i + \alpha + \beta * HKDENS93_i + \theta * QLAFRO_i + U_i \quad (17)$$

$$U_i = \lambda * W * U_i + \varepsilon_i; \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2 I)$$

Se debe cumplir la no singularidad de $(I_n - \rho W)^{-1}$ y de $(I_n - \lambda W)^{-1}$; $|\rho| < 1$ y $|\lambda| < 1$. En donde el parámetro λ capta la interdependencia espacial en la estructura de

errores, la cual se puede explicar por la incidencia de todas las demás variables no consideradas explícitamente en el modelo y que podrían ser objeto de análisis en futuras investigaciones.

El método de Kalejian y Prucha (1998, 1999, 2010) introduce los rezagos espaciales de los regresores como variables instrumentales en el procedimiento de estimación en dos etapas y tiene en cuenta la endogeneidad de la variable dependiente rezagada espacialmente. Como se puede observar en las dos últimas columnas del Cuadro 2, las estimaciones en dos etapas y por máxima verosimilitud no presentan mayores diferencias en los estimadores. Todos los cálculos, incluyendo los de la estructura de dependencias espaciales en los errores, resultaron estadísticamente significativos, lo que aporta evidencia adicional sobre la persistencia de un patrón segregado de distribución del capital humano en la ciudad de Cali.

Esta pauta de comportamiento se captó a través del estimador del parámetro β de la ecuación 17 y su efecto de difusión a través de la matriz expandida de multiplicadores espaciales: $(I-\rho*W)^{-1}$. Es en esta donde el estimador de ρ juega un papel preponderante. Este resultado muestra el efecto inercial de la condición inicial, en este caso la distribución del año 1993.

El otro efecto sobre la distribución del capital humano queda expresado a través de la pauta contemporánea de segregación de la población afrocolombiana: $(I-\rho*W)^{-1}*\theta*QLAFRO$, en la que también se pueden identificar los efectos espaciales directos e indirectos de difusión, tal y como se presentan en el Cuadro 3.

Cuadro 3
Descomposición de los efectos

Regresores	Directos	Indirectos	Total
GSTSLs			
HKDENS93	0,7583 (0,0000)	0,1736 (0,0004)	0,9319 (0,0000)
QLAFRO	4,2894 (0,0000)	-0,9820 (0,0012)	-5,2714 (0,0000)
SACSARLM			
HKDENS93	0,7598 (0,0000)	0,1589 (0,0011)	0,9186 (0,0000)
QLAFRO	-4,5370 (0,0001)	-0,9487 (0,0018)	-5,4858 (0,0000)

Fuente: Estimaciones propias en R. Simulated p-values entre paréntesis.

De acuerdo con esta metodología de descomposición, sugerida por LeSage (2008), alrededor del 82% de los efectos totales corresponden a efectos directos y el 18% restante a los efectos de difusión sobre las demás unidades espaciales. Como se puede apreciar en el Cuadro 3, todos los efectos resultaron estadísticamente significativos.

VI. CONCLUSIONES

Uno de los rasgos característicos de la ciudad de Cali consiste en la enorme magnitud de la segregación residencial, la cual se encuentra fuertemente asociada a su composición racial. Este artículo aportó a la literatura empírica sobre segregación residencial en Colombia y contribuyó con nuevas piezas de evidencia a la cuantificación de la segregación residencial desde perspectivas globales y locales, a la vez que contrastó, mediante algunos ejercicios de econometría espacial, la hipótesis de la persistencia en los patrones de segregación.

La estrategia empírica, en primer lugar, calcula índices de segregación sintéticos y multigrupales. Además, propone y estipula métricas del capital humano por barrios con información censal para los años 1993 y 2005. En segundo lugar, el trabajo estima índices locales de segregación e introduce técnicas estadísticas exploratorias y confirmatorias en el tratamiento de datos espaciales, tomando a los sectores urbanos o barrios como unidades de observación. De acuerdo con los protocolos de selección de modelos, en tercer lugar, el estudio contrasta la hipótesis de persistencia mediante especificaciones de regresión espacial.

Los índices locales y globales sugieren que, efectivamente, la ciudad de Cali presenta configuraciones residenciales con altos niveles de aislamiento o baja exposición de los grupos en el interior de la ciudad. El cálculo del índice global de disimilaridad espacial, que incluye dimensiones topológicas que permiten corregir la formulación clásica de los índices de Duncan y Duncan (1955), arrojó una cifra superior a la unidad, indicando así el alto nivel de aislamiento de los grupos según clasificación por raza que conforman la estructura social de la ciudad.

El coeficiente univariante de Moran para la métrica de capital humano alcanzó una cifra elevada (0,67) y el índice de concentración de población afrocolombiana llegó a un coeficiente de correlación espacial de 0,81, que resulta supremamente elevado en una ciudad con el 26,2% de población afrocolombiana y que en valores absolutos ocupa el primer lugar del país en la concentración de esta población. Los análisis

LISA univariantes y bivariantes aportaron evidencia adicional sobre la presencia y la persistencia de dos *clusters* diferenciados de manera clara: uno sobre el eje longitudinal central de la ciudad y el otro predominantemente ubicado en la franja oriental de la ciudad con una alta concentración de población afrocolombiana. El primer *cluster* presenta precios del suelo elevados, dotación favorable de capital humano y allí se localizan los emplazamientos con las mayores rentas de posición. El segundo se caracteriza por las dificultades de acceso a los mercados formales de trabajo, bajos niveles de calidad de vida, altas tasas de subutilización de la mano de obra y restricciones en la provisión de bienes públicos locales.

La contrastación de la hipótesis de persistencia en los patrones de segregación residencial en la ciudad, mediante la especificación de un modelo espacial con un componente autorregresivo en la variable endógena y otro en los errores, proporcionó evidencia sobre la permanencia estructural de este arreglo social segregado. Las estimaciones mediante métodos de máxima verosimilitud y con la técnica generalizada de momentos aportaron interesantes resultados en la contrastación de la hipótesis central del estudio.

Tal y como se señaló en el cuerpo del estudio, estos hallazgos son relevantes para el diseño y fortalecimiento de estrategias sociales de inclusión y aportan evidencia empírica que puede ser de utilidad para la consolidación de los procesos de intervención en el interior de las áreas urbanas deprimidas. Procesos que, por supuesto, deben sopesar con suficiente precisión los costos onerosos que para la sociedad pueda generar los arreglos sociales segregados en el interior de las ciudades, como es el caso de Cali. En el sentido que le confieren Kaztman y Rotamoso (2006) en su estudio sobre segregación en Montevideo, la intervención de la política pública debe considerar explícitamente las consecuencias de la concentración territorial en presencia de pobreza redundante, tema de gran relevancia en nuestro propio contexto con retos de gran alcance en educación, en salud y, por supuesto, en un tema de suma relevancia como es el de la política del suelo urbano y el mejoramiento integral de las zonas deprimidas y de los asentamientos informales.

REFERENCIAS

1. Akerlof, G. "Social Distance and Social Decisions". *Econometrica*, vol. 65, núm. 5, pp. 1005-1027, 1997.
2. Alcaldía de Santiago de Cali. *Cali en Cifras*. Departamento Administrativo de Planeación, Subdirección de Desarrollo Integral, varios años: 2008, 2009 y 2010.
3. Alonso, W. "A Theory of the Urban Land Market". *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*, núm. 6, pp. 149-157, 1960.
4. Alonso, W. *Location and Land Use*. Cambridge, Harvard University Press, 1964.
5. Anselin, L. "Local Indicators of Spatial Association-LISA". *Geographical Analysis*, vol. 27, pp. 93-115, 1995.
6. Apparicio, P. "Les indices de ségrégation résidentielle: un outil intègre dans un système information géographique". *Cybergeo*. 134. 16 p. Disponible en: <http://www.cybergeo.eu/index4414.html>, 2000.
7. Apparicio, P.; Petkevitch, V. "Cálculos de índice de segregación". *INRS. Urbanisation, Cultura et Société*. 11p. Disponible en: <http://laser.ucs.inrs.ca/ES/descargar.html>, 2006.
8. Barbary, O.; Urrea, F. (editores). *Gente negra en Colombia*. Cali, Editorial Lealon/CIDSE/Univalle-IRD-Colciencias, 2004.
9. Barbary, O. "El componente socio-racial de la segregación residencial en Cali". *Gente negra en Colombia*. pp. 157-194, Cali, Editorial Lealon/CIDSE/Univalle-IRD-Colciencias, 2004.
10. Barbary, O.; Hoffman, O. "La costa pacífica y Cali, sistema de lugares". En *Gente negra en Colombia*. pp. 113-156, Cali, Editorial Lealon/CIDSE/Univalle-IRD-Colciencias, 2004.
11. Benabou, R. "Equity and Efficiency in Human Capital Investment: The Local Connection". *Review of Economic Studies*, vol. 63, núm. 2, pp. 237-264, 1996a.
12. Benabou, R. "Heterogeneity, Stratification, and Growth: Macroeconomic Implications of Community Structure and School Finance". *American Economic Review*, vol. 86, núm. 3, pp. 584-609, 1996b.
13. Borjas, G. "To Ghetto or not to Ghetto: ethnicity and residential segregation". *Journal of Urban Economics*, vol. 44, pp. 228-253, 1998.
14. Borjas, G. "Ethnicity, Neighborhoods, and Human Capital Externalities". *American Economic Review*, vol. 85, pp. 365-390, 1995.
15. Bowles, S.; Durlauf, S.; Hoff, K. (editores). *Poverty Traps*. Russell Sage Foundation, N. Y., Princeton University Press, 2006.
16. Castells, M. *La cuestión urbana*. Siglo XXI. Madrid, 1972.
17. Celis, M. G. "¿Está segregada la pobreza en Manizales?". *Regiones*, vol. 5, núm. 2, pp. 55-98, 2010.
18. Cutler, D.; Glaeser, E.; Vigdor, J. "When are Ghettos Bad? Lessons from Immigrant Segregation in the United States". *Journal of Urban Economics*, vol. 63, pp. 759-774, 2007.
19. Díaz, W.; Gómez, J.; González, J.; López, L.; Martínez, L.; Moreno, M.; Rios, M.; Torres, H.; Vargas, A. "Segregación socioeconómica en el espacio urbano de Bogotá. Departamento de Estadística", Universidad Nacional, Bogotá. (paper), 2007.
20. Duncan, O. D.; Duncan, B. "A Methodological Analysis of Segregation Indices". *American Sociological Review*, vol. 20, pp. 210-217, 1955.
21. Fernandez, R. "Sorting, Education and Inequality". *NBER Working Paper* 8101, 2000.
22. Fernandez, R.; Rogerson, R. "Public Education and Income Distribution: A Dynamic Quantitative Evaluation of Education Finance Reform". *American Economic Review*, vol. 88, núm. 4, pp. 813-833, 1998.

23. Fernandez, R.; Rogerson, R. "Keeping People Out: Income Distribution, Zoning and the Quality of Public Education". *International Economic Review*, vol. 38, pp. 23-42, 1997.
24. Florax, R.; Folmer, H.; Rey, S. "Specification Searches in Spatial Econometrics: The relevance of Hendry's methodology". *Regional Science and Urban Economics*, vol. 33, núm. 5, pp. 557-579, 2003.
25. Galvis, A.; Meisel, A. "Persistencia de las desigualdades regionales en Colombia". *Documentos de Trabajo sobre Economía Regional*, núm. 120, Cartagena, 2010
26. Glaeser, E. *Triumph of the city*. New York, the Penguin Press, 2011.
27. Kaztman, R.; Retamoso, A. "Segregación residencial en Montevideo: Desafíos para la equidad educativa". Documento de Trabajo del IPES, Monitor Social del Uruguay, 2006.
28. Kelejian, H.H.; Prucha, I.R. "Specification and Estimation of Spatial Autoregressive Models with Autoregressive Disturbances". *Journal of Econometrics*, vol. 157, pp. 53-67, 2010.
29. Kelejian, H.H.; Prucha, I.R. "A Generalized Moments Estimator for the Autoregressive Parameter in a Spatial Model". *International Economic Review*, vol. 40, pp. 509-533, 1999.
30. Kelejian, H.H.; Prucha, I.R. "A Generalized Spatial Two-Stage Least Squares Procedure for Estimating a Spatial Autoregressive Model with Autoregressive Disturbances". *J. Real Estate Finance Economics*, vol. 17, núm. 1, pp. 99-121, 1998.
31. LeSage, J. "An Introduction to Spatial Econometrics". *Revue D'Économie Industrielle*, núm. 123, pp. 19-44, 2008.
32. Lisette, A. L.; Álvarez-Rivadula, M. "Residential Segregation in Bogotá Across Time and Scales". Lincoln Institute of Land Policy. Working Paper, WP10LA1, 2010.
33. Massey, D.; Denton, N. "The Dimensions of Residential Segregation". *Social Forces*, vol. 67, núm. 2, pp. 281-315, 1988.
34. Medina, C.; Morales, L.; Nuñez, J. "Quality of Life in Urban Neighborhoods in Colombia: The Cases of Bogotá and Medellín". Borradores de Economía, núm. 536, Banco de la República, 2008.
35. Morrill, R. "On the Measure of Geographic Segregation". *Geography research forum*, vol. 11, pp. 25-36, 1991.
36. Ramírez, H. E.; Urrea, F.; Barbary, O. "Afrocolombianos en el área metropolitana de Cali. Estudios sociodemográficos". *Documentos de Trabajo*, 38, pp.1-97,1999.
37. Roberts, B.; Wilson, R. (editores). *Urban segregation and governance in the Americas*. New York, Palgrave Macmillan, 2009.
38. Séguin, A. (editora). *La segregación socioespacial urbana: una mirada sobre Puebla, Puerto España, San José y San Salvador*. San José de Costa Rica, Flacso, 2006.
39. Smolka, M.; Mullahy, L. (editores). *Perspectivas urbanas: temas críticos en políticas de suelo en América Latina*. USA: Lincoln Institute of Land Policy, 2007.
40. Tiebout, C. "A Pure Theory of Local Expenditures". *Journal of Political Economy*, vol. 64, pp. 416- 424, 1956.
41. Urrea, F.; Viáfara, L. "Efectos de la raza y el género en el logro educativo y estatus socioocupacional para tres ciudades colombianas", *Desarrollo y Sociedad*, vol. 58, pp.115-163, 2006.
42. Viáfara, L. "Cambio estructural y estratificación social entre grupos raciales en la ciudad de Cali, Colombia". *Sociedad y Economía*, núm. 15, pp. 103-122, 2008.
43. Vivas, H. "Educación, background familiar y calidad de los entornos locales en Colombia". Tesis Doctoral, Departament d'Economia Aplicada, Universitat Autònoma de Barcelona UAB, gener 2007.
44. Vivas, H. "Segregación residencial y distancia socioeconómica en Cali". Ponencia en el Congreso Nacional de Sociología: Herencia y ruptura en la

- Sociología Colombiana Contemporánea. Cali, Universidad del Valle-ICESI, noviembre, 2011.
45. White, M. "The Measurement of Spatial Segregation". *American Journal of Sociology*, vol. 88, pp.1008-1018, 1983.
46. Wingo, L., Jr. "An Economic Model of the Utilization of Urban Land for Residential Purposes". *Papers and Proceedings of the Regional Science Association*, vol 7, 1961b. Traducción al castellano en Secci, B. *Análisis de las Estructuras Territoriales*, Colección Ciencia Económica, Editorial Gustavo Gili, S. A., Barcelona. 1968.
47. Wingo, L., Jr. "Transportation and Urban Land. Washington, D.C. Resources for the Future, Inc". Traducción al castellano (1972), Transporte y Suelo Urbano, Barcelona, Oikos-tau ediciones, 140p, 1961a.
48. Wong, D. "Geostatistics as Measures of Spatial Segregation". *Urban Geography*, vol. 20, pp. 635-647, 1999.
49. Wong, D.; Chong, W. "Using Spatial Segregation Measures in Gis and Statistical Modeling Packages". *Urban Geography*, vol. 19, núm. 5, pp. 477-485, 1998.
50. Wong, D. "Spatial Indices of Segregation". *Urban Studies*, vol. 30, núm. 3, pp. 559-572, 1993.
51. Zenou, Y. *Urban Nabor G^{***}conomics*. New York, Cambridge University Press, 2009.