

Segregación residencial en Bogotá a través del tiempo y diferentes escalas

Lissette Aliaga-Linares and María José Álvarez-Rivadulla

© 2010 Lincoln Institute of Land Policy

**Documento de trabajo del
Lincoln Institute of Land Policy**

Los resultados y conclusiones del presente trabajo no se encuentran sujetos a una revisión detallada y no necesariamente reflejan los puntos de vista y las políticas oficiales del Lincoln Institute of Land Policy.

Prohibida su reproducción sin permiso de sus autores.
Para más información sobre solicitudes de permiso, comunicarse directamente con los autores.
help@lincolninst.edu

Lincoln Institute Product Code: WP10LL1SP

Resumen

En este artículo se describen los cambios en la segregación residencial en Bogotá a lo largo del tiempo para diferentes escalas espaciales, comparando mediciones espaciales y no espaciales. Este artículo tiene dos objetivos, ya que intenta ser tanto un aporte sustantivo como metodológico al estudio de la segregación en esta ciudad. Mediante la utilización de datos provenientes de censos y cartografía desde los años 80 hasta la actualidad, realizamos lo siguiente: a) rastrear los cambios a lo largo del tiempo; b) comparar la segregación en diferentes escalas (por ejemplo, localidad, barrio, etc.); c) comparar los índices de segregación espacial y no espacial; d) identificar los "puntos críticos" o áreas muy homogéneas de la ciudad; y e) comprobar si los patrones de segregación de los barrios de menor condición socioeconómica se correlacionan con resultados sociales negativos. A la luz de los resultados obtenidos, sugerimos hipótesis acerca de los procesos que se encuentran detrás del agrupamiento espacial de la población y los cambios producidos en dicho agrupamiento.

Palabras Llave: Segregación residencial; Medidas de segregación residencial; Índices de segregación espaciales y no espaciales; Distribución espacial de población; Patrones de segregación socioeconómica en ciudad de país en desarrollo.

Acerca de las autoras

Lisette Aliaga-Linares es una socióloga peruana graduada de la Universidad Nacional de San Marcos, Lima (2001). En calidad de candidata a doctorado del Departamento de Sociología de la Universidad de Texas (UT) en Austin, se ha especializado en demografía, específicamente los temas de investigación sobre urbanización y migración. Actualmente tiene una pasantía en el *Population Research Center* de la UT y ha participado en varios proyectos latinoamericanos de investigación comparativa. Su principal interés de investigación ha sido la economía informal, un tema que estudia combinando métodos cualitativos con técnicas estadísticas espaciales y no espaciales.

Contacto: *Population Research Center, 1800 Main Building, 1 University Station, University of Texas at Austin, Austin TX 78712. Teléfono: 512-471-5514; lisette@prc.utexas.edu.*

María José Álvarez-Rivadulla es profesora de sociología en la Facultad de Ciencias Humanas de la Universidad del Rosario en Bogotá, Colombia. Recibió su doctorado en sociología en la Universidad de Pittsburgh (2009). Su disertación giró en torno al ciclo de ocupación ilegal de suelos en Montevideo, Uruguay. Ha sido miembro activo del GESU, una red latinoamericana dedicada al estudio de la segregación residencial y los efectos en el barrio. Su área de interés es el estudio de las desigualdades, especialmente en las zonas urbanas, los movimientos sociales y los métodos de investigación.

Contacto: *Escuela de Ciencias Humanas, Universidad del Rosario; Carrera 6A No. 14-13 Oficina 505 Edificio Santa Fe Bogotá, D.C. Colombia. Teléfono: 571-341-4006, interno 212 ; mariaj.alvarez@urosario.edu.co.*

Reconocimientos

Agradecemos a Stephen Matthews, Yosef Bodovski y Steve Graham por su ayuda en los aspectos técnicos de la extensión SpatialSeg, así como también a Ivette González, Sebastián Villamizar, Huáscar García, Martín Aliaga, Miguel Valderrama, Doris León y Ana Sánchez por su apoyo en los cálculos y otras tareas de investigación.

Índice

I. INTRODUCCIÓN.....	1
II. BOGOTÁ EN EL CONTEXTO LATINOAMERICANO.....	3
III. AVANCES EN LA MEDICIÓN DE LA SEGREGACIÓN RESIDENCIAL EN AMÉRICA LATINA Y BOGOTÁ.....	6
IV. PREGUNTAS PARA LA INVESTIGACIÓN.....	9
V. METODOLOGÍA.....	10
VI. CAMBIOS EN LA SEGREGACIÓN RESIDENCIAL, DÉCADAS DE 1980–2000	17
VII. ACERCA DE LOS EFECTOS NEGATIVOS DE LA SEGREGACIÓN A NIVEL LOCAL.....	25
VIII. COMENTARIOS FINALES.....	28
IX. REFERENCIAS.....	32
APÉNDICE METODOLÓGICO.....	35
APÉNDICE – CUADROS.....	38
APÉNDICE – MAPAS.....	41

Segregación residencial en Bogotá a través del tiempo y diferentes escalas

I. Introducción

El estudio de la segregación residencial se ha difundido en forma progresiva desde los Estados Unidos hacia América Latina mediante la proliferación de investigaciones teóricas y empíricas desde los años 90 (Flores 2008; Queiroz Ribeiro y Kaztman 2008; Roberts y Wilson 2009; Rodríguez 2001; Rodríguez y Arriagada 2004; Sabatini 2003; Sabatini, Cáceres y Cerda 2001b; Sabatini y Sierralta 2006; Telles 2004). Dos rasgos principales caracterizan la experiencia de segregación en la ciudad latinoamericana. La primera es que la segregación socioeconómica es una característica típica de la estructura social y espacial de la ciudad. Nítidas diferencias de clase social por barrio han sido parte de la experiencia urbana de América Latina desde que las ciudades empezaron a crecer en la década de 1960s con la llegada de migrantes rurales. En la región, conocemos mucho menos sobre segregación racial o étnica, en parte porque por varios años los censos demográficos latinoamericanos no han registrado información sobre raza o etnicidad. Sin embargo, en los casos en que sí tenemos información, tal como en ciudades brasileñas, las categorías raciales suelen ser menos determinantes de segregación residencial que las categorías de clase social, comparado con ciudades de los Estados Unidos (Telles 2004). Curiosamente, la segunda característica es que estas mismas divisiones territoriales por clase social han estado cambiando. Mientras en el pasado las ciudades latinoamericanas se caracterizaban por la concentración de los pobres en las periferias y la concentración de las clases medias y altas en el centro, esto ha empezado a cambiar. Por ejemplo, Sabatini et al. (2001a, 2001b) han documentado para el caso de Santiago de Chile la fuga de la clase alta hacia áreas periféricas, en donde los terrenos son más baratos, para construir condominios cerrados o comunidades cerradas.

En general, según los estudios longitudinales, las metrópolis latinoamericanas tienden a presentar un alto nivel de segregación por ingresos y otros aspectos socioeconómicos; además, esta tendencia ha aumentado al correr de los años a menor escala. De acuerdo con algunos estudios de caso, como por ejemplo el de São Paulo, Brasil, y el de Concepción, Chile, la conexión entre la desigualdad en la distribución del ingreso y la segregación residencial es más compleja de lo que parece. La segregación no siempre es un reflejo de los patrones generales de desigualdad. El espacio urbano tiene su propia autonomía relativa (Sabatini 2003:12). Además, según estudios que han pasado de describir la segregación a utilizarla como una variable independiente para explicar los efectos en los barrios reportan efectos negativos derivados de vivir en barrios pobres, controlando por otros factores tales como las características de la hogar y la escuela. Por lo tanto, al describir la segregación residencial en la región, surgen dos hipótesis principales: (1) la ciudad latinoamericana está pasando de la segregación a macroescala a una segregación a microescala; y (2) dicha segregación a microescala está produciendo más efectos negativos, ya que se relaciona en mayor medida con el surgimiento de barrios tipo gueto que producen comportamientos de riesgo social.

Aunque comparten tendencias similares, las ciudades latinoamericanas se diferencian entre sí en la velocidad a la que hacen la transición a un patrón de microescala y, tal vez, en sus efectos. Por ejemplo, según un reciente estudio comparativo, en base a los índices de disimilaridad en cuanto a los logros educativos, la segregación en líneas generales está disminuyendo en Buenos Aires, Ciudad de México y Santiago de Chile, mientras que se mantiene estable en São Paulo y va en

aumento en Montevideo. En la mayoría de estas ciudades, con excepción de Santiago, dicha tendencia se encuentra asociada a la reducción del aislamiento de grupos con bajos niveles de logros educativos (Roberts y Wilson 2009:208). Las causas y consecuencias detrás de esta transición siguen siendo cuestiones de investigación empírica y se encuentran influidas por las características históricas de cada ciudad. En este estudio intentaremos describir la segregación residencial socioeconómica en Bogotá a lo largo del tiempo, con el fin de brindar un aporte al continuo debate sobre este tema en la región.

La ciudad de Bogotá brinda un interesante caso para analizar la segregación residencial en la región, debido a sus peculiaridades en cuanto al crecimiento y la planificación urbana. Bogotá sigue creciendo, al contrario de la tendencia que se da en otras ciudades principales de América Latina (Portes y Roberts 2005). La mayoría de los emigrantes llegan a Bogotá atraídos por las oportunidades de la gran ciudad, pero un cierto porcentaje de dichos emigrantes llega porque no tienen otra opción, ya que han sido desplazados por la violencia reinante en algunas partes de la zona rural. De acuerdo con un estudio oficial, Bogotá recibe entre el 7 y el 8 por ciento de la población total desplazada de Colombia, lo que representó el 1,3 por ciento del crecimiento de la ciudad en el año 2004 (DAPD 2004). Además, Bogotá es, hoy en día, una ciudad en la que el estado ha vuelto a tomar las riendas de la planificación, implementando proyectos públicos modelo admirados en todo el mundo. El proyecto más famoso es, tal vez, el Transmilenio, un sistema de autobuses públicos que funciona como un metro, con carriles exclusivos para los autobuses, y que conecta a la ciudad de norte a sur. Debe destacarse que Bogotá adoptó una política de estratificación territorial con el fin de subvencionar los servicios públicos para los residentes de más bajos recursos, una iniciativa única entre las ciudades colombianas. Estas características cumplen un rol muy importante a la hora de explicar la formación de la segregación residencial y los diferentes problemas derivados de la movilidad residencial de la población.

Un conjunto de investigaciones, pequeño pero muy interesante, ha comenzado a estudiar los patrones de segregación de Bogotá. La compilación de estudios urbanos en Colombia hecha por Dureau (2007) incluye un estudio de los patrones de segregación de Bogotá desde 1973 hasta 1993. Salas Venegas (2008) continúa esta tradición y agrega información acerca del mercado de viviendas, realizando un análisis censal hasta 1993. Otros dos estudios, basados en datos de la Encuesta sobre Calidad de Vida 2003-2004, analizan tendencias más recientes (PNUD-IDH 2008; SDP 2007). Debido a la representatividad de esta encuesta, la unidad de área más pequeña que pueden analizar estos dos últimos estudios es la UPZ (Unidad de Planificación Zonal), una parcelación territorial administrativa usada para fines de zonificación y planificación urbana, que es mucho más grande que el barrio. Tomando estos cuatro estudios como antecedentes, intentamos en nuestro estudio realizar un aporte al cuerpo de conocimiento de varias maneras, a saber: a) extender el lapso de tiempo hasta el censo más reciente del año 2005; b) calcular los índices de segregación espacial por primera vez; y c) comparar los niveles de segregación en cuatro escalas diferentes: manzanas, sector censal, UPZ y localidad. Además, brindamos un análisis de la variación local de dichos índices con el fin de identificar las áreas en las que la segregación socioeconómica se encuentra aglomerada, y replicamos por primera vez los métodos de estudios anteriores con el fin de probar si la segregación residencial de las hogares de bajos recursos se encuentra o no asociada a los indicadores de riesgo social de esta ciudad.

Empezamos este estudio describiendo los antecedentes de investigación sobre segregación residencial en América Latina y presentamos el caso de Bogotá. Luego tratamos el tema de los

avances recientes en cuanto a la medición de la segregación residencial, destacando los esfuerzos realizados para medir los niveles de segregación en América Latina y Bogotá. Finalmente, presentamos un resumen de los resultados obtenidos, divididos en tres secciones. La primera sección muestra los cambios producidos en toda la ciudad en cuanto a la segregación residencial, tanto para las décadas de 1980-1990 como para las de 1990-2000, utilizando cuatro índices: el Índice de Segregación Residencial (RSI), basado en la cantidad de años de educación del jefe de hogar, y los índices de Disimilaridad (D), Exposición (E) y Aislamiento (I), basados en grupos educativos y pobreza. Comparamos los resultados espaciales y no espaciales a diferentes escalas y presentamos nuestras hipótesis. En las siguientes secciones, analizamos los patrones de aglomeración de los indicadores de referencia y los índices de segregación, y ponemos a prueba la hipótesis de los efectos negativos. Finalmente, sintetizamos nuestros resultados, establecemos los límites y delimitaciones de nuestra investigación y proponemos otros temas para futuras investigaciones.

II. Bogotá en el contexto latinoamericano

En términos de la clásica evolución latinoamericana de la segregación residencial, Bogotá no es un caso atípico. Dado su origen colonial, Bogotá fue fundada siguiendo la forma de damero, en la que la vida de la ciudad giraba en torno a la plaza principal donde se concentraba la elite militar, política y religiosa. En este período, las ciudades eran pequeñas y, aún cuando hubiera un sistema de estratificación de castas, la segregación espacial era mínima. Así, los residentes de condición baja coexistían o habitaban cerca de los grupos de alto prestigio social.

A partir de la década de 1950, y a raíz del crecimiento de la población (causado, entre otras razones, por el desplazamiento por motivos políticos), un modelo de segregación a macroescala fue tomando forma. Así como en otras ciudades principales de América Latina, la ocupación informal de suelos en Bogotá se expandió en gran manera hacia la periferia pero, a diferencia de lo que ocurría en las demás ciudades, los asentamientos informales en Bogotá tomaron comúnmente la forma de urbanizaciones piratas. Estos asentamientos se crearon mediante operaciones de venta semi-legales de grandes lotes de propiedad privada en lugar de la ocupación del suelo organizada a nivel político o asentamientos por invasiones de los sectores generalmente más pobres. Sin embargo, estos lotes fueron asignados para uso residencial sin los servicios públicos elementales, tales como el agua potable. Se desarrollaron, por lo general, dentro de la periferia de la zona sur de la ciudad y se caracterizaron por presentar hogares numerosas y una alta densidad de población. Dentro de este contexto, las clases más altas comenzaron a migrar desde el centro de la ciudad hacia la zona noreste de la misma. Mientras que la clase media mayormente alquilaba dentro de las áreas del centro de la ciudad y se benefició con subsidios para vivienda que le facilitó el acceso a viviendas ubicadas en proximidad a las clases altas y a los centros de negocios emergentes en los distritos del norte. Este movimiento implicó la migración de servicios, del comercio y de las actividades institucionales hacia dichas áreas. Así, una ciudad dual marcada por la expansión de los ricos en el norte y de los pobres en el sur dio lugar a la consolidación de un mercado privado de producción y construcción de viviendas en el norte, así como también a un mercado informal de suelos seguido por prácticas de autoconstrucción en el sur. No obstante, debe tenerse en cuenta que aún en el sector norte de la ciudad existía una relativa mezcla de áreas residenciales de la clase alta y asentamientos de bajos recursos en suelos ocupados de manera informal.

Hoy en día existen varias tendencias regionales y mundiales que están transformando la forma urbana de la segregación residencial a microescala, lo que reduce los índices de segregación en toda la ciudad pero deriva también en el surgimiento de opciones de vivienda y razonamientos discriminatorios que, en algunas ciudades, puede aumentar el aislamiento de los grupos sociales en ambos extremos de la escala de estratificación. Un retorno al centro de la ciudad es promovido por las inversiones en bienes raíces enfocado a un mercado de jóvenes profesionales, que está acompañado de medidas gubernamentales para recuperar los espacios públicos. Asimismo, los proyectos residenciales dirigidos a las clases media y alta también están obteniendo beneficios mediante la compra de suelos de bajo precio y el traslado hacia áreas que tradicionalmente ocupaban las clases trabajadoras populares en el centro y la periferia. Un ejemplo de este fenómeno son los barrios cerrados ubicados en la periferia de ciudades como Santiago (Cáceres y Sabatini 2004), Buenos Aires (Svampa 2001) y, en menor medida, Montevideo (Álvarez-Rivadulla 2007).

Podemos rastrear la tendencia hacia la segregación a microescala en Bogotá a los comienzos de los años 80, cuando se dio un proceso de retorno al centro de algunos residentes de las clases media-alta, acompañado de una amplia oferta de conjuntos cerrados y/o edificios de alta densidad con seguridad privada. Estas nuevas ubicaciones fueron motivadas por la cercanía a las áreas centrales de negocios, aunque algunos de ellos también se encuentran dentro de las áreas periféricas. En el caso de Bogotá, debe destacarse que los formatos de conjuntos cerrados no son exclusivos de las clases medias o altas. También han tomado la forma de grandes edificios de apartamentos con menos comodidades y planos de planta de menores dimensiones, los cuales son más accesibles económicamente para las hogares de ingresos medios y medio-bajos. En el año 2007, se estimó que sólo el 11,6 por ciento de las hogares estaban categorizadas en el estrato más alto (5 ó 6), mientras que más de la mitad pertenecía al estrato 2 ó 3, las cuales todavía reciben subvenciones para servicios básicos (El Tiempo 06/08/2007).

Sin embargo, estos patrones a microescala de creciente proximidad aparentemente coexisten con patrones de segregación a macro escala que todavía persisten. La caracterización de Bogotá como "el norte rico y el sur pobre" está cambiando pero aún existe. Además, se está expandiendo a las afueras de los límites de la ciudad, con los pobres (principalmente poblaciones desplazadas) asentándose en los municipios del sur, tales como Soacha, y los ricos expandiéndose hacia áreas norteñas, tales como Chia (Salas 2008).

En general, la evolución de la segregación residencial en Bogotá es muy similar al modelo general de la ciudad latinoamericana. Aún así, la naturaleza de la reciente intervención estatal en la planificación territorial sobresale como una diferencia significativa que, de alguna manera, podría estar contrarrestando los patrones de segregación. Bogotá es una de las pocas ciudades en América Latina en la que la estratificación territorial se ha convertido en una herramienta importante para planificar la ciudad con el objetivo de posibilitar políticas equitativas. La estratificación socioeconómica oficial se ha ido implementando desde mitad de la década de los 80 y se formalizó en 1994. Está basada en una gestión sistemática del territorio. La administración de la ciudad evalúa la calidad de las viviendas y el entorno urbano y asigna un número de estrato del 1 al 6 al grupo de viviendas que, por lo general, corresponde a una manzana: cuanto más alto sea el número, más alto es el estrato. Los residentes de los estratos 5 y 6 pagan una sobretasa por su consumo mensual de servicios públicos; los estratos 1 al 3 pagan tasas reducidas por el costo mensual de los servicios públicos, con un descuento que va del 15 por ciento al 50 por ciento; y el estrato 4 paga el valor exacto de los costos de los servicios. La

administración de la ciudad actualiza la estratificación anualmente para los nuevos lotes residenciales que se incorporan a la ciudad, y revisa la asignación de estratos cada tres años.

Las consecuencias de esta política territorial pública pueden tanto incentivar como desalentar la movilidad residencial. Y esto puede ocurrir en ambos extremos de la escala social. Por un lado, puede promover la densificación de alternativas residenciales para los residentes más ricos en las áreas residenciales de los estratos más altos, mientras que, al mismo tiempo, puede detener la movilidad residencial, lo que genera incentivos para permanecer en un estrato más bajo y, como consecuencia, pagar servicios más baratos a pesar de la movilidad personal ascendente.

La definición de estratos ya es parte de la cultura de la ciudad, puesto que las distinciones y juicios de clase se basan por lo general en "estratos". Según estudios recientes, aún cuando ambas categorías no se usen como sinónimos, su diferenciación es ambigua (Uribe 2008; Uribe y Pardo 2006; Uribe, Vásquez y Pardo 2006). La mayoría de los residentes aplica una distinción social a los estratos. De esta manera, si una persona de una clase social alta se muda a un barrio en un estrato más bajo o subvencionado, se entiende como una situación de movilidad descendente. Sin embargo, en el extremo opuesto, mudarse a barrios de estratos más altos no se percibe como una forma de garantizar la movilidad ascendente ni tampoco como una alternativa deseable para los residentes de estratos más bajos. Al preguntárseles si se mudarían a un barrio de un estrato más alto si tuvieran la oportunidad de volverse ricos, el 58 por ciento de los residentes de estratos bajos respondió que no se mudarían (Uribe 2008:159). Curiosamente, las categorías de estratificación atribuidas a una vivienda o manzana han pasado a caracterizar lugares tales como parques, centros comerciales y aún personas que viven en el área. Además, hay evidencias que sugieren que en las áreas residenciales de estratos más bajos un sentido de similitudes sociales sobrepasa a otras formas de diferenciación. Saézn (2003) llevó a cabo un estudio basado en tres barrios con diferentes orígenes (asentamiento informal, proyecto público de viviendas y barrio cerrado) que compartían el estrato 2. Siguiendo la trayectoria social y espacial de los residentes, el no encontró respaldo para la clásica diferenciación entre formas de producción de vivienda y grupos socioeconómicos. Encontró no solamente formas diferentes de producción de vivienda en el mismo estrato sino también que los residentes que comparten el mismo estrato se perciben como pertenecientes al mismo grupo socioeconómico, sea que vivan en una casa auto-construida, en un departamento en un edificio, o en un proyecto público de vivienda de interés social.

De acuerdo con el Informe de Desarrollo Humano para Bogotá del año 2008, los avances en gestión territorial todavía carecen de eficacia a la hora de reducir la segregación residencial. Aún así, los autores del estudio observaron niveles más bajos de segregación cuando midieron la infraestructura urbana, la cual se encuentra relativamente bien distribuida, con ciertas excepciones en las áreas más pobres. Según este informe, Bogotá es una ciudad con alto nivel de segregación basada en los precios de las viviendas y los ingresos, por lo que se recomienda mejorar los centros en donde vive la clase trabajadora, así como también promover el uso de suelos de tal manera que beneficie tanto a los ricos como a los pobres (PNUD-IDH 2008:87-91). Irónicamente, se generaron varias iniciativas en la ciudad (como por ejemplo, la estratificación territorial) con el fin de reducir la desigualdad social. Y es cierto que Bogotá redujo las desigualdades en términos de acceso al transporte e infraestructura urbana. Después de la implementación del sistema de transporte masivo Transmilenio, el tiempo y costos de transporte para los residentes se han reducido, lo que resultó en prácticamente eliminar las diferencias en la movilidad de los estratos altos y los bajos (Perdomo y otros 2007).

Aunque esta estratificación territorial contribuye a la reducción de la disparidad en cuanto al acceso a los servicios, a medida que la infraestructura urbana se expande en la ciudad, se detectan otras formas más complejas de desigualdad social y segregación. Como resultado, Bogotá es un caso importante para analizar las tendencias de segregación residencial y comparar sus características específicas con otras ciudades latinoamericanas.

III. Avances en la medición de la segregación residencial en América Latina y Bogotá

La segregación puede definirse como la separación espacial entre diferentes grupos de la población. A medida que la segregación se intensifica, la homogeneidad de las áreas espaciales aumenta. Aunque parezca tan simple, la literatura que versa sobre segregación ha provocado extensos debates conceptuales y metodológicos. La segregación tiene diferentes aspectos o dimensiones, por lo que ninguna medida puede de por sí aplicarse a todas ellas. Desde las investigaciones que no tomaban en cuenta los problemas de medición bajo la creencia errónea de que la segregación residencial era un fenómeno evidente en sí mismo, muchos intentos de investigación se han beneficiado con los avances en las mediciones para comenzar a describir el ritmo del fenómeno en varias ciudades.

Sabatini y Sierralta (Sabatini y Sierralta 2006) revisaron la posibilidad de aplicación del enfoque multidimensional de Massey y Denton en el contexto latinoamericano (Massey y Denton 1988; Massey, White y Phua 1996). Debido a que las características de la separación espacial entre grupos de diferente condición socioeconómica en las ciudades latinoamericanas difieren del patrón clásico observado en los Estados Unidos, estos autores sostienen que las dimensiones de concentración y centralización pueden no ser aplicables. La concentración en el espacio, comúnmente conocida como densificación en un espacio reducido, probablemente sea más una manifestación de la pobreza en las ciudades de los Estados Unidos, ya que presentan un patrón de segregación tipo gueto basada en la segregación racial. La dimensión de centralización es una medida de segregación indirecta que se aplica a aquellos casos en los que los pobres viven, por lo general, en las áreas del centro de la ciudad, lo que no ocurre en las ciudades latinoamericanas. Entre las cinco dimensiones que mencionan Massey y Denton, Sabatini y Sierralta creen que la uniformidad, la exposición y el agrupamiento son las más útiles a la hora de describir el tipo de segregación que se observa en las ciudades de América Latina.

Gran parte de los estudios empíricos acerca de la segregación en América Latina se han centrado solamente en una dimensión, la uniformidad, utilizando el índice de disimilaridad (D) y el Índice de Segregación Residencial (RSI). La mayoría de los estudios que se basan en estimaciones de disimilaridad dependen en gran manera de mediciones de dos grupos: comparan a los más ricos con el resto de la población o a los más pobres o menos instruidos con el resto de la población (Cervini y Gallo 2001; González y otros 2007; Katzman 1999; Rodríguez y Arriagada 2004; Sabatini, Cáceres y Cerda 2001a). Debido a que las variables de condición socioeconómica tienden a ser ordinales (por ejemplo, el nivel de educación alcanzado) o continuas (por ejemplo, los ingresos de la hogar), Arriagada y Rodríguez (2003) propusieron el RSI como alternativa al método de dividir la población en sólo dos grupos. Este índice representa el porcentaje de la varianza total en la variable seleccionada que se explica por las varianzas intragrupo.

Recientemente se han hecho intentos en la región de expandir el conjunto de índices que se utilizan, con el fin de tener en cuenta no sólo la uniformidad sino también la exposición y el agrupamiento, y se agrega una dimensión comparativa muy necesaria (Roberts y Wilson 2009).

Sus cálculos también están basados en el nivel de educación utilizando mediciones de dos grupos.

Algunos estudios en América Latina se han beneficiado con los avances en las mediciones espaciales de la segregación. Dichos avances surgen de la idea que un fenómeno intrínsecamente espacial como la segregación residencial debería tomar en cuenta la espacialidad en lugar de ignorarla. Es decir, los índices utilizados con más frecuencia, como por ejemplo el D, calculan la segregación para unidades espaciales aisladas sin tener en cuenta lo que les ocurre a los vecinos. Por lo tanto, los estudios pueden concluir que no existe segregación en una unidad espacial sin considerar lo que ocurre en la unidad espacial contigua, independientemente de cuán próximas estén una de otra o cuánta interacción pueda existir entre sus habitantes a través de límites administrativos generalmente arbitrarios (Reardon y O' Sullivan 2004; Wong 1993). Para el caso de Lima metropolitana, Peters y Skop (2007) utilizaron mediciones espaciales desarrolladas por Wong, tales como el índice de disimilaridad espacial multigrupo y elipses de desviación, entre otras. Por ejemplo, utilizando estas mediciones, los resultados demostraron un patrón muy fragmentado de segregación residencial, con focos de pobreza concentrados en ciertas periferias, así como también dentro de áreas residenciales de condición socioeconómica más alta. Curiosamente, esta investigación sugiere que, en el caso de Lima, la clase media se encuentra más segregada, ya que tiene una representación superior a la normal en ciertas áreas de la ciudad. Mediante la utilización de elipses de desviación, demuestran de qué manera los pobres se ubican en la periferia de las periferias y cómo las áreas socioeconómicas heterogéneas se van desarrollando en centros a la entrada de las áreas periféricas. Es posible que estos patrones no puedan ser captados en su totalidad por los índices no espaciales, y la restricción de las mediciones de dos grupos en el caso de la disimilaridad puede ocultar el efecto de la movilidad espacial de la clase media.

Sin embargo, algunos académicos han extendido los índices de segregación mediante ajustes espaciales basados en variables continuas. Feitosa y otros (2007) analizaron la segregación residencial en São Jose dos Campos, Brasil, para los años 1991 y 2002. Utilizaron medidas espaciales de exposición y disimilaridad y propusieron una versión espacial del RSI utilizando funciones de distancia núcleo (*kernel*). Realizaron así una evaluación comparando índices no espaciales y espaciales mediante la utilización de datos simulados y confirmaron la superioridad de los índices espaciales.

En el caso específico de Bogotá, creemos que no existen otros estudios que utilicen ajustes espaciales. Aún así, existen cuatro estudios principales que han comenzado a describir los patrones de segregación de Bogotá en forma cuantitativa, los cuales, según mencionamos anteriormente, son antecedentes directos de nuestro trabajo. La primera investigación es una compilación de estudios urbanos en Colombia, realizada por Dureau y otros (2007), que incluye un estudio de los patrones de segregación de Bogotá desde 1973 hasta 1993. Utilizando datos de los censos de 1973, 1985 y 1993, los autores analizan los cambios producidos en la segregación en base a un índice creativo de la condición social de una hogar (suma de los años de educación de todos los miembros de una hogar mayores de 15 años de edad, dividida por la tasa de personas por dormitorio). Utilizan además una medida innovadora como indicador de segregación, la raíz cuadrada de Hutchens, a nivel local. Diagnostican una ciudad dividida pero no encuentran muchos cambios a lo largo del tiempo, aunque el índice de segregación aumenta levemente en 1985 y luego vuelve a los niveles de 1973 en el año 1993. Los autores interpretan dicha estabilidad relativa diciendo que la segregación puede estar ocurriendo a un nivel más

reducido. Sugieren una hipótesis muy interesante que también compartimos: que la omnipresencia de conjuntos cerrados permitió a las personas de diferentes clases sociales vivir en mayor proximidad unas de otras. Según su teoría, el creciente predominio de muros y portones alrededor de grupos de viviendas y edificios en Bogotá es una causa de los cambios producidos en el patrón de segregación de esta ciudad, pasando de una macroescala a una microescala. Aún así, los autores dejan este tema abierto al debate, ya que sólo analizan la segregación a nivel de localidad.

El segundo estudio, llevado a cabo por Salas Venegas (2008), continúa la tradición del análisis cuantitativo de la segregación y agrega información cualitativa acerca del funcionamiento del mercado de viviendas en diferentes partes de Bogotá. De manera similar al estudio de Dureau, el análisis de censos va de 1973 a 1993 y la autora utiliza también el índice de la condición social de la hogar. Sin embargo, agrega dos contribuciones al estudio anterior: además de utilizar la raíz cuadrada de Hutchens, hace uso también del índice D más conocido, lo que permite realizar una mayor cantidad de comparaciones, y decide medir la segregación a diferentes escalas espaciales, no solamente al nivel de la localidad. A pesar de haber descubierto, como era de esperarse, que la segregación a microescala es definitivamente mayor y crece con más rapidez que la segregación al nivel de la localidad en Bogotá, Salas Venegas insiste en la polarización de la ciudad. Según la autora, la popular imagen de "el norte rico y el sur pobre" de Bogotá tiene un fuerte fundamento en la realidad. Además, dicho patrón continúa más allá de los límites de la ciudad de Bogotá y llega a las áreas vecinas, donde la periferia sur concentra a la población pobre y la periferia norte concentra a los ricos.

Los otros dos estudios no se basan en datos censales sino en datos provenientes de la Encuesta de Calidad de Vida (2003) y de la Encuesta de Capacidad de Pago (2004) (PNUD-IDH 2008; SDP 2007). Estos datos permiten a los autores de los estudios utilizar variables que no se encuentran en los censos, pero no les permite ir más allá de las grandes áreas espaciales debido a los problemas de representación de las encuestas a escalas más reducidas y tampoco les permite realizar comparaciones longitudinales. Calculan el Índice de Segregación Residencial (RSI) para ingresos, gastos de una hogar y valor de las viviendas, y observan que el valor de las viviendas es la variable que segrega en mayor medida a las localidades de Bogotá. Además, los autores calculan la segregación para un índice del entorno edificado, en donde observan un menor nivel de segregación. Curiosamente, la calidad de las condiciones urbanas no siempre se correlaciona perfectamente con las características socioeconómicas de los hogares que viven allí. Aún así, las áreas más pobres son las que definitivamente carecen en mayor medida de la infraestructura urbana. Concluyen que los ricos y los pobres no se mezclan en el espacio urbano de Bogotá, pero que la infraestructura, de alguna manera, está mejor distribuida en la ciudad, con algunas áreas muy problemáticas.

Estos cuatro estudios son importantes antecedentes para nuestra investigación, que se basa en dichos estudios pero realiza un aporte en al menos cinco aspectos diferentes:

- (1) Actualiza las tendencias en base a datos censales más recientes.
- (2) Utiliza una variedad de escalas más amplia que al menos los dos últimos estudios mencionados, lo que nos permite ir de la localidad al nivel de manzana y observar las variaciones.
- (3) Utiliza una variedad de índices de segregación más amplia, siguiendo la idea de que diferentes índices miden diferentes aspectos de la segregación (por ejemplo, los índices D y RSI son útiles para la uniformidad de variables dicotómicas y continuas,

respectivamente, mientras que los índices de interacción, aislamiento e Morán I son valiosos para analizar la exposición y el agrupamiento, respectivamente).

- (4) Utiliza índices espaciales, con la convicción de que no deberíamos usar medidas no espaciales para analizar un fenómeno intrínsecamente espacial.
- (5) Va más allá de la mera descripción y prueba la hipótesis relativa a los efectos de la segregación, es decir, el efecto negativo de la segregación.

IV. Preguntas para la investigación

En base a investigaciones anteriores sobre Bogotá y los avances producidos en la medición de la segregación residencial en la región, proponemos las siguientes preguntas para la investigación:

Pregunta 1: ¿De qué manera han cambiado los índices espaciales y no espaciales de la segregación residencial socioeconómica de Bogotá en toda la ciudad para el último período censado?

Cuando las medidas espaciales de segregación son mayores que las medidas no espaciales habituales, el problema de la segregación es mayor de lo que registran los índices. Cuando las medidas espaciales son mayores, la probabilidad de tener contacto con "otros diferentes" es menor, debido a que las medidas espaciales no sólo tienen en cuenta la población en un área específica sino también la población en áreas adyacentes.

Pregunta 2: ¿El patrón espacial de segregación residencial socioeconómica difiere del correspondiente a la estratificación territorial oficial?

La estratificación socioeconómica oficial define los grupos de estratos de acuerdo con las características de su entorno urbano. Esta categoría oficial tiene consecuencias directas para cada una de las hogares, ya que la gente paga los servicios de acuerdo con su "estrato". Además, debido a que la clasificación está enraizada en la cultura de la ciudad, las distinciones y juicios de clase se basan por lo general en "estratos". Creemos que el entorno urbano es relevante a la hora de determinar las probabilidades de vida y que, por lo tanto, es un indicador importante de la segregación residencial. No obstante, sospechamos que otras variables que capturen los recursos y características de cada hogar de manera más específica serán mejores indicadores de la ubicación de dicha hogar dentro de la ciudad. Así, proponemos comparar diferentes índices de segregación, teniendo en cuenta el entorno urbano (estratificación territorial), pero también condición socioeconómica (nivel educativo del jefe del hogar) y pobreza.

Pregunta 3: ¿El agrupamiento de indicadores de estratificación socioeconómica y territorial continúa apoyando la percepción de que Bogotá se encuentra dividida entre el norte y el sur?

Desde por lo menos los años 50, Bogotá ha demostrado un patrón de segregación norte-sur, donde los ricos viven en la zona norte y los pobres en la zona sur. Ya en el año 1989, un estudio cuestionó esta división monolítica norte-sur, ya que encontró focos de pobreza en el norte y una clase media que se mudaba y expandía la ciudad en la dirección suroeste (Portes 1989). Sin embargo, un estudio reciente reafirma la división de clases norte-sur al menos hasta los años 90 (Salas Venegas 2008). Aún cuando esto sea verdad, sigue siendo una cuestión empírica.

Pregunta 4: ¿La hipótesis de los efectos negativos es verdadera en el caso de Bogotá?

Esta tendencia se ha documentado en otras ciudades latinoamericanas, pero no se ha investigado en Bogotá.

V. Metodología

Índices seleccionados

Utilizando los datos disponibles de los censos de 1985, 1993 y 2005, calculamos los conteos de población según el nivel de educación del jefe de hogar y según la clasificación del hogar como pobre o no de acuerdo con las definiciones de Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI) y calculamos una variable continua de años de educación del jefe de hogar (EJH). También calculamos la cantidad de hogares por estrato homologando conjuntos de datos catastrales y censales para 1997 y 2007¹. Tomando como base las NBI y el EJH, calculamos los índices de segregación en dos escalas: ciudad (basada, a su vez, en todas las unidades más pequeñas, es decir, manzanas, sectores censales, UPZ y localidades) y sectores censales (basadas en manzanas, que son la unidad más pequeña a la que tuvimos acceso para recabar información).

Con el fin de evaluar la hipótesis de los efectos negativos, calculamos también los conteos de población utilizando cuatro indicadores generalmente reconocidos de vulnerabilidad o riesgo: la juventud inactiva (jóvenes que no estudian ni trabajan), la deserción escolar, el embarazo adolescente y el desempleo. El cuadro 1 resume las mediciones, las unidades espaciales, los datos y las variables.

Utilizamos la cartografía del censo de 1996 (la única disponible para realizar la georreferenciación de datos censales), que contiene 44.191 manzanas censales. Los censos de 1985, 1993 y 2005 brindan datos para una cantidad menor de manzanas: 23.501, 38.353 y 37.048, respectivamente. Sin embargo, el porcentaje de manzanas capturadas en esta cartografía para el censo de 2005 es de 83 por ciento, lo que sugiere una importante atrición de datos para las áreas ocupadas después de 1996. Realizando la comparación con la cartografía oficial de estratos, 549 manzanas en 1997 y 1.603 manzanas en 2007 se encontraban fuera del área de la cartografía censal. Esta disminución es mucho más evidente para las localidades cuyas áreas se están expandiendo hacia las periferias, tales como Suba, Bosa y Ciudad Bolívar.

¹ Para más detalles acerca de la gestión de datos, ver el Apéndice Metodológico.

Cuadro 1: Grupos de referencia, niveles, escalas e índices seleccionados

Grupos de referencia por variable	1980	1990	2000	Nivel (escalas)	Índices seleccionados
Educación del jefe de hogar Años de educación	X	x	x	Ciudad (localidades, UPZ, sector censal, manzana) Sector censal (manzanas)	RSI I de Moran LISA
Educación del jefe de hogar por grupos Sin educación formal y educación primaria incompleta Educación primaria y secundaria completa Algunos estudios universitarios, terciarios o técnicos	x x x	x x x	x x x	Ciudad (localidades, UPZ, sector censal, manzana)	Disimilaridad Exposición
Pobreza según las Necesidades Básicas Insatisfechas Hogares sin necesidades insatisfechas Hogares con una o más necesidades insatisfechas	x x	x x	x x	Ciudad (localidades, UPZ, sector censal, manzana) Sector censal (manzanas)	Disimilaridad Entropía (sólo sector censal) Exposición I de Moran LISA
Estratificación Cantidad de hogares en el estrato 1 Cantidad de hogares en el estrato 2 Cantidad de hogares en el estrato 3 Cantidad de hogares en el estrato 4 Cantidad de hogares en el estrato 5 Cantidad de hogares en el estrato 6	n/c	x x x x x x	x x x x x x	Ciudad (localidades, UPZ, sector censal)	Disimilaridad Exposición I de Moran LISA
Signos de riesgo y exclusión social Juventud inactiva Deserción escolar Embarazo adolescente Desempleo	x x x x	x x x x	x x x x	n/c	n/c

Debido a que los identificadores de manzana para los registros catastrales y censales difieren, no pudimos actualizar la cartografía de 1996. Por lo tanto, el área de estudio del presente proyecto consiste de 271,6 kilómetros cuadrados que capturan el 70,7 por ciento del territorio urbano actual de Bogotá. Para el conjunto anterior de datos censales, el porcentaje de casos correspondientes es de 99 por ciento, y entre las manzanas excluidas se encuentran aquellas ubicadas en áreas rurales o que carecen de identificadores de manzana. En el cuadro 3 se muestra la diferencia en los indicadores de referencia según la diferencia existente entre los datos georreferenciados y sin georreferenciar del último año censal.

Cuadro 2: Manzanas censales de 2005 y catastrales de 2007 sin correspondencia

Localidades	Manzanas censales sin correspondencia	Manzanas catastrales fuera del área de estudio
Usaquén	457	116
Chapinero	166	16
Santa Fe	44	--
San Cristóbal	406	138
Usme	649	338
Tunjuelito	0	--
Bosa	728	215
Kennedy	543	--
Fontibón	198	1
Engativá	424	67
Suba	1.025	262
Barrios Unidos	40	--
Teusaquillo	59	--
Los Mártires	32	--
Antonio Nariño	81	--
Puente Aranda	86	--
La Candelaria	26	--
Rafael Uribe	290	124
Ciudad Bolívar	1.200	326
Total	6.434	1.603

Cuadro 3: Indicadores de referencia por año de censo

	1985	1993	2005	
			Georreferenciados	Sin georreferenciar
Media de años de educación	7,5	7,7	9,4	9,5
% de jefes de hogar sin educación formal o educación primaria incompleta	23,8	18,1	14,0	13,7
% de jefes de hogar con educación primaria y secundaria completa	59,1	60,6	58,9	58,4
% de jefes de hogar con alguna educación universitaria	17,0	21,3	27,1	27,9
% de hogares con NBI	31,2	17,2	3,8 (1)	4,5 (1)

(1) Cálculo en base a tres indicadores de NBI.

Las diferencias en la proporción de grupos de niveles de instrucción y la media de años de educación no son muy grandes entre los conjuntos de datos georreferenciados y sin georreferenciar para el año 2005. Sin embargo, los indicadores de pobreza muestran un mayor nivel de atrición. Para el área urbana de Bogotá, en el 2005 se estima oficialmente que el 9,2 por ciento de los hogares tiene al menos una NBI. Debido a que la pobreza prevalece en las áreas periféricas o rurales, es comprensible que el porcentaje se reduzca en nuestra área de estudio. Por ejemplo, la estimación oficial para 1985 fue del 35 por ciento para el área urbana, y nuestro conjunto de datos georreferenciados muestra una disminución de cuatro puntos porcentuales basada en los casos en los que no se brindaron identificadores. En 1993, la estimación oficial

calculaba un 17,3 por ciento de hogares con NBI para toda la región sin desagregar la área urbana y rural. Nuestra estimación se aproxima a la pobreza para el área urbana en la ciudad.

La aproximación oficial considera cinco indicadores para el cálculo de las NBI: vivir en un hogar con más de tres miembros por habitación; con materiales de construcción inadecuados; sin desagüe o agua potable; en el que el jefe de hogar sólo ha asistido a la escuela primaria y tiene, en promedio, tres personas a cargo; o en el que existe un niño de entre 6 y 12 años de edad que no asiste a la escuela. Para el año 2005, se incluyeron, en una muestra, preguntas para identificar la cantidad de habitaciones por hogar o los materiales de construcción. En base a dicha muestra, la estimación oficial de NBI es del 9,2 por ciento para el área urbana. Nuestra estimación, que sólo tiene en cuenta variables que pueden georreferenciarse, es del 3,8 por ciento para el área de estudio y 4,5 por ciento para toda la ciudad. De esta manera, nuestro análisis de patrones de segregación residencial basados en la pobreza para el último período censado se refiere a una pequeña proporción de hogares pobres, es decir, las que se encuentran dentro de nuestra área de estudio y pueden identificarse con los indicadores de NBI disponibles. Con el fin de superar esta limitación, compararemos repetidamente los índices que no se han calculado espacialmente más allá del área de estudio para poder descubrir si siguen o no la misma tendencia observada en el área de estudio.

A pesar de la estrecha gama de variables disponibles en los censos para medir la condición socioeconómica (al contrario de lo que ocurre con otros datos más completos de encuestas) y de tener que utilizar cartografía desactualizada, creemos que el cálculo de los índices basados en los datos censales resulta más adecuado para analizar los efectos de las escalas y otros procesos, tales como exposición y agrupamiento. Teniendo en cuenta tanto referencias clásicas como desarrollos recientes acerca de la medición de la segregación, elegimos las medidas que han sido más utilizadas y validadas empíricamente en la literatura y para las cuales también se han desarrollado versiones espaciales.

Para la dimensión de uniformidad, calculamos el índice D (disimilaridad), que es el que se utiliza con más frecuencia en la literatura sobre segregación. La disimilaridad fue una de las primeras medidas propuestas por Duncan (1955). El índice de disimilaridad se refiere al porcentaje de personas de un grupo minoritario que deberían mudarse a otro lugar con el fin de lograr una distribución equitativa entre los grupos de la población. Este índice varía de 0 a 1 y puede expresarse como un porcentaje, lo que le confiere una lectura clara y muy intuitiva. La fórmula original es la siguiente:

$$D = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left| \frac{X_i}{X} - \frac{Y_i}{Y} \right|$$

donde: X_i es la población minoritaria en la zona i^{th} , X es la población minoritaria total, Y_i es la población mayoritaria en la zona i^{th} e Y es la población mayoritaria total. Va de 0 (sin segregación) a 1 (máxima segregación). La versión espacial controla la proximidad espacial y se interpreta de la misma manera. No obstante, la versión espacial de la disimilaridad satisface débilmente el principio de transferencia o intercambio, es decir, la movilidad de los grupos que se mudan de áreas con una mayor representación no produce ningún cambio en el índice cuando se mudan hacia áreas con menor representación. La utilización de la disimilaridad se popularizó mediante el uso de cálculos basados en dos grupos. Dependiendo de la variable, utilizamos la versión original o la versión multigrupo.

También utilizamos la versión no espacial y la versión espacial del índice de entropía H, que fue validado como una de las medidas de uniformidad de segregación más coherentes (Reardon y O'Sullivan 2004; Reardon y otros 2008). El índice de entropía se refiere a la diversidad de un área específica. Se interpreta como la diferencia entre la diversidad (entropía) del sistema y la diversidad promedio ponderada de las unidades individuales, expresada como una fracción de la diversidad total del sistema. El índice de entropía varía de 0 (donde todas las áreas tienen la misma composición que el área entera, es decir, la máxima integración) a 1 (donde todas las áreas contienen sólo un grupo, es decir, la máxima segregación). La fórmula original es la siguiente:

$$H = \sum_{i=1}^n \left[\frac{t_i (E - E_i)}{ET} \right]$$

donde: t_i es la población total en la zona i^{th} , E_i es el puntaje de entropía para la zona i^{th} , E es el puntaje general de entropía y T es la población total en el área de estudio. El puntaje de entropía se calcula utilizando la siguiente fórmula:

$$E = \sum_{m=1}^M \pi_m \ln \left(\frac{1}{\pi_m} \right)$$

donde: m es la cantidad de grupos de 1 a 'M', \ln es el logaritmo natural y π_m es la proporción del grupo m . Al contrario de lo que ocurre con el índice de disimilaridad, el puntaje de entropía no supone una distribución equitativa de los grupos de la población. La suposición de una distribución al azar limita el uso de este índice para comparar dos puntos en el tiempo o diferentes geografías. Por lo tanto, nuestras comparaciones de la ciudad a lo largo del tiempo se basan mayormente en la disimilaridad, aunque calculamos este índice para los sectores censales en cada punto en el tiempo con el fin de obtener un enfoque más realista en cuanto al grado de diversidad en un área y compararlo con la medida de disimilaridad.

Con el objetivo de medir la segregación residencial basada en variables continuas, como por ejemplo los años de educación, utilizamos el Índice de Segregación Residencial (RSI). El RSI es una medida basada en la varianza del atributo ordinal o continuo de una categoría de referencia. Se interpreta como el porcentaje de la varianza total, la cual se explica por la varianza entre unidades menores:

$$RSI = \frac{\sigma_{\eta}^2}{\sigma^2} \times 100 \quad \text{en donde} \quad \sigma_{\eta}^2 = \frac{\sum_{\eta} h_{\eta} (\bar{X}_{\eta}^2 - \bar{X}^2)}{N_I}$$

donde: σ_{η}^2 es la varianza entre unidades menores, σ^2 es la varianza total en la unidad mayor, y el cálculo de σ_{η}^2 requiere la cantidad de unidades sociodemográficas en cada subunidad componente (h_{η}) para calcular la media. La versión espacial del RSI controla este índice para la

proximidad espacial utilizando el principio de decaimiento con la distancia², del cual las varianzas se ponderan geográficamente. La dimensión de exposición mide el grado de contacto potencial entre los miembros de los grupos minoritario y mayoritario según hasta qué punto los grupos sociales comparten áreas residenciales comunes. Tal como lo señalan Massey y Denton (Massey y Denton 1988), los índices de uniformidad y exposición están correlacionados pero miden diferentes aspectos: las medidas de exposición dependen del tamaño relativo de los dos grupos que se comparan, mientras que las medidas de uniformidad no lo hacen. Las dos medidas principales son interacción y aislamiento. La interacción se refiere a la probabilidad de que una persona de uno de los grupos de referencia pueda interactuar con una persona del otro grupo. A la inversa, el aislamiento se interpreta como la probabilidad de que una persona interactúe con su mismo grupo de referencia. Así, estas medidas reflejan las probabilidades de que una persona del grupo minoritario comparta el área de una unidad con una persona del grupo mayoritario (interacción) o con otra persona del grupo minoritario (aislamiento). Cuando no se tiene en cuenta la espacialidad y solamente existen dos grupos, estos dos índices tienen una relación negativa perfecta: la suma de ambos índices es igual a la unidad. Conceptualmente, son medidas residenciales para dos grupos y, operativamente, cada grupo de referencia puede compararse basado en permutaciones de pares o comparaciones de uno contra todos. La fórmula original para la interacción es la siguiente:

$${}_xP^*_y = \sum_{i=1}^n [x_i / X] \times [y_i / t_i]$$

donde: x_i es la cantidad de miembros X , y_i es la cantidad de miembros Y , t_i es la población total de la unidad i y X es la cantidad de miembros X dentro del área de estudio total. En la fórmula de aislamiento, los miembros Y se reemplazan con miembros X en la población total del área de estudio, de la siguiente manera:

$$\sum_{i=1}^n [x_i / X] \times [x_i / t_i]$$

A los fines del presente estudio, utilizamos ambos índices y sus versiones espaciales para comparar las tendencias en toda la ciudad y relacionarlas con las que se han reportado con respecto a otras ciudades de la región. Para la prueba de efectos negativos, utilizamos solamente el índice de interacción.

Los índices no espaciales han sido objeto de crítica debido a que no toman en cuenta la organización espacial, ya que reproducen lo que se denomina "el problema del tablero de ajedrez", es decir, el hecho de que la misma distribución debería dar como resultado diferentes niveles de segregación cuando se miden utilizando los índices de disimilaridad, entropía y exposición si el grupo está concentrado en una esquina en particular de la unidad espacial o se encuentra dispersado en forma pareja. La incorporación de medidas ponderadas de espacialidad sirve para comprender la segregación con más exactitud, ya que tiene en cuenta la influencia de las unidades vecinas.

² El principio de decaimiento con la distancia es un término geográfico que describe el efecto de la distancia en las interacciones espaciales, según el cual la interacción entre dos lugares decaerá a medida que aumenta la distancia entre ambos.

Es importante destacar que, aunque logren superar el problema del tablero de ajedrez, todos estos índices son susceptibles a problemas de escala. Los índices espaciales por lo general continúan presentando problemas de sensibilidad de escala, es decir, son sensibles a los cambios de escala o límites de las unidades. Este problema también se conoce como Problema de Unidad de Área Modificable (MAUP, por sus siglas en inglés). Al comparar los índices espaciales de disimilaridad, Wong (2003) observó que los efectos de escala prevalecen particularmente cuando los índices se calculan para unidades más pequeñas. Este efecto también se entiende como una dimensión particular que debe incorporarse en el análisis de segregación (Reardon y otros 2008; Sabatini y Sierralta 2006). En consecuencia, al calcular índices en toda la ciudad utilizamos diversas escalas para comparar los cambios, con el fin de tener en cuenta esa división particular a lo largo del tiempo. Sin embargo, debe notarse que la definición de los límites de dichas escalas (tales como manzanas, sectores censales, UPZ y localidades) no se establecen para fines específicos de investigación, y son inevitablemente arbitrarios.

Los cálculos espaciales para todos los índices de uniformidad y exposición se basan en la *rasterización*³ de los puntos de densidad de la población por grupo, utilizando un enfoque de núcleo (kernel) adaptado. En otras palabras, según los parámetros seleccionados, estimamos un *raster* de densidad para cada grupo y realizamos cálculos de los índices ponderados espacialmente. Los índices de disimilaridad, entropía y exposición se calcularon utilizando el programa SpatialSeg, que se incorpora como una extensión en el entorno ArcGIS. Este programa fue desarrollado por Steve Graham en base al trabajo de David Sullivan, con el apoyo de un equipo de trabajo formado por académicos de la Universidad del Estado de Pensilvania y la Universidad de Stanford⁴.

A los fines de calcular los índices espaciales, especificamos un tamaño de celda adecuado para el conjunto de datos subyacentes, así como también una selección de radios que identificaran el área del barrio para la celda seleccionada. Para los niveles de manzana, sector censal, UPZ y localidad utilizamos, respectivamente, un tamaño de celda de 50, 100, 250 y 500 metros cuadrados, y un radio de 500, 1.000, 2.000 y 5.000 metros. Para el cálculo de cada sector censal basado en los datos del manzana, mantuvimos los mismos criterios, aunque omitimos la opción de agregación de red (*grid*). En el caso de la versión espacial del RSI, ponderamos los indicadores en base a la *rasterización* de los centroides polígonos, utilizando el mismo radio para el conjunto de datos correspondiente. Para facilitar el cálculo de los indicadores ponderados utilizamos el programa GWR3, desarrollado por Stewart Fotheringham, Martin Charlton y Chris Brundson⁵, que permite calcular las estadísticas descriptivas locales según especificaciones de núcleo (*kernel*).

Aún cuando los índices espaciales de uniformidad y exposición se corrijan mediante la distribución espacial de los grupos de referencia, la dimensión del agrupamiento requiere una

³ La *rasterización* es una técnica mediante la cual se convierten conjuntos de datos vectoriales en un formato de imagen que representa la distribución de un atributo o variable de interés según parámetros definidos por el usuario. Las cartografías de los censos por lo general se almacenan en un formato vectorial que presenta características bien definidas, tales como manzanas censales, sectores censales, etc., y que pueden ubicarse en términos de coordenadas *x* e *y*. En este formato, los datos de atributos son discretos, es decir, los atributos se asignan a un área limítrofe correspondiente, sin variaciones dentro de la misma. Por el contrario, el formato *raster* expresa atributos específicos como un conjunto de celdas de una red en continuo cambio, lo cual resulta más adecuado para representar los cambios sutiles en la distribución geográfica y modelar las relaciones espaciales en forma matemática.

⁴ Para más detalles acerca del programa SpatialSeg, visite el sitio <http://geog.gmu.edu/seg>.

⁵ Para más detalles acerca del programa GWR3, visite el sitio <http://ncg.nuim.ie/ncg/GWR/index.htm>.

mayor atención para poder evaluar si existe un patrón de aglomeración para los indicadores de referencia. En este sentido, dicha dimensión permite a los usuarios observar la formación de enclaves y guetos. Utilizamos el I de Moran para estimar el grado en que un indicador de referencia se asemeja en valor a otra unidad espacial:

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S_o \sum_i (x_i - \bar{x})^2}$$

donde: n es la cantidad de unidades de área dentro del área de estudio, x_i es el valor del indicador de referencia en la unidad I y x_j es su valor dentro de la unidad j, y w_{ij} corresponde a la ponderación aplicada a una unidad según una matriz ponderada seleccionada para el área de estudio. El índice espacial I de Moran calcula el promedio ponderado de las desviaciones del valor promedio de la variable en las unidades vecinas. Cuando no existen pruebas de una autocorrelación espacial, el I de Moran tiende al valor cero. La prueba de significación para este indicador se basa en 999 permutaciones.

Los Indicadores Locales de Autocorrelación Espacial (LISA) se desarrollaron en base al I de Moran y permiten a los usuarios visualizar las áreas en las que la autocorrelación espacial es significativa desde el punto de vista estadístico. Matemáticamente se define de la siguiente manera:

$$I = (x_i - \bar{x}) \sum_j w_{ij} (x_j - \bar{x})$$

Utilizamos el GeoDa, un programa desarrollado por Luc Anselin, para las medidas de autocorrelación espacial tales como LISA e I de Moran. La matriz de ponderación que utilizamos a los fines del cálculo es la *Queen*, que permite a los usuarios capturar la influencia de todas las unidades vecinas para una unidad espacial determinada.

VI. Cambios en la segregación residencial, décadas de 1980–2000

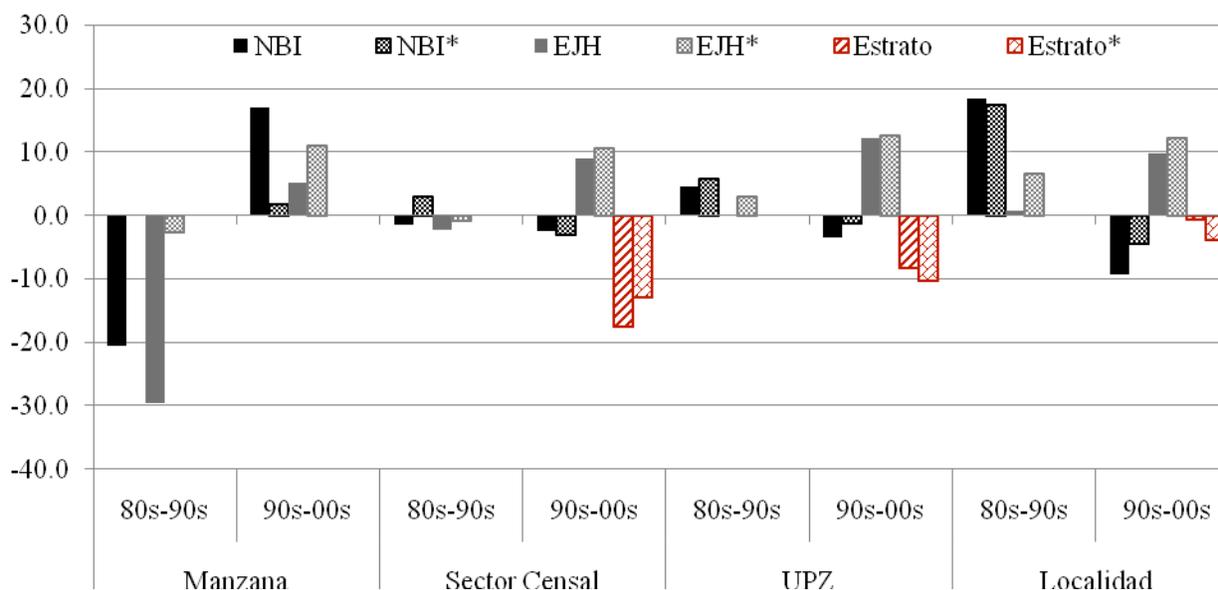
Con el fin de actualizar estudios anteriores, nuestro objetivo es estudiar las tendencias descriptivas correspondientes, particularmente las del último período intercensal (1993-2005), prestando especial atención a los cambios producidos en los índices en base a la pobreza y la condición socioeconómica, comparándolos con los de la estratificación territorial administrativa. Suponemos que si la estratificación territorial administrativa cumple el objetivo de redistribución que se ha propuesto, los indicadores de condición socioeconómica y pobreza pueden reflejar acertadamente las tendencias de la segregación residencial por estratos. Es decir, en términos de la dimensión de uniformidad de la segregación, por ejemplo, las tendencias a una menor diversidad y proporcionalidad de los grupos de los estratos en la ciudad pueden ser similares a las tendencias resultantes de calcular los mismos índices por la condición socioeconómica de las hogares. De la misma manera, una menor exposición de los grupos de los estratos más bajos también puede verse reflejada en las tendencias a la segregación de hogares pobres.

A medida que los estratos se aplican a las manzanas, los índices de segregación en términos de uniformidad y exposición reflejan una forma de segregación "completa". Por lo tanto, podemos concentrarnos en describir tendencias para esta categoría en unidades más grandes, tales como sectores censales, UPZ y localidades.

En cuanto a la uniformidad, nuestros resultados sugieren que no existe una asociación clara entre los patrones observados para cada indicador de referencia (ver el cuadro 2 del apéndice). Para los estratos, el índice de disimilaridad espacial multigrupo muestra que la segregación es casi perfecta al acercarse a las unidades de escala más bajas. Sin embargo, se mantiene al nivel de 0,5 a la mayor escala (localidad). Curiosamente, los índices de disimilaridad para los estratos no muestran una gran variación desde 1997 hasta 2007. Aún así, a mayor escala, menor segregación.

La figura 1 resume los cambios porcentuales en los índices de disimilaridad para estos tres indicadores de referencia. El índice de disimilaridad para los hogares pobres se incrementó mínimamente entre la década del 80 y la del 90 para escalas mayores a las manzanas, pero en el último período intercensal aumentó para las manzanas y disminuyó ligeramente en las otras escalas. Aún cuando los índices no sean mayores que 0,5, igualmente tienden a ser más altos para las unidades de escala más menores, como era de esperarse. Esto significa que los hogares pobres y no pobres no viven próximas entre sí. Los índices no espaciales son mayores en la mayoría de las escalas, lo que sugiere que no existe un agrupamiento sólido en términos de pobreza. Bogotá puede describirse mejor como un patrón de focos de pobreza dispersos. De más está decir que nuestra medida de pobreza es muy restringida, ya que sólo toma en cuenta algunos indicadores de necesidades básicas insatisfechas. Los índices basados en todos los datos censales para el último período censal tienden a ser más altos en términos de educación y pobreza, aunque continúan mostrando la misma evolución que las estimaciones que sólo se basan en datos georreferenciados (ver el Apéndice Metodológico).

Figura 1: Cambios porcentuales en las décadas de 1980–1990 y 1990–2000 para disimilaridad (índices espaciales y no espaciales en base a la pobreza [NBI], educación del jefe de hogar multigrupo [EJH] y estratos)



* Índices espaciales.

Nota: Según datos georreferenciados solamente.

Los índices de disimilaridad sugieren que los hogares pobres se encuentran distribuidos en forma un poco menos desigual en la ciudad que en el pasado. A la vez, la segregación por nivel de educación bajo e intermedio aumentó en el último período censal, mientras que disminuyó apenas para el grupo de nivel de educación más alto, que se calculó tanto por los datos de todos los censos como por los datos censales georreferenciados. Los índices y los cambios porcentuales son mayores comparados con los que se observaron entre los hogares pobres en el último censo. Curiosamente, el grupo de nivel de educación que muestra la mayor segregación no es el menos instruido, sino el más instruido. Los índices D para jefes de hogar con alguna educación universitaria se aproximan a 0,5 aún cuando se aplique la corrección espacial. Esto sugiere una tendencia del grupo con mayor nivel de educación a agruparse en áreas determinadas de la ciudad. Esto se relaciona perfectamente con los resultados de la medida continua de segregación educativa utilizando el RSI. El cuadro 4 muestra este aumento significativo en la segregación educativa de la ciudad.

Cuadro 4: Índices de segregación residencial (RSI) y cambios porcentuales en las décadas de 1980–1990 y 1990–2000 (en base a los años de educación del jefe de hogar)

	Escalas	Índices			Cambios porcentuales	
		1985	1993	2005	Décadas de 80-90	Décadas de 90-00
Espacial	Manzana	0,246	0,202	0,261	-18,0	29,0
	Sector censal	0,188	0,158	0,213	-16,3	35,4
	UPZ	0,131	0,118	0,166	-10,6	41,4
	Localidad	0,049	0,056	0,075	13,3	34,6
No espacial	Manzana	0,552	0,340	0,388	-38,4	12,3
	Sector censal	0,325	0,251	0,306	-22,8	17,9
	UPZ	0,261	0,213	0,275	-18,1	22,3
	Localidad	0,153	0,118	0,166	-22,9	28,9

Si realizamos el análisis de la uniformidad a la exposición, la segregación de los estratos administrativos es mayor que la segregación por nivel de pobreza y de educación de los hogares. Sin embargo, entre ambos indicadores de referencia censales, el que segrega en mayor medida a los habitantes de Bogotá es el de educación. De la misma manera, la interacción entre los que tienen un nivel de educación alto y los que tienen un nivel de educación bajo es mínima (ver el cuadro 3 del apéndice).

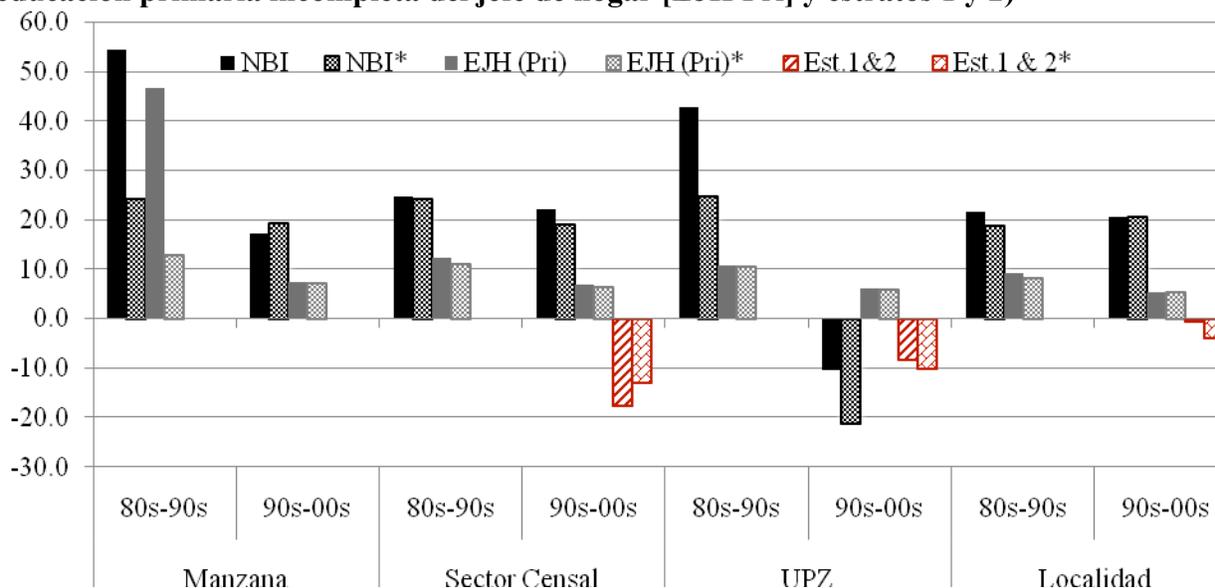
En la figura 2 se resumen los cambios porcentuales para los índices de exposición para la categoría más baja entre los indicadores de referencia, tales como hogares pobres (NBI), sin educación formal o educación primaria incompleta del jefe de hogar (EJH) y las hogares de los estratos 1 y 2. A lo largo del tiempo, los hogares pobres se han estado exponiendo en mayor medida a los hogares que no son pobres. Como era de esperarse, la exposición es mayor en las unidades espaciales más grandes, tales como UPZ y localidad. Para todos los años censales, los índices de interacción para hogares pobres son mayores que 0,5 y hasta se aproximan a 0,9 en los últimos períodos censales, lo que indica una buena probabilidad de interacción con hogares con

mayores recursos. Los índices espaciales no difieren en gran manera de los índices no espaciales, lo que sugiere que el patrón de distribución de hogares pobres en la ciudad es más disperso.

Tanto las hogares pobres como las que presentan el nivel de educación más bajo muestran índices de interacción altos, con sólo algunos cambios moderados para el último período censal. Vemos nuevamente que estas tendencias son similares si se consideran los datos no georreferenciados para el año 2005. Aún así, el análisis de índices de interacción para otros grupos de nivel educativo muestra un patrón con mayor segregación. El grupo con el nivel educativo más alto muestra índices de interacción dentro de 0,5 o aún mayor a escalas más grandes, aunque se ve una tendencia decreciente, en especial para el último período intercensal. El grupo de nivel educativo intermedio muestra el menor nivel de interacción, con índices de hasta 0,5. Aunque los índices espaciales no difieren en gran manera de los índices no espaciales, los índices de interacción a nivel de manzana son moderadamente más altos. De 1985 a 1993 se observa una tendencia levemente decreciente, pero de 1993 a 2005, la reducción no es significativa. Esto puede sugerir una tendencia de los grupos de nivel educativo bajo y alto de agruparse en extremos opuestos de la ciudad. Calculamos la exposición de ambas categorías extremas de nivel educativo y descubrimos índices de interacción aún más bajos.

Estas tendencias, en particular en el caso de la educación, acompañan la reducción de la interacción entre los grupos de estratos altos y bajos. Sin embargo, debe notarse que los índices espaciales de exposición para los estratos 1 y 2 (que son más altos que los índices no espaciales) dentro de un sector censal se aproximan a 0,1, lo que indica que prácticamente no existe interacción. A nivel de UPZ, los índices se aproximan a 0,2 y, a nivel de la localidad, aumentan a 0,325 en el último período censal.

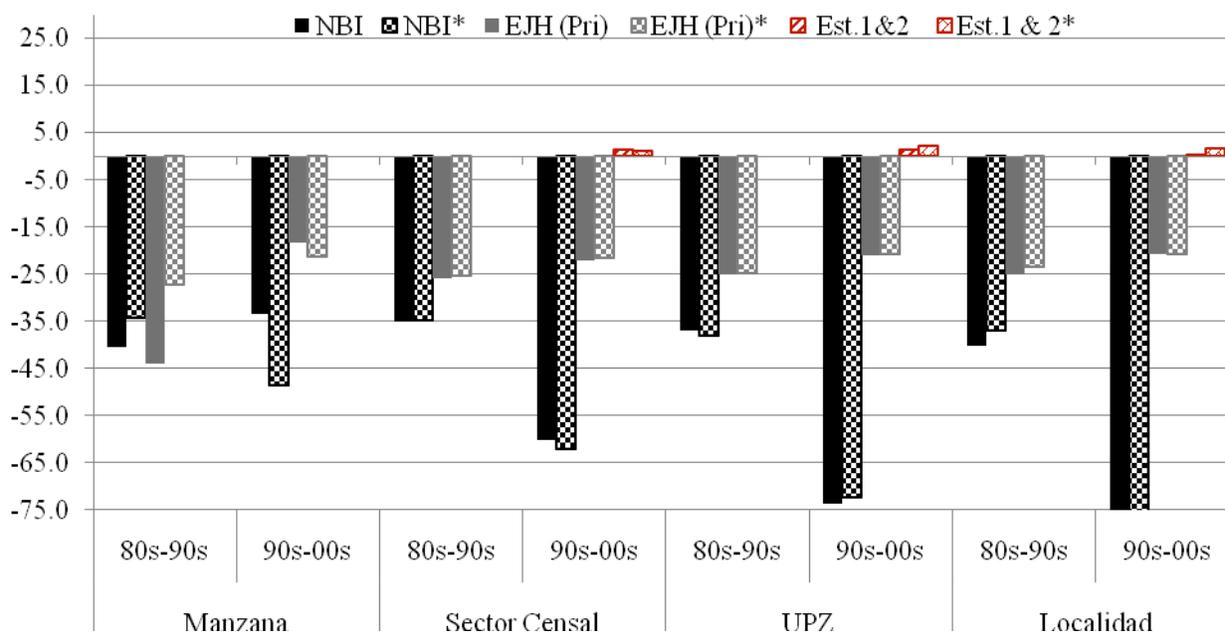
Figura 2: Cambios porcentuales en las décadas de 1980–1990 y 1990–2000 para exposición (índices espaciales y no espaciales según nivel de pobreza [NBI], sin educación formal o educación primaria incompleta del jefe de hogar [EJH Pri] y estratos 1 y 2)



* Índices espaciales

Es posible que el aumento en la exposición sugiera una tendencia a la reducción del aislamiento para los hogares pobres y los grupos de nivel educativo más bajo, así como también un aumento en el aislamiento de los grupos de nivel educativo más alto. La figura 3 resume los cambios porcentuales para las categorías más bajas de los indicadores de referencia. Como era de esperarse, la reducción del aislamiento de los hogares pobres para los datos georreferenciados ha sido más abrupta comparada con la del grupo de nivel educativo más bajo para el período intercensal anterior. No obstante, los índices calculados de todo el año 2005 sugieren que, mientras los índices de aislamiento de pobreza son menores que 0,4, igualmente disminuyen más a mayores escalas, y su disminución porcentual no es tan grande comparada con los datos georreferenciados (ver el cuadro 4 del apéndice). En contraste, mientras que los grupos de nivel educativo más bajo presentan un menor aislamiento, el índice de aislamiento para el grupo de nivel educativo más alto aumentó de 14 por ciento a nivel de manzana a 20 por ciento a nivel de localidad. Existen pequeñas diferencias en los cambios porcentuales de los datos georreferenciados y los que no lo son. A la inversa, la tendencia al aislamiento para los estratos 1 y 2 va en aumento, aunque no muy pronunciado, y los índices de aislamiento ya se aproximan a 1 a nivel de manzana y llegan o superan el 0,5 a escalas mayores.

Figura 3: Cambios porcentuales en las décadas de 1980–1990 y 1990–2000 para aislamiento (índices espaciales y no espaciales según nivel de pobreza [NBI], sin educación formal o educación primaria incompleta del jefe de hogar [EJH Pri] y estratos 1 y 2)



* Índices espaciales

Las medidas de segregación para toda la ciudad indican que la segregación residencial aumentó de forma progresiva, pero que la velocidad y el grado de aumento varían de acuerdo con las variables utilizadas. Sin embargo, el aumento de la segregación no se encuentra asociado con un mayor aislamiento de los hogares de condición socioeconómica más baja sino con una tendencia a aislar a aquellos que se encuentran en el extremo más alto de la escala socioeconómica. Lo que es sorprendente es que Bogotá parece estar más "integrada" en términos de segregación

residencial de la pobreza estructural, debido a que es más probable que los hogares pobres interactúen con hogares que no son pobres a diferentes escalas. Recordemos que esto no sugiere que el aislamiento está disminuyendo, ya que a escalas más bajas, los hogares más pobres parecen exponerse menos a las hogares que no son pobres. En términos de educación, el nivel de interacción es menor y muestra un patrón de segregación más desigual a diferentes escalas, particularmente para los grupos de nivel educativo más alto.

Los índices de uniformidad y exposición resultan útiles para describir la intensidad de la segregación residencial a nivel global, pero no identifican variaciones a nivel de la ciudad. A tal fin, hemos llevado a cabo pruebas de autocorrelación espacial a nivel global y a nivel local para los indicadores de referencia con el fin de mostrar los patrones de agrupamiento en la ciudad.

El cuadro 5 presenta los índices I de Moran para todos los indicadores de referencia sumados a nivel de sector censal. Los resultados son coherentes con el patrón descrito anteriormente para los índices de uniformidad y exposición. Como era de esperarse, dadas las limitaciones cartográficas, el I de Moran para hogares pobres muestra una autocorrelación espacial moderada, que aumentó en la década del 90 y disminuyó en el último año censal. Utilizando la media de años de educación del jefe de hogar, la dimensión de agrupamiento de la segregación parece haber aumentado significativamente para el último período censal. En términos de estratos, el agrupamiento es alto en los grupos de estratos más bajos, particularmente el 1, 2, 3 y 4, mientras que es bajo para los estratos más altos. Aún así, el nivel de agrupamiento se mantuvo relativamente estable desde 1997 hasta 2007.

Cuadro 5: Índices I de Moran para los indicadores de referencia a nivel de la sector censal

	Década de 1980	Década de 1990	Década de 2000
Hogares pobres	0,31***	0,45***	0,20***
Media de años de educación del jefe de hogar	0,59***	0,57***	0,72***
Hogares en el estrato 1		0,42***	0,42***
Hogares en el estrato 2		0,55***	0,54***
Hogares en el estrato 3		0,57***	0,59***
Hogares en el estrato 4		0,42***	0,43***
Hogares en el estrato 5		0,21***	0,22***
Hogares en el estrato 6		0,28***	0,27***

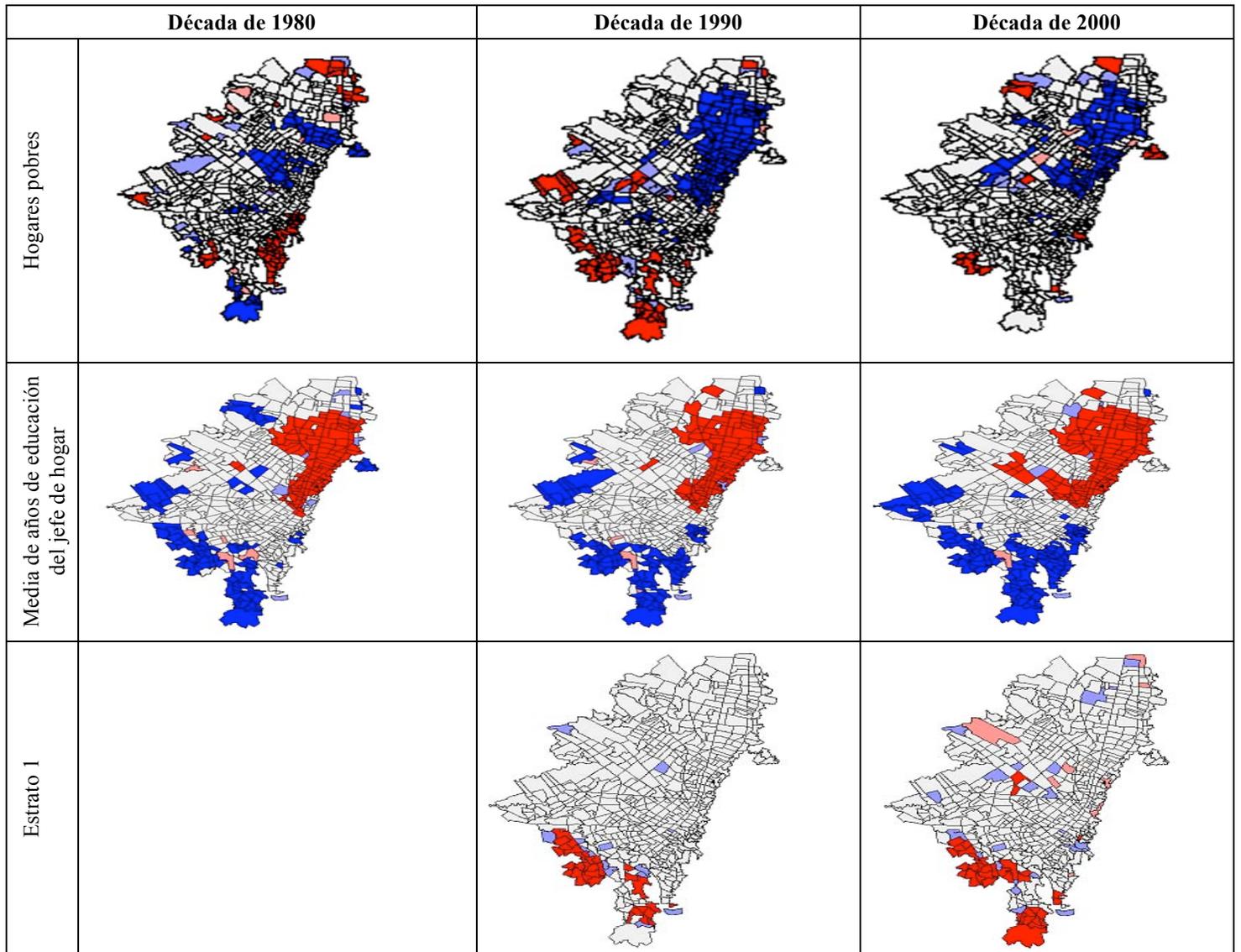
***p<0,01 (999 permutaciones)

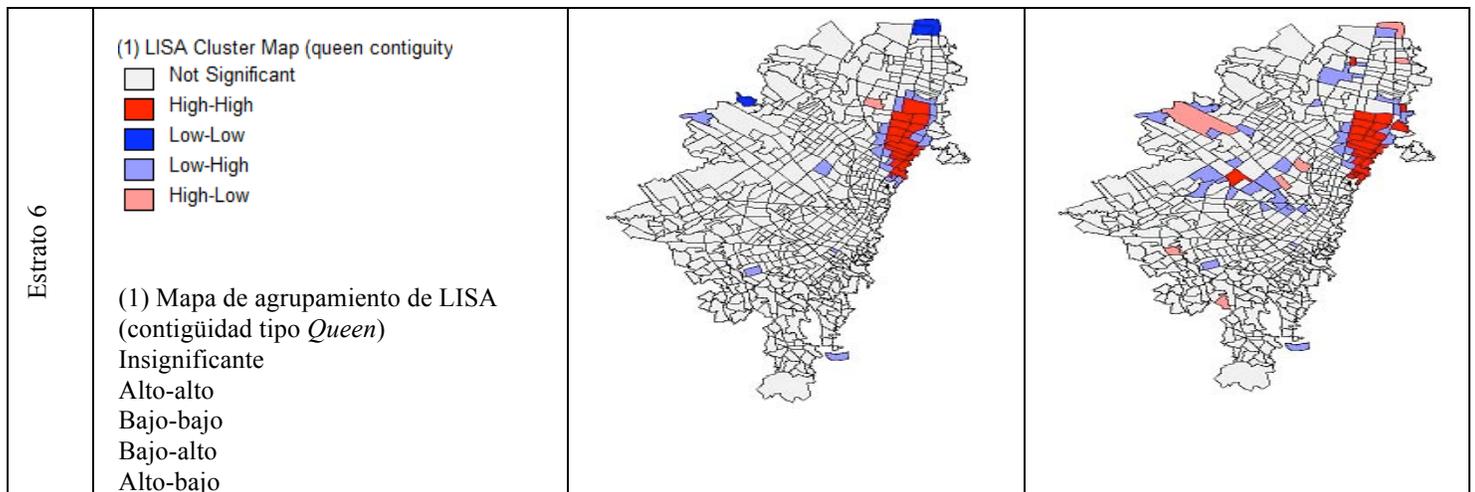
A fin de ubicar visualmente los lugares en donde aparecen los patrones de agrupamiento en la ciudad, utilizamos el LISA, un indicador local de autocorrelación espacial basado en el I de Moran. Los mapas LISA que aparecen a continuación para cada indicador ilustran los sectores censales que presentan un agrupamiento significativo de valores altos (alto-alto: rojo), valores bajos (bajo-bajo: azul) y aquellas áreas de la ciudad que muestran valores altos del indicador seleccionados rodeados de manera significativa de valores más bajos que la media del indicador (alto-bajo: rosado), así como también aquellas con valores bajos y valores por sobre la media del indicador (bajo-alto: celeste). Los sectores censales que no presentan una autocorrelación espacial significativa se dejaron en blanco.

En el caso de los mapas LISA correspondientes a hogares pobres, la evolución muestra una tendencia a la aglomeración de valores altos hacia el sur, que tuvo su pico en 1993, aunque

también surgieron algunos agrupamientos en el norte y el oeste. En el último año censal, este agrupamiento hacia el sur desapareció (al menos para los sectores censales que pudieron someterse a georreferencia), aunque muestra el surgimiento de algunos focos hacia el norte, el oeste y aún algunas áreas del centro y del este. Dejando de lado las limitaciones metodológicas, y a manera de hipótesis, podemos explicar estas tendencias como el surgimiento de nuevos centros hacia el sur que con frecuencia fomentaron la mezcla de hogares que no son pobres, mientras que las hogares más pobres fueron empujadas hacia las áreas más periféricas. En el extremo opuesto, el agrupamiento de valores bajos tendió a concentrarse en el norte central, un patrón que se presenta de manera más significativa en el último período censal. Aunque el patrón de agrupamiento en términos de pobreza sólo brinda un fundamento parcial al argumento de la polarización norte-sur, los patrones basados en la educación y los grupos de estratos extremos sí lo fundamentan con mayor claridad. Curiosamente, los patrones de agrupamiento en todos los indicadores de referencia no son significativos para la mayor parte de la zona oeste, lo que sugiere que la expansión de la ciudad hacia dicha dirección se está llevando a cabo de manera relativamente integrada.

Mapa 1: Indicadores locales de autocorrelación espacial por nivel de pobreza, nivel educativo del jefe de hogar y estratos 1 y 6





VII. Acerca de los efectos negativos de la segregación a nivel local

A pesar de algunos beneficios asociados a la aglomeración de un grupo específico en el espacio, se sospecha comúnmente que la segregación de los grupos menos privilegiados produce y reproduce resultados negativos. Se asocia a una menor cantidad de oportunidades de encuentro e interacción entre grupos sociales, lo que, a su vez, puede dar como resultado menos oportunidades de educación y empleo, entre otros resultados negativos. La segregación no sólo significa una distribución desigual del acceso al suelo, instalaciones e infraestructura urbana, sino que también promueve la existencia de una distancia social que, con frecuencia, intensifica la estigmatización de la población en un área en particular, lo cual puede generar la reproducción de la discriminación y la desigualdad de oportunidades.

Los estudios sobre ciudades de la región coinciden en demostrar ciertos impactos negativos de la segregación. En general se cree que la homogeneidad residencial para los grupos de baja condición socioeconómica (o el efecto "gueto") es perjudicial (Katzman y Retamoso 2007; PNUD 2009; Queiroz Ribeiro y Katzman 2008; Sabatini, Cáceres y Cerda 2001b). Diferentes estudios de caso demuestran la relación entre la segregación y los resultados sociales negativos, tales como el desempleo, el bajo nivel de educación, la inactividad de la juventud y el embarazo adolescente, entre otros. Además, algunos piensan que este efecto negativo va en aumento.

Sabatini, Cáceres y Cerda (2001) demostraron que dos ciudades chilenas (Valparaíso y Concepción) están experimentando el aumento de los efectos negativos de la segregación. Para fundamentar esta conclusión, compararon las correlaciones entre un indicador (*proxy*) de segregación residencial (la desviación estándar del sector censal de una medida continua de categorías ocupacionales) y los problemas sociales en tres momentos diferentes según datos censales. Comparado con censos anteriores, descubrieron que en el último año censal (1992) el indicador de segregación residencial presentaba una correlación más alta con los indicadores de riesgo social, tales como embarazo o maternidad adolescente. Debido a que las correlaciones para toda la ciudad podrían verse afectadas por el porcentaje real de hogares pobres en un barrio determinado, decidieron realizar el control por nivel de pobreza, llevando a cabo las correlaciones solamente en las zonas censales más pobres. Así, observaron que la relación de aumento se mantiene pareja entre las áreas pobres de la ciudad, dentro de las cuales también

existe una variación en el grado de segregación de los pobres que las componen. Aquellas áreas en las que existe una mayor segregación de los pobres presentan más problemas sociales que el resto.

Con el objeto de analizar la hipótesis del aumento de efectos negativos, replicamos el análisis de estos investigadores. Utilizamos variables similares para medir los comportamientos de riesgo: embarazo adolescente, juventud inactiva (jóvenes que no estudian ni trabajan), deserción escolar y desempleo. Para acercarnos al indicador que utilizaron estos investigadores, incluimos la desviación estándar de una variable continua, es decir, los años de educación del jefe de hogar. En términos de la desviación estándar, esperamos una creciente asociación negativa con los resultados de riesgo social. En nuestro análisis también incluimos los diferentes índices espaciales de segregación utilizados para describir las tendencias en toda la ciudad. De manera similar a este estudio, estimamos la correlación con dos variables de Pearson para todos los sectores censales y para el 25 por ciento de sectores censales con un promedio más bajo de años de educación del jefe de hogar.

El cuadro 6 resume correlaciones con variables binarias. Obtuvimos resultados similares a los del caso chileno para Bogotá cuando analizamos los resultados según la desviación estándar de los años de educación del jefe de hogar. La asociación de esta variable con los indicadores de riesgo social para todas los sectores censales es mayor para el último año censal, excepto en el caso del desempleo, que obtuvo su pico más alto en 1993. Para el 25 por ciento de los sectores censales menos educadas, la asociación comienza a cobrar importancia estadística en 1993, la cual va en aumento hasta el último año censal.

Cuadro 6: Correlación con variables binarias entre los índices de segregación residencial y los indicadores de riesgo social (para todos los sectores censales y el 25% del promedio más bajo de años de educación del jefe de hogar, 1985-2005)

		Para todos los sectores censales				Para el 25% del promedio más bajo de años de educación del jefe de hogar			
		% de embarazos adolescentes	% de desempleo	% de juventud inactiva	% de deserción escolar	% de embarazos adolescentes	% de desempleo	% de juventud inactiva	% de deserción escolar
1985	Desviación estándar (EJH)	-0,108 *	- **	0,166 **	0,355 **	0,082	-	0,013	-
	RSI* (EJH)	-0,450	0,085 *	0,004	0,540	-0,074	0,097	0,089	0,163
	Dm* (NBI)	-0,040	0,005	0,013	0,023	-0,114	0,007	0,051	0,004
	Hm*(NBI)	-0,360	0,030	0,011	0,190	-0,072	0,148	0,106	0,017
	E* (NBI)	-0,065	0,101 *	0,123 **	0,246 **	0,057	-0,09	0,017	0,118
1993	Desviación estándar (EJH)	-0,208 **	- **	0,358 **	0,382 **	-0,159	0,572 **	0,473 **	0,425 **
	RSI* (EJH)	0,061	0,041	0,011	0,062	-0,083	0,095	0,083	0,004
	Dm* (NBI)	0,140 **	0,027	0,035	0,025	0,419 **	0,345 **	0,481 **	0,266 **
	Hm* (NBI)	0,022	0,044	0,075	0,010	0,256 **	0,148	0,295 **	0,043
	E* (NBI)	-0,063	0,116 **	0,291 **	0,285 **	-0,226	0,218 *	0,289 **	0,147
2005	Desviación estándar (EJH)	-0,486 **	- **	0,562 **	0,486 **	-0,271 **	0,405 **	0,533 **	0,504 **
	RSI* (EJH)	-0,149 **	0,162 **	0,177 **	0,169 **	-0,01	0,027	0,032	0,049
	Dm* (NBI)	0,139 **	0,190 **	0,158 **	0,182 **	-0,237	0,314 **	0,311 **	0,223 *
	Hm* (NBI)	0,035	0,039	0,040	0,035	0,179 *	0,043	0,252 **	0,240 **
	E* (NBI)	-0,194 **	0,089	0,200 **	0,195 **	-0,284 **	0,133	0,274 **	0,298 **

*p<0,05 **p<0,01 (bilateral)

De habernos detenido allí, hubiéramos concluido que Bogotá también sufre un aumento de los efectos negativos de su patrón de segregación. Sin embargo, utilizando otras medidas de segregación residencial, los resultados son menos concluyentes. Y esto tiene sentido debido a que cada índice mide diferentes dimensiones de segregación a pesar de su conexión intrínseca. En el caso de la uniformidad, debido a que cada una de las medidas conceptualiza su enfoque a dicha dimensión de manera diferente, las asociaciones también son divergentes. El RSI, una medida de uniformidad basada en los años de educación, que es una variable continua, sólo se asocia en forma moderada y estadísticamente significativa con todos los indicadores de riesgo social para el último año censal y cuando se prueba la relación existente para todos los sectores censales. Es sorprendente entonces que, cuanto mayor sea la proporción de la varianza total que se explica por la varianza dentro de las manzanas en un sector censal determinada (lo que indica

una distribución despareja o una mayor segregación), se asocia en forma negativa con los indicadores de riesgo social. Es decir, una distribución más desigual en términos de años de educación del jefe de hogar reduce la incidencia de comportamientos de riesgo social. Al contrario de lo que se puede esperar desde el punto de vista teórico, el RSI en Bogotá parece ser irrelevante a la hora de explicar la incidencia de los comportamientos de riesgo social para los barrios pobres.

En términos de pobreza estructural, el índice de disimilaridad también demuestra una asociación inesperada. El índice de disimilaridad (que indica el nivel de proporcionalidad de la distribución dentro de las manzanas comparado con la distribución general promedio en el barrio) también muestra una asociación significativa y negativa con los indicadores de riesgo social. Esta asociación predomina más en el año 2005 para todas las secciones censales, y en 1993 y 2005 para los barrios más pobres.

En contraste, el índice de entropía según el nivel de pobreza (que indica diversas unidades de manzana en relación con la distribución de secciones censales) demuestra algunas correlaciones insignificantes aunque esperadas. Para los barrios más pobres, el índice de entropía está mayormente asociado en forma positiva con el embarazo adolescente y la juventud inactiva en 1993, y con el embarazo adolescente, la juventud inactiva y la deserción escolar en 2005. Al contrario de lo que ocurre con el índice de disimilaridad, el índice de entropía no supone una distribución óptima, por lo que considera a la diversidad como un producto de la distribución observada, que no se ve afectado por el tamaño relativo de los grupos. Esta propiedad puede explicar los diferentes resultados al realizar la correlación con los indicadores de riesgo social. De manera similar, en términos de exposición (es decir, el grado al que los hogares pobres pueden interactuar en un sector censal con hogares que no son pobres), el índice de exposición demuestra una asociación sistemática con la incidencia de comportamientos de riesgo social. Resulta importante destacar que esta probabilidad se ve afectada por el tamaño del grupo de referencia. Cuanto mayor sea el índice de exposición, menores serán los resultados negativos en el barrio. Esto es así para las secciones censales más pobres en 2005 (no en 1985), lo que apoya nuevamente la hipótesis de un aumento de los efectos negativos. Si consideramos todos los sectores censales, no existe un fortalecimiento de la relación a lo largo del tiempo sino una mayor asociación en 1993 para la juventud inactiva, la deserción escolar y el desempleo. En 2005, la asociación surge para el embarazo adolescente, desaparece para el desempleo y permanece un tanto debilitada para la juventud inactiva y la deserción escolar.

En resumen, probar la hipótesis de los efectos negativos de la segregación depende del índice seleccionado. Para el caso de Bogotá, la evaluación de los índices sugiere que el problema de los efectos negativos no se encuentra necesariamente asociado con la distribución o concentración desigual de los pobres urbanos sino con cuánta diversidad o probabilidad de exposición existe en su entorno.

VIII. Comentarios finales

Nuestra interpretación de medidas de segregación seleccionadas se encuentra limitada por la disponibilidad y la calidad de los datos. Una fuente importante de error, de los que se desconocen las consecuencias exactas, proviene de las limitaciones inherentes de la cobertura cartográfica y los cambios censales en las técnicas de recolección de datos. Una de las dificultades principales es la falta de disponibilidad del último cartograma censal. Además, es importante destacar que

nos enfocamos la población residente en la ciudad y no consideramos la dinámica de las municipalidades periféricas adyacentes. Dada la continua expansión del área metropolitana, eso puede evidentemente ser problemático. No obstante, en relación con el área de la ciudad en la que logró aplicarse la georreferenciación, creemos que pueden extraerse algunas conclusiones importantes.

En relación con nuestra primera pregunta de investigación (*¿De qué manera han cambiado los índices espaciales y no espaciales de la segregación residencial socioeconómica de Bogotá en toda la ciudad para el último período censado?*), observamos que los grupos menos privilegiados, tales como los hogares con jefes menos educados, se encuentran distribuidos en la ciudad en forma ligeramente más desigual que en el año 1993. En este sentido, la segregación ha aumentado. Sin embargo, si observamos la exposición de estos grupos a personas con mayores recursos, vemos que también ha aumentado. Es posible que esto haya ocurrido debido a que las personas que no son pobres o que tienen un mayor nivel de educación se mudaron hacia áreas menos privilegiadas, o debido a que ciertas personas que solían ser menos privilegiadas realizaron un proceso de movilidad ascendente. Necesitaríamos datos de panel que nos permitan realizar el seguimiento de personas o hogares en diferentes puntos a lo largo del tiempo, para así identificar cuál es el mecanismo que actúa en este caso. Con los datos del censo, sólo podemos brindar una hipótesis sobre este aspecto.

La segregación por el nivel de pobreza (D) aumentó mínimamente en 1993, y disminuyó moderadamente en el 2005. Cerca del 50 por ciento de los habitantes de Bogotá (o el 30 por ciento, si utilizamos la corrección espacial) deberían reubicarse desde las manzanas en los que viven actualmente para que los pobres estén distribuidos de manera equitativa en la ciudad. Debe destacarse el hecho de que estas cifras podrían resultar estimaciones bajas, dados los problemas que se mencionaron anteriormente al calcular las NBI en 2005. No obstante, las tendencias que observamos podrían estar sugiriendo dos cosas: en primer lugar, dada la reducción general de la pobreza estructural en la ciudad, es posible que los indicadores de NBI que se basan en la provisión de servicios básicos o los materiales de construcción de casas ya no reflejen la forma en que se experimenta la pobreza en la ciudad; y, por otro lado, podemos concluir que la segregación de la pobreza estructural presenta un patrón mucho más disperso hacia las periferias, a medida que los barrios se fueron consolidando a lo largo del tiempo.

Una tendencia "descendente-ascendente" se aplica a la educación considerando los periodos intercensales en casi todas las escalas. Los estudios comparativos de otras ciudades usando el índice de dismilaridad por nivel educativo en base a los sectores censales como escala señalan una disminución de la segregación para algunas ciudades como México y Chile (Roberts y Wilson 2009:208). En México, la tendencia decreciente se relaciona con la reducción del aislamiento de los grupos de nivel educativo más bajo a diferencia de Santiago de Chile. Al igual que Montevideo y Buenos Aires, Bogotá manifiesta un patrón de aumento aunque moderado, pero caracterizado con un aislamiento decreciente para los grupos de nivel educativo más bajo. Esta tendencia sólo se ha registrado además en Buenos Aires, aunque difiere en cierto grado con Bogotá debido a que en esta ciudad no está asociada también a un incremento de la aglomeración de grupos educativos bajos, por lo que amerita estudios más profundos. Hasta el momento, nuestro estudio muestra que los grupos de nivel educativo más alto lideran la tendencia de aislamiento, y que además, así como los niveles educativos más bajos, presentan una tendencia al agrupamiento a lo largo del tiempo.

Nos propusimos calcular los índices espaciales para este estudio en la creencia (basada en avances recientes de la literatura metodológica sobre la segregación) de que son mucho más acertados, y aún lo creemos así. Sin embargo, las medidas espaciales y no espaciales no cambian las tendencias. En el caso de Bogotá, nuestros índices espaciales fueron coherentemente más bajos que los índices no espaciales, dada la disposición particular de los indicadores de referencia, en los que los valores más bajos tendían a dispersarse hacia las periferias y los valores más altos (que no corresponden sustancialmente en términos de proporción) se concentraban en el noreste, con una mezcla relativamente alta hacia las áreas del oeste, noroeste y central de la ciudad. El orden espacial capturado por estos índices nos ayuda a entender de manera más cabal cómo la forma urbana de segregación afecta la medición y brinda una visión más exacta de lo que puede esperarse en términos de puntos límite para describir cuán segregada puede estar la ciudad.

Asimismo, observamos que el ritmo de un patrón de segregación a microescala se manifiesta tímidamente para los hogares pobres, aunque no para los hogares desagregados por niveles de educación. Como era de esperarse, los niveles de segregación son mayores cuanto menor sea la unidad de área, aunque, lo que resulta de mayor importancia, los cambios porcentuales muestran que el aumento de la segregación es ligeramente más pronunciado en los últimos períodos a escalas menores sólo cuando se tiene en cuenta la pobreza. En cuanto a la educación, aún si los índices permanecen más altos a escalas menores, los cambios porcentuales no difieren mucho de las escalas más grandes. Así, podemos presentar la hipótesis de que esta tendencia puede estar relacionada con un patrón de movilidad residencial que se encuentra influenciado por preferencias de estrato. En otras palabras, mientras que algunos grupos socioeconómicos más altos pueden estar orientando sus preferencias de vivienda hacia áreas de estratos más bajos, este movimiento puede no ser lo suficientemente significativo como para cambiar la distribución de unidades espaciales de mayores dimensiones.

Para nuestra segunda pregunta de investigación (*¿El patrón espacial de segregación residencial socioeconómica difiere del correspondiente al estrato territorial oficial?*), observamos que el patrón de segregación por estratificación territorial es el más alto si lo comparamos con otros patrones. Observamos también que existe una variación dentro de la mayoría de los estratos con diferentes niveles de pobreza y educación. Con respecto a este tema, podemos argumentar que es necesario ajustar los modos administrativos de división utilizando mejores variables de condición socioeconómica que puedan mejorar la focalización de la política.

En cuanto a nuestra tercera pregunta (*¿El agrupamiento de indicadores de estratificación socioeconómica y territorial continúa apoyando la percepción de que Bogotá se encuentra dividida entre el norte y el sur?*), observamos un patrón de agrupamiento de afluencia hacia el noreste y una mayor diversidad en el resto de la ciudad, en lugar de una división norte-sur. Aunque resulta atinado decir que el extremo norte y el extremo sur se encuentran polarizados (especialmente el extremo sur), en la mayoría de las áreas de la ciudad no se experimenta una marcada división residencial. No obstante, esta polarización puede trascender nuestra área de estudio y puede manifestarse en los municipios aledaños como Soacha.

Finalmente, al analizar nuestra cuarta pregunta (*¿La hipótesis de los efectos negativos es verdadera en el caso de Bogotá?*), encontramos un fundamento parcial a la hipótesis de los efectos negativos en cuanto se relaciona directamente con la segregación. El término "efectos negativos" refiere a las consecuencias perjudiciales, particularmente de los grupos con mayores privaciones, derivadas de vivir en forma segregada de los hogares con mayores recursos. Si estos

efectos son producto de la segregación, y no meramente de la pobreza, deberíamos observar una relación entre las áreas con mayor segregación en la ciudad y los resultados, tales como embarazo adolescente o deserción escolar, que controlan la pobreza. En base a medidas de la desviación estándar en años de educación, observamos que los efectos negativos han aumentado a lo largo del tiempo y se han mantenido con mayor predominio dentro de los sectores censales con menor nivel de educación. No obstante, cuando se prueba esta hipótesis directamente utilizando los índices de segregación basados en la pobreza y la educación, observamos resultados contraintuitivos. Los índices que reflejan diversidad en términos de los hogares pobres y las que no lo son, tales como el puntaje de entropía (H) y el índice de exposición, apoyan la hipótesis de los efectos negativos, aunque el índice D más clásico, por ejemplo, no lo hace. Como es sabido, los diferentes índices miden diferentes aspectos de la segregación, por lo que resulta interesante destacar que en realidad es el aislamiento (y no la uniformidad) lo que parece tener efectos negativos en los hogares. Esta conclusión se convierte en una buena noticia para Bogotá, ya que, como lo mencionáramos anteriormente, la interacción de los hogares con un menor nivel de educación y pobres está aumentando en forma potencial.

Resaltamos el término "potencial", ya que debemos recordar que la integración residencial es, tal vez, una condición necesaria pero de ninguna manera suficiente como para que ocurra una integración social. A veces, las distancias sociales son tan grandes que la proximidad espacial no es suficiente como para producir una integración entre las diferentes clases. Otras veces, las formas arquitectónicas posibilitan la proximidad espacial, asegurando que no es necesario que exista ninguna interacción a nivel del barrio. Y este parece ser el caso de Bogotá, donde se ha extendido ampliamente el uso de los condominios cerrados, construcciones amuralladas, vigilancia y otros sistemas de seguridad.

IX. Referencias

- Álvarez-Rivadulla, María José. 2007. "Golden ghettos: gated communities and class residential segregation in Montevideo, Uruguay." *Environment and Planning A* 39:47-63.
- Arriagada, Camilo y Jorge Rodríguez. 2003. "Segregación residencial en áreas metropolitanas: magnitud, características, evolución e implicaciones de política." Santiago de Chile: CELADE.
- Cáceres, Gonzalo y Francisco Sabatini. 2004. *Barrios cerrados en Santiago de Chile: entre la exclusión y la integración residencial. Santiago, Chile (2004)*. Washington/Santiago: Lincoln Institute of Land Policy/ Instituto de Geografía, P. Universidad Católica de Chile.
- Cervini, María y Mariana Gallo. 2001. "Tesis de grado: Un análisis de exclusión social: la segregación residencial entre los barrios de Montevideo: 1986-1998." *Ciencias Económicas*. Montevideo: Universidad de la República.
- DANE. 2005. "Metodología Estadística de diseño y Estimación de la Muestra Cocensal, Censo General 2005." Bogotá D.C.: DANE - Dirección de Censos y Demografía.
- DAPD. 2004. *El desplazamiento en Bogotá: Una realidad que clama atención*. Bogotá D.C.: Alcaldía Mayor de Bogotá D.C.
- Duarte, Jairo; Jorge Martínez; Manuel Muñoz; Libardo Sarmiento y Leonardo Bautista. 1985. *La Pobreza en Bogotá: Descripción cuantitativa*. Bogotá D.C.: DANE.
- Duncan, Otis Dudley y Beverly Duncan. 1955. "A methodological analysis of segregation indexes." *American Sociological Review* 20:210-17.
- Dureau, Françoise. 2007. *Ciudades y sociedades en mutación: lecturas cruzadas sobre Colombia*. Bogotá; IRD; IFEA: Universidad Externado de Colombia.
- El Tiempo. 6/08/2007. "Bogotá vista desde los conjuntos cerrados." *Eltiempo.com*. Bogotá.
- Feitosa, Flávia F.; Gilberto Camara; Antonio M. V. Monteiro; Thomas Koschitzki y Marcelino P. S. Silva. 2007. "Global and Local spatial indices of urban segregation." *International Journal of Geographical Information Science* 21:299-323.
- Flores, Carolina Andrea. 2008. "Residential segregation and the geography of oportunites a spatial analysis of heterogeneity and spillovers in education." Austin, Tex.: University of Texas Libraries.
- González, Jorge Iván; Wilson Díaz; Julio Gómez; Luis Alberto López; Libia Martínez; Magnolia Moreno y Hugo Torres. 2007. "Segregación socioeconómica en el espacio urbano de Bogotá, D.C." Bogotá: Secretaría Distrital de Planeación - Alcaldía Mayor de Bogotá D.C. y Departamento de Estadística - Universidad Nacional de Colombia.
- Katzman, Rubén (Ed.). 1999. *Activos y estructura de oportunidades. Estudios sobre las raíces de la vulnerabilidad social en Uruguay*. Montevideo: PNUD/CEPAL, LC/MVD/R.180.
- Katzman, Rubén. 2001. "Seducidos y abandonados: el aislamiento social de los pobres urbanos." *Revista de la Cepal* 75.

- Kaztman, Rubén y Alejandro Retamoso. 2007. "Efectos de la segregación urbana sobre la educación en Montevideo." *Revista de la CEPAL* 91.
- Massey, Douglas S. y Nancy A. Denton. 1988. "The dimensions of residential segregation." *Social Forces* 67:281-315.
- Massey, Douglas; Michael White y Voon-Chin Phua. 1996. "The dimensions of residential segregation revisited." *Sociological Methods and Research* 25:172-206.
- Perdomo, Jorge; Camilo Mendoza; Juan Carlos Mendieta y Andrés Baquero. 2007. "Study of the effect of the Transmilenio Mass Transit transportation rojec on the value of properties in Bogotá Colombia." *Working Paper*. Cambridge, MA: Lincoln Institute of Land Policy.
- Peters, Paul A. y Emily H. Skop. 2007. "Socio-spatial segregation in Metropolitan Lima, Peru." *Journal of Latin American Geography* 6:149-171.
- PNUD-IDH. 2008. "Bogotá, una apuesta por Colombia: Informe de Desarrollo Humano Bogotá." Bogotá: Programa de las Naciones Unidas IDH Colombia.
- PNUD. 2009. *Aportes para el desarrollo humano en Argentina 2009. Segregación residencial en Argentina*. Buenos Aires: PNUD.
- Portes, Alejandro. 1989. "Latin American urbanization during the years of the crisis." *Latin American research review* 243:7-44.
- Portes, Alejandro y Bryan Roberts. 2005. "The free-market city: Latin American urbanization in the years of the neoliberal experiment." *Studies in Comparative International Development (SCID)* 40:43-82.
- Queiroz Ribeiro, Luiz Cesar y Rubén Kaztman (Eds.). 2008. *A cidade contra Escola? Segregação urbana e desigualdades educacionais em grandes cidades da América*. Letra Capital.
- Reardon, Sean F. y David O' Sullivan. 2004. "Measures of spatial segregation." *Sociological Methodology* 34:121-162.
- Reardon, Sean; Stephen Matthews; David O' Sullivan; G. Firebaugh; C.R. Farrell y K. Bischoff. 2008. "The geographic scale of metropolitan racial segregation." *Demography* 45:489-514.
- Roberts, Bryan R. y Robert H. Wilson (Eds.). 2009. *Urban segregation and governance in the Americas*. Nueva York: Palgrave Macmillan.
- Rodríguez, Jorge. 2001. "Segregación residencial socioeconómica: ¿qué es? ¿cómo se mide? ¿qué está pasando? ¿importa?" *Serie Población y Desarrollo* 16.
- Rodríguez, Jorge y Camilo Arriagada. 2004. "Segregación residencial en la ciudad latinoamericana." *Revista Eure* XXIV:5-24.
- Sabatini, Francisco. 2003. "The social spatial segregation in the cities of Latin America." Washington, D.C.: Inter-American Development Bank.
- Sabatini, Francisco; Gerardo Cáceres y Jorge Cerda. 2001a. "Segregación residencial en las principales ciudades chilenas: tendencias de las tres últimas décadas y posibles cursos de acción." *EURE* 27.

- Sabatini, Francisco; Gonzalo Cáceres y Jorge Cerda. 2001b. "Residential Segregation Pattern Changes in Main Chilean Cities: Scale Shifts and Increasing Malignancy." *International Seminar on Segregation in the City*, Lincoln Institute for Land Policy. Lincoln Institute for Land Policy, Washington, DC.
- Sabatini, Francisco y Carlos Sierralta. 2006. "Medición de la segregación Residencial: Meandros teóricos metodológicos y especificidad Latinoamericana." *Documento de Trabajo No. 38*. Santiago de Chile: Instituto de Geografía, PUC.
- Sáenz, Hernando. 2003. "Consideraciones acerca de una nueva pauta de segregación en Bogotá a través de un análisis de caso: La irrupción de unidades de clase media en áreas de ocupación popular." *IV Seminario de Investigación Urbano-Regional ACIUR "Derecho a la Ciudad"*. Bogotá D.C.
- Salas Venegas, Andrea. 2008. "Tesis doctoral: Segregación residencial y producción de vivienda en Bogotá, entre imágenes y realidades." *UFR des Sciences Humaines et Arts, Département de Géographie*. Poitiers: Université de Poitiers.
- SDP. 2007. *Segregación socioeconómica en el espacio urbano de Bogotá, D.C.* Alcaldía Mayor de Bogotá D.C., Secretaría Distrital de Planeación.
- Svampa, Maristella. 2001. *Los que ganaron: la vida en los countries y barrios privados*. Buenos Aires: Editorial Biblos.
- Telles, Edward Eric. 2004. *Race in another America: the significance of skin color in Brazil*. Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- Uribe, Consuelo. 2008. "Estratificación social en Bogotá: de la política pública a la dinámica de la segregación social." *Universitas Humanística* 65:139-171.
- Uribe, Consuelo y Camila Pardo. 2006. "La ciudad vivida: movilidad espacial y representaciones sobre la estratificación social en Bogotá." *Universitas Humanística* 62:169-203.
- Uribe, Consuelo; Socorro Vásquez y Camila Pardo. 2006. "Subsidiar y segregar: La política de estratificación y sus efectos sobre la movilidad social en Bogotá." *Papel Político* 11:69-93.
- Wilson, William Julius. 1996. *When Work Disappears: The World of the New Urban Poor*. Nueva York: Alfred A. Knopf.
- Wong, David W.S. 1993. "Spatial indices of segregation." *Urban Studies* 30:559-72.
- Wong, David W.S. 2003. "Implementing spatial segregation measures in GIS." *Computers, Environment and Urban Systems* 27:53-70.

Apéndice metodológico

1. Fuentes de datos e índices seleccionados

Utilizamos los censos de la población de 1985, 1993 y 2005 llevados a cabo por el Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE). Los microdatos censales se digitalizan desde 1964, aunque los tres últimos censos son los únicos que permiten una georreferenciación comparable a nivel de escalas locales. En 1964, la digitalización de microdatos sólo representa el 2 por ciento en base a una muestra sistemática de la población, una cantidad inadecuada de unidades de muestra para poder estimar los índices locales. Los microdatos del censo de 1973 se digitalizaron por completo, pero la base cartográfica para identificar el sector censal o el barrio difiere ampliamente comparándola con el censo anterior y el posterior. Desde 1985, los códigos censales de barrios son más permanentes, lo que permite observar los cambios a lo largo del tiempo a esta escala.

El censo de 1985 consiste de una muestra del 10 por ciento de las hogares. La ponderación se calibró con el fin de brindar estimaciones adecuadas a nivel de las unidades de escalas locales. El censo incluyó variables de población, vivienda y hogares, abarcando además cuestiones de migración y ocupación. Para realizar este censo se utilizaron dos formatos de encuesta: en primer lugar, el Formulario Básico contiene información general sobre vivienda y población; en segundo lugar, el Formulario Ampliado contiene preguntas específicas seleccionadas para ampliar la información acerca de las características de la población. Ambas encuestas se aplicaron a la muestra de hogares y, mediante el uso de técnicas de muestreo previas y posteriores, se calculó la ponderación a nivel de la población y de la hogar⁶. Este censo considera al hogar y a la unidad de vivienda como una categoría similar, lo que genera la concepción errada de que una unidad de vivienda implica una hogar, una situación que no es muy común en muchas áreas urbanas de América Latina. Esto es una limitación para los fines del proyecto, ya que estamos realizando una estimación por debajo de la real en cuanto a la cantidad de hogares y los indicadores que se les atribuyen.

Utilizamos todos los datos censales de 1993. Este censo consistió en un cuestionario único que se aplicó a todos los encuestados, con preguntas acerca de las características de la población, las viviendas y los hogares, así como también preguntas sobre ocupación y migración. En este caso, se hizo la diferencia entre un hogar y una unidad de vivienda, lo que permitió calcular la cantidad de hogares en una única unidad habitacional.

El censo de 2005 se realizó mediante una nueva metodología denominada Censo Continuo. Al igual que el censo de 1985, este censo consistió de dos formatos de encuesta: el Formulario Básico está compuesto de preguntas básicas seleccionadas acerca de temas claves, tales como demografía de la población, servicios básicos de las viviendas, ocupación y migración. Estas preguntas básicas se aplicaron a todos los encuestados. El Formulario Ampliado se extiende en las preguntas básicas y sólo se aplica a la muestra de hogares. La ponderación se calculó a nivel de hogar, pero se calibró para tener en cuenta las expansiones en toda la ciudad (DANE 2005). Las variables en la segunda encuesta no son adecuadas para realizar una georreferenciación, ya que con esta muestra no se intenta cubrir las escalas locales. Por lo tanto, las variables en el Formulario Ampliado se excluyen para la selección de indicadores. Con el fin de considerar los grupos de referencia, tuvimos en cuenta los que aparecían en el Formulario Básico para sumar los conteos de población a nivel de manzana.

Seleccionamos dos indicadores: nivel de educación del jefe del hogar y pobreza por Necesidades Básicas Insatisfechas (NBI), que pueden seguirse en cada año censal. El nivel de educación del jefe del hogar es una variable básica que dividimos en tres categorías. Incluimos además los años de educación del jefe de hogar como una variable continua.

La categoría de pobreza basada en las NBI es una aproximación oficial que tiene en cuenta cinco aspectos de la pobreza: el acceso a la vivienda, la calidad de la vivienda, el

⁶ En el DANE se llevó a cabo un estudio sobre la pobreza según las Necesidades Básicas Insatisfechas, que muestra los cálculos basados en estos microdatos y presenta sumatorias a nivel del barrio. Ver: Duarte, Jairo; Jorge Martínez; Manuel Muñoz; Libardo Sarmiento y Leonardo Bautista. 1985. *La Pobreza en Bogotá: Descripción cuantitativa*. Bogotá D.C.: DANE.

acceso a los servicios básicos, la capacidad económica y el acceso a la educación. Para poder evaluar el acceso a la vivienda, vivir en una casa con más de tres personas por habitación se considera una necesidad insatisfecha. La calidad de la vivienda se considera una necesidad si la casa no tiene materiales de construcción adecuados. La falta de servicios básicos, tales como desagüe y agua potable, también se considera una necesidad básica. Una hogar cuyo jefe sólo asistió a la escuela primaria y que tiene un promedio de tres personas a cargo también se considera pobre. La falta de asistencia a la escuela de un niño de 6 a 12 años de edad se considera una necesidad en términos del acceso a la educación. Según este enfoque, una hogar que tiene al menos una necesidad básica insatisfecha se considera pobre. Más de dos necesidades insatisfechas representan un caso de pobreza extrema. Estos indicadores se encuentran disponibles para cada año censal. Sin embargo, para el año 2005, los aspectos de calidad de la vivienda y acceso a la vivienda no se pudieron medir debido a que dichos indicadores se incorporaron en el Formulario Ampliado. Así, nuestra definición de pobreza presentará esta limitación para el último período censal.

A manera de indicadores de riesgo social, seleccionamos la cantidad de personas que declararon estar desempleadas, la cantidad de personas entre 16 y 24 años de edad que no estudian ni trabajan, la cantidad de mujeres de 12 a 17 años de edad que son madres y la cantidad de jóvenes de 12 a 16 años de edad que no asisten a la escuela. Todos los indicadores censales seleccionados se agregaron a nivel de manzana.

2. Georreferenciación y homologación de cartografías catastrales y censales

Con fines de calcular la cantidad de hogares por estrato, homologamos los archivos *shapefile* de estratificación oficial de 1997 y 2007 con la cartografía censal. En la cartografía censal se dejaron de lado 549 manzanas y 1.603 manzanas, respectivamente, por lo que no se incluyeron en esta homologación. Debido a que el archivo *shapefile* de lotes catastrales de 1997 no estaba disponible, utilizamos los archivos *shapefile* de lotes del 2006 con el fin de asignar los estratos a cada uno de los lotes, uniendo los archivos *shapefile* de estratificación oficial en forma espacial. Las bases de datos resultantes de esta unión para 1997 y 2007 se convirtieron a puntos y luego se sumaron espacialmente a la cartografía censal la cantidad de los polígonos o lotes de cada estrato correspondientes a cada manzana censal. Utilizando la cantidad total de unidades de vivienda y hogares por manzana de cada año censal, procedimos a calcular ratios por manzana de unidades de vivienda en cada lote, y hogares por unidad de vivienda. En consecuencia, la cantidad de hogares en un estrato determinado es igual a la suma de la cantidad de lotes en cada estrato multiplicada por ambos ratios, es decir, el ratio de unidades de vivienda por lote y el ratio de hogares por unidad de vivienda. Este enfoque permitió la variación de la cantidad de lotes por estrato por año, así como también una actualización factible de los valores basados en los ratios correspondientes tomadas de la recolección de datos censales. Para las bases de datos georreferenciadas de estratificación, la homologación capturó todos los lotes casi sin ninguna reducción para ningún estrato. Aunque el conjunto de datos de estratificación original poseía valores de 0 y 9, estos casos se omitieron en la base de datos definitiva debido a que se refieren a manzanas que no se encuentran estratificadas o que no corresponden a unidades residenciales. Como se muestra en el cuadro 1, utilizando esta aproximación, las tasas de atrición son mínimas o directamente igual a cero, lo que significa que pudimos capturar en forma eficiente las categorías de estratificación para la porción del conjunto de datos que se corresponde con el área de la cartografía de 1997.

Cuadro 1: Tasas de atrición de cantidad de lotes con posterioridad a la homologación de las cartografías catastrales y censales para los años 1997 y 2007

Estrato	1997		2007			1997 Reducción de lotes	2007 Reducción de lotes	
	Cantidad de lotes por estrato según la unión espacial con archivos <i>shapefile</i> de estratificación		Cantidad de lotes capturados en la cartografía censal	Cantidad de lotes por estrato según la unión espacial con archivos <i>shapefile</i> de estratificación				Cantidad de lotes capturados en la cartografía censal
	Lotes	Manzanas	Lotes	Lotes	Manzanas			Lotes
0	56022		22598	-	-	-	-0,4	
9	26273	4084	46180	30959	7063	26676	3,1	-0,2
1	110669	5680	104381	132537	6951	121291	-0,1	-0,1
2	339060	14216	337330	365291	15489	359601	0,0	0,0
3	287506	11420	287511	291612	11962	291600	0,0	0,0
4	44680	2277	44681	42788	2330	42789	0,0	0,0
5	16297	968	16294	16661	1005	16658	0,0	0,0
6	8616	784	8604	9275	896	8964	0,0	0,0
Total	889123	39494	867579	889123	45696	867579	0,0	0,0

Para el año 2007, utilizamos los mismos conteos de hogares de 2005, debido a que la estratificación se revisó al mismo tiempo que se realizaba el censo, aunque fue publicada dos años más tarde. Para el año 1997, estimamos la cantidad de hogares por estrato en base a una estimación de Bayes de tres proyecciones poblacionales posibles. La primera proyección se basó en la tasa promedio de crecimiento anual de la manzana, teniendo en cuenta los conteos de hogares para 1993 y 2005. Para la segunda proyección, utilizamos una tasa fija de crecimiento anual (0,06) de acuerdo con las estimaciones oficiales para 1993-1997 brindadas por el Departamento Administrativo de Planeación Distrital (DAPD). La tercera estimación se basó en la tasa fija de crecimiento anual (0,02) de acuerdo con los dos últimos censos, teniendo en cuenta los conteos de hogares georreferenciados. Mediante estas tres proyecciones, logramos calcular tres proyecciones de la cantidad de hogares para cada manzanas. Realizamos una estimación de Bayes en base a la media de las proyecciones en cada manzana y su media condicional y varianza relativa a la cantidad total de hogares en cada proyección. De esta manera, la cantidad de hogares para cada manzana se calculó mediante esta fórmula:

$$W_i \bar{X}_i + (1 - W_i) \mu ;$$

donde:

μ = la media de cantidad de hogares de la población para la proyección respectiva

\bar{X}_i = la media de cantidad de hogares de la población para la manzana

W_i = la estimación según el estimador de Bayes, dado $\frac{\sigma_0^2}{\sigma_0^2 + \sigma_i^2 / n}$ donde σ_0^2 es la

diferencia entre la varianza por manzana y la varianza total

La cantidad total de hogares calculada como resultado de la estimación de Bayes para Bogotá es de 1.371.146. Sumamos los conteos de hogares por indicadores seleccionados a tres escalas adicionales: sector censal (606), unidades de planeamiento zonal (112) y localidades (19).

Decidimos utilizar los límites de los sectores censales para acercarnos a los barrios, ya que, desde el punto de vista administrativo, no existe una definición única de límites barriales. Oficialmente, existen 2.334 barrios en Bogotá. Sin embargo, los límites catastrales de los barrios sólo identifican 1.054 barrios. Los límites catastrales de barrios se definen según objetivos técnicos, es decir, con el fin de maximizar la recolección del impuesto inmobiliario. Existen 1.601 asentamientos informales cuya cartografía no se ha incorporado al conjunto de datos catastrales como unidad distinguible. Por ende, no se encuentra disponible ninguna cartografía única que compile todos los barrios existentes. Debido a que la homologación de ambas bases de datos habría llevado mucho tiempo, la mejor opción fue utilizar los límites de sectores censales.

Apéndice – Cuadros

Cuadro 2: Índices de disimilaridad y cambios porcentuales para Bogotá en las décadas de 1980–2000 según la pobreza, el nivel de educación del jefe de hogar y los estratos de los hogares.

		Manzana					Sector censal					UPZ					Localidad				
		Índices			Cambios porcentuales		Índices			Cambios porcentuales		Índices			Cambios porcentuales		Índices			Cambios porcentuales	
		Década 1980	Década 1990	Década 2000	Décadas 80-90	Décadas 90-00	Década 1980	Década 1990	Década 2000	Décadas 80-90	Décadas 90-00	Década 1980	Década 1990	Década 2000	Décadas 80-90	Décadas 90-00	Década 1980	Década 1990	Década 2000	Décadas 80-90	Décadas 90-00
Espacial	Hogares con NBI	0,326	0,326	0,332	0,0	1,8	0,289	0,298	0,289	3,1	-3,0	0,255	0,270	0,267	5,9	-10	0,176	0,207	0,198	17,6	-4,3
	EJH multigrupo	0,326	0,318	0,353	-2,5	11,0	0,291	0,289	0,320	-0,7	10,7	0,259	0,267	0,301	3,1	12,7	0,197	0,210	0,236	6,6	12,4
	EJH Primaria	0,324	0,282	0,283	-13,0	0,4	0,284	0,250	0,254	-12,0	1,6	0,255	0,231	0,238	-9,4	3,0	0,174	0,170	0,188	-2,3	10,6
	EJH Secundaria	0,207	0,217	0,279	4,8	28,6	0,182	0,201	0,254	10,4	26,4	0,165	0,189	0,239	14,5	26,5	0,130	0,155	0,185	19,2	19,4
	EJH Algo de universitaria o + Estratos multigrupo	0,531	0,494	0,487	-7,0	-1,4	0,485	0,450	0,442	-7,2	-1,8	0,426	0,410	0,414	-3,8	1,0	0,340	0,326	0,328	-4,1	0,6
			0,939	0,900		-4,2		0,816	0,813		-0,4		0,733	0,729		-0,5		0,553	0,527		-4,7
No espacial	Hogares con NBI*			0,545		26,2			0,378		13,2								0,236		2,6
	Hogares con NBI EJH multigrupo*	0,543	0,432	0,506	-20,4	17,1	0,339	0,334	0,326	-1,5	-2,4	0,283	0,296	0,286	4,6	-3,4	0,194	0,230	0,209	18,6	-9,1
	EJH multigrupo			0,665		65,8			0,622		93,7								0,586		162,6
	EJH multigrupo	0,569	0,401	0,422	-29,5	5,2	0,328	0,321	0,350	-2,1	9,0	0,286	0,286	0,321	0,0	12,2	0,221	0,223	0,245	0,9	9,9
	EJH Primaria*			0,395		5,7			0,300		3,8								0,206		9,0
	EJH Primaria	0,572	0,374	0,374	-34,7	0,0	0,331	0,289	0,284	-12,7	-1,7	0,281	0,251	0,254	-10,7	1,2	0,199	0,189	0,199	-5,0	5,3
	EJH Secundaria*			0,345		19,5			0,281		29,5								0,196		21,1
	EJH Secundaria EJH Algo de universitaria o +*	0,466	0,289	0,335	-38,0	15,9	0,203	0,217	0,274	6,9	26,3	0,182	0,198	0,255	8,8	28,8	0,154	0,162	0,189	5,2	16,7
	EJH Algo de universitaria o + Estratos multigrupo	0,742	0,584	0,557	-21,3	-4,6	0,539	0,499	0,482	-7,4	-3,4	0,470	0,442	0,442	-6,0	0,0	0,364	0,338	0,342	-7,1	1,2
		0,998	0,998		0,0		0,901	0,904		0,3		0,784	0,776		-1,0		0,588	0,552		-6,1	

*Basado en datos censales sin georreferenciar

Cuadro 3: Índices de exposición y cambios porcentuales para Bogotá en las décadas de 1980–2000 según la pobreza, el nivel de educación del jefe de hogar y los estratos de los hogares.

		Manzana					Sector censal					UPZ					Localidad				
		Índices			Cambios porcentuales		Índices			Cambios porcentuales		Índices			Cambios porcentuales		Índices			Cambios porcentuales	
		Década 1980	Década 1990	Década 2000	Décadas 80-90	Décadas 90-00	Década 1980	Década 1990	Década 2000	Décadas 80-90	Décadas 90-00	Década 1980	Década 1990	Década 2000	Décadas 80-90	Décadas 90-00	Década 1980	Década 1990	Década 2000	Décadas 80-90	Décadas 90-00
Espacial	Hogarescon NBI	0,582	0724	0,865	24,4	19,5	0,597	0,742	0,884	24,3	19,1	0,622	0,767	0,938	23,3	22,3	0,664	0,790	0,954	19,0	20,8
	EJH Primaria	0,668	0,755	0,809	13,0	7,2	0,682	0,757	0,806	11,0	6,5	0,702	0,777	0,824	10,7	6,0	0,738	0,800	0,843	8,4	5,4
	EJH Secundaria	0,377	0,360	0,359	-4,5	-0,3	0,381	0,361	0,360	-5,2	-0,3	0,386	0,366	0,368	-5,2	0,5	0,387	0,376	0,385	-2,8	2,4
	EJH Algo de universitaria o +	0,596	0,571	0,514	-4,2	-10,0	0,629	0,597	0,537	-5,1	-10,1	0,661	0,621	0,556	-6,1	-10,5	0,727	0,692	0,628	-4,8	-9,2
	EJH Primaria a algo de universitaria	0,076	0,107	0,142	40,8	32,7	0,087	0,118	0,153	35,6	29,7	0,100	0,132	0,167	32,0	26,5	0,131	0,167	0,207	27,5	24,0
	Estratos 1 y 2 a otros							0,103	0,090		-12,6		0,179	0,161		-10,1		0,338	0,325		-3,8
No espacial	Hogares con NBI*			0,694		5,5			0,835		14,3								0,941		19,1
	Hogares con NBI	0,426	0,658	0,772	54,5	17,3	0,586	0,731	0,893	24,7	22,2	0,614	0,758	0,936	23,5	23,5	0,649	0,790	0,954	21,7	20,8
	EJH Primaria*			0,767		7,7			0,813		7,2								0,841		6,0
	EJH Primaria	0,485	0,712	0,765	46,8	7,4	0,674	0,758	0,812	12,5	7,1	0,696	0,772	0,820	10,9	6,2	0,726	0,794	0,837	9,4	5,4
	EJH Secundaria*			0,351		2,7			0,378		3,8								0,394		4,4
	EJH Secundaria	0,276	0,342	0,340	23,9	-0,6	0,382	0,364	0,363	-4,7	-0,3	0,388	0,368	0,368	-5,2	0,0	0,394	0,378	0,385	-4,1	1,9
	EJH Algo de universitaria o +*			0,466		-9,3			0,147		-74,6								0,617		-9,5
	EJH Algo de universitaria o +	0,410	0,513	0,468	25,1	-8,8	0,605	0,581	0,524	-4,0	-9,8	0,647	0,610	0,546	-5,7	-10,5	0,715	0,682	0,617	-4,6	-9,5
	EJH Primaria a algo de universitaria*			0,117					0,523										0,208		
	EJH Primaria a algo de universitaria	0,046	0,085	0,119	84,8	40,0	0,079	0,112	0,149	41,8	33,0	0,097	0,129	0,164	33,0	27,1	0,130	0,166	0,206	27,7	24,1
Estratos 1 y 2 a otros							0,067	0,055		-17,9		0,154	0,141		-8,4		0,311	0,309		-0,6	

* Basado en datos censales sin georreferenciar.

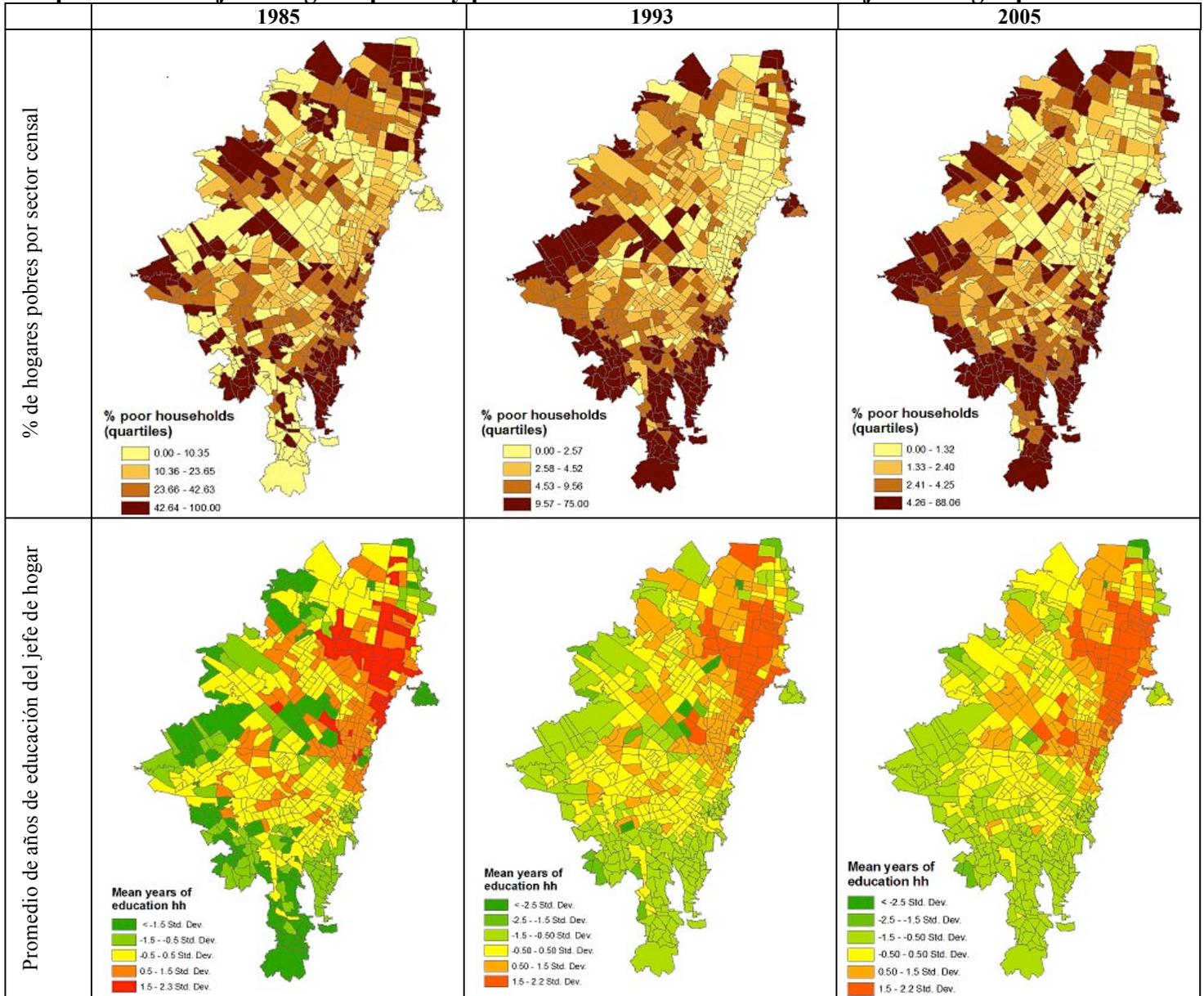
Cuadro 4: Índices de aislamiento y cambios porcentuales para Bogotá en las décadas de 1980–2000 según la pobreza, el nivel de educación del jefe de hogar y los estratos de los hogares.

		Manzana					Sector censal					UPZ					Localidad				
		Índices			Cambios porcentuales		Índices			Cambios porcentuales		Índices			Cambios porcentuales		Índices			Cambios porcentuales	
		Década 1980	Década 1990	Década 2000	Décadas 80-90	Décadas 90-00	Década 1980	Década 1990	Década 2000	Décadas 80-90	Décadas 90-00	Década 1980	Década 1990	Década 2000	Décadas 80-90	Décadas 90-00	Década 1980	Década 1990	Década 2000	Décadas 80-90	Décadas 90-00
Espacial	Hogares con NBI	0,416	0,274	0,141	-34,1	-48,5	0,395	0,257	0,098	-34,9	-62,0	0,380	0,236	0,065	-37,9	-72,3	0,343	0,216	0,050	-37,1	-76,9
	EJH Primaria	0,335	0,244	0,192	-27,2	-21,3	0,310	0,232	0,182	-25,2	-21,6	0,299	0,226	0,179	-24,7	-20,7	0,271	0,207	0,164	-23,6	-20,8
	EJH Secundaria	0,624	0,640	0,643	2,6	0,5	0,616	0,634	0,632	2,9	-0,2	0,616	0,636	0,635	3,3	-0,2	0,621	0,632	0,621	1,8	-1,7
	EJH Algo de universitaria o +	0,399	0,427	0,487	7,0	14,1	0,370	0,400	0,460	8,0	15,0	0,337	0,378	0,443	12,1	17,3	0,270	0,309	0,373	14,1	20,9
	Estratos 1 y 2 a otros							0,882	0,893		1,2		0,824	0,842		2,2		0,670	0,681		1,6
	Estrato 1							0,681	0,692		1,6		0,574	0,623		8,5		0,530	0,526		-0,8
	Estrato 2							0,842	0,843		0,2		0,758	0,759		0,1		0,591	0,574		-2,8
	Estrato 3							0,864	0,850		-1,6		0,792	0,760		-4,0		0,684	0,622		-9,0
	Estrato 4							0,656	0,688		4,8		0,512	0,542		5,7		0,282	0,289		2,3
	Estrato 5							0,585	0,598		2,2		0,427	0,440		3,0		0,172	0,150		-12,9
Estrato 6							0,787	0,784		-0,5		0,632	0,613		-2,9		0,269	0,265		-1,5	
No espacial	Hogares con NBI*			0,306		-10,7			0,165										0,059		-72,0
	Hogares con NBI	0,574	0,342	0,228	-40,4	-33,3	0,414	0,269	0,107	-35,0	-60,3	0,386	0,243	0,064	-37,1	-73,6	0,351	0,210	0,046	-40,2	-78,0
	EJH Primaria*			0,233		-19,0			0,187										0,159		-22,9
	EJH Primaria	0,515	0,288	0,235	-44,1	-18,4	0,326	0,242	0,188	-25,9	-22,1	0,304	0,228	0,180	-25,0	-21,1	0,274	0,206	0,163	-25,0	-20,7
	EJH Secundaria*			0,649		-1,4			0,622										0,599		-3,8
	EJH Secundaria	0,724	0,658	0,660	-9,1	0,3	0,618	0,636	0,637	2,9	0,2	0,612	0,632	0,632	3,3	0,0	0,606	0,622	0,615	2,7	-1,1
	EJH Algo de universitaria o +*			0,534		9,7			0,477										0,383		20,2
	EJH Algo de universitaria o +	0,590	0,487	0,532	-17,5	9,2	0,395	0,419	0,476	6,2	13,6	0,353	0,390	0,454	10,5	16,5	0,285	0,318	0,383	11,9	20,4
	Estratos 1 y 2 a otros							0,933	0,945		1,3		0,846	0,859		1,5		0,689	0,691		0,3
	Estrato 1							0,771	0,774		0,4		0,589	0,637		8,2		0,327	0,375		14,6
	Estrato 2							0,893	0,896		0,3		0,776	0,775		-0,1		0,579	0,553		-4,5
	Estrato 3							0,913	0,908		-0,5		0,807	0,782		-3,1		0,669	0,608		-9,0
	Estrato 4							0,806	0,814		1,0		0,569	0,593		4,2		0,346	0,357		3,2
	Estrato 5							0,728	0,731		0,3		0,489	0,488		-0,1		0,144	0,127		-11,5
Estrato 6							0,887	0,886		-0,1		0,709	0,680		-4,2		0,263	0,258		-1,7	

* Basado en datos censales sin georreferenciar.

Apéndice – Mapas

Mapa 2: Porcentaje de hogares pobres y promedio de años de educación del jefe de hogar por año censal



Estratos promedio por sector censal (ponderado por la cantidad de hogares)

