



Papeles de Población

ISSN: 1405-7425

rpapeles@uaemex.mx

Universidad Autónoma del Estado de México
México

GARROCHO, Carlos; CAMPOS-ALANÍS, Juan
Réquiem por los indicadores no espaciales de segregación residencial
Papeles de Población, vol. 19, núm. 77, julio-septiembre, 2013, pp. 269-300
Universidad Autónoma del Estado de México
Toluca, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=11228794011>

- [Cómo citar el artículo](#)
- [Número completo](#)
- [Más información del artículo](#)
- [Página de la revista en redalyc.org](#)

 redalyc.org

Sistema de Información Científica
Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

Réquiem por los indicadores no espaciales de segregación residencial

Carlos GARROCHO y Juan CAMPOS-ALANÍS

El Colegio Mexiquense y Universidad Autónoma del Estado de México

Resumen

Este artículo se apoya en ejemplos numéricos deliberadamente sencillos para: i) Explicitar los graves problemas de utilizar indicadores no espaciales de segregación residencial (como los indicadores tradicionales de Disimilaridad, Aislamiento e Interacción, tan utilizados en la literatura iberoamericana), y, ii) Demostrar conceptual y operativamente la superioridad de los indicadores de segregación genuinamente espaciales, en particular la de los índices de Autocorrelación Espacial Global y Local de Moran. Los indicadores no espaciales de segregación registran, al menos, cuatro fallas fundamentales: generan los mismos resultados para diferentes patrones espaciales de segregación (Falla 1); son incapaces de revelar lo que ocurre con la segregación al interior de las zonas de estudio (Falla 2); sus resultados dependen enteramente de la manera como se agrupan los datos (Falla 3) y no ofrecen información sobre la confiabilidad estadística de sus resultados (Falla 4). Los indicadores genuinamente espaciales (como los índices de Autocorrelación Espacial Global y Local de Moran) resuelven o minimizan estos problemas. Es momento de abandonar el uso de los indicadores tradicionales (no espaciales) de segregación originados en la sociología y de recurrir a los indicadores genuinamente espaciales desarrollados en el análisis espacial: Réquiem por los indicadores no espaciales de segregación residencial.

Palabras clave: Segregación residencial, Indicadores espaciales de segregación, Problemas clave de los indicadores No espaciales de segregación, autocorrelación espacial global y local de Moran.

Abstract

Requiem for no spatial indicators of residential segregation

This paper is based on deliberately simple numerical examples for: i. To explain the serious problems of using no spatial indicators of residential segregation (as the traditional indicators of Dissimilarity, Isolation and Interaction, intensively reported in the Latin American literature); and, ii. Conceptually and operationally demonstrate the superiority of the genuinely spatial segregation indicators, as Moran's Global and Local Spatial Autocorrelation indexes. No spatial indicators of segregation register, at least, four fundamental flaws: produce the same results for different spatial patterns of segregation (Flaw 1), are unable to disclose what happens with the segregation within the study area (Flaw 2), their results depend entirely on how the data are grouped and organized (Flaw 3), and do not provide information on the statistical confidence (reliability) of the results (Flaw 4). Genuinely spatial indicators (such as Moran's Global and Local Spatial Autocorrelation indexes) solve or minimize these problems. It is time to abandon the use of traditional no spatial indicators of residential segregation originated in sociology and advance in the utilization of genuinely spatial indicators developed in spatial analysis: Requiem for no spatial indicators of residential segregation.

Key words: Residential segregation, spatial segregation indicators, key flaws of no spatial segregation indicators, global and local spatial autocorrelation.

INTRODUCCIÓN

Este texto tiene como objetivo demostrar conceptual y operativamente las enormes debilidades de los indicadores no espaciales de segregación más comúnmente utilizados en la literatura latinoamericana (*Disimilaridad, Aislamiento e Interacción*) y la superioridad de los indicadores espaciales, en particular la de los índices de *Autocorrelación Espacial Global y Local de Moran*. El texto inicia examinando la definición de segregación y toma una posición conceptual para establecer el telón de fondo del análisis: el significado de segregación. Luego, en la sección dos, se presentan los indicadores no espaciales de segregación antes mencionados y se identifican sus problemas clave: el del *Tablero de Ajedrez*, el de la *Unidad Espacial Modificable* y el de la *Falta de Confiabilidad Estadística*. Con esta estrategia es posible develar con toda claridad cuatro fallas fundamentales de los indicadores no espaciales de segregación: generan los mismos resultados para patrones territoriales diferentes (*Falla 1*), son incapaces de revelar lo que ocurre con la segregación al interior de la zona de estudio (*Falla 2*), sus resultados dependen enteramente de la manera como se agrupan los datos (*Falla 3*) y no ofrecen información sobre la confiabilidad estadística de sus resultados (*Falla 4*).

Teniendo claras las fallas cardinales de los indicadores *no espaciales* de segregación, en la sección tres se procede a explorar los indicadores *espaciales* de segregación fundamentados en los índices de Autocorrelación Espacial Global y Local de Moran, y se identifican *conceptualmente* sus ventajas sobre los indicadores no espaciales. Luego, en la sección cuatro, se presenta el método de comparación entre ambos tipos de indicadores de segregación, que se fundamenta en un análisis comparativo *de contraste*. Para esto se realizan diversas estimaciones numéricas, incluso con valores extremos, con el propósito de demostrar *operativamente* y tratando de despejar cualquier duda, la superioridad notable de los indicadores espaciales sobre los indicadores no espaciales de segregación, en el marco de sus tres problemas estructurales básicos identificados en la sección dos: el del Tablero de Ajedrez, el de la Unidad Espacial Modificable y el de la Falta de Confiabilidad Estadística. Finalmente se presentan las principales conclusiones del trabajo y la bibliografía consultada.

¿QUÉ SIGNIFICA SEGREGACIÓN?

Los resultados de un trabajo de investigación dependen de la manera en la que se plantean las preguntas por explorar y de la forma como se *definen y miden* los conceptos fundamentales (Johnston et al., 2005: 1226). El concepto central de este texto es el de segregación y debido a que existe un gran número de definiciones de segregación reportadas en la literatura, en esta sección se exploran algunas particularmente vinculadas con este trabajo.

La definición clásica de segregación de Massey y Denton (1988) es quizá la más utilizada en la literatura latinoamericana. Así, segregación es el grado en el que los individuos de diferentes grupos ocupan o experimentan diferentes entornos urbanos. Para hacerla operativa, esta definición de segregación requiere de un indicador que: i) Determine el *entorno urbano* (i.e. entorno social) de cada individuo, que se refiere a una enunciación de vecindad o contigüidad espacial (lo que en sí mismo resulta todo un problema metodológico, como se verá más adelante) y ii) Estime el grado en el que estos entornos o ambientes urbanos (i.e. entornos o ambientes sociales) difieren entre los individuos (Reardon y O'Sullivan, 2004).

Los diccionarios geográficos también ofrecen definiciones de segregación que resultan similares, por lo que pueden tomarse con cierta confianza. En estos términos, la segregación espacial es definida como la separación en el territorio de diferentes grupos de población. Así, un grupo está segregado espacialmente cuando sus miembros no se distribuyen en el territorio de manera uniforme respecto al resto de la población (Goodall, 1987; Gregory *et al.*, 2009).

En la literatura iberoamericana la definición de Massey y Denton (1988) ha tenido un gran impacto, pero también han sido ampliamente utilizadas definiciones ligeramente diferentes generadas por autores de la región. Por ejemplo, para Castells (1974), la segregación socioespacial en el ámbito urbano implica la distancia física entre la localización residencial de grupos sociales. Por tanto, la segregación se entiende como la tendencia a organizar el espacio en zonas de fuerte homogeneidad social interna y de fuerte disparidad social entre ellas, generándose ausencia o escasez relativa de mezclas socioeconómicas dentro de las unidades territoriales que integran la ciudad (i.e. por unidades territoriales o unidades espaciales se entiende: colonias, barrios, Áreas Geo-Estadísticas Básicas, conocidas como AGEB en México, entre otras). Así las cosas, se considera a la segregación socioespacial como el grado de proximidad espacial o la *aglomera-*

ción geográfica de personas de una misma categoría social (Sabatini, 2000; Sabatini y Sierralta, 2006).

Para el caso específico de este texto segregación *socioespacial* es la aglomeración de un cierto grupo de población en determinados espacios urbanos (i.e. barrios, vecindarios, conjuntos de AGEB), en los que los individuos del grupo residen mucho más cerca unos de otros de lo que lo se registraría en un patrón *aleatoriamente* distribuido (Allen y Turner, 2005). Esta definición es totalmente coherente con las definiciones anteriores e incorpora el concepto de aglomeración de Sabatini y Sierralta (2006), lo que implica considerar la idea estadística de aleatoriedad y es consistente con los objetivos de este texto, por lo que es la definición de segregación que se utiliza en este trabajo.

Para cerrar esta sección vale subrayar dos puntos: nótese el carácter eminentemente *espacial* de todas las definiciones de segregación y el elemento *estadístico* (i.e. *aleatoriedad*) que le incorporan de manera directa Allen y Turner (2005) y de manera indirecta Sabatini y Sierralta (2006).

LOS INDICADORES NO ESPACIALES DE SEGREGACIÓN

Existe una gran diversidad de indicadores no espaciales para estimar la segregación (Marcinczak, 2012). Sin embargo, el indicador insignia tradicional es el Índice de Disimilaridad (*Dissimilarity index*) diseñado por Duncan y Duncan (1955) y perfeccionado en diferentes dimensiones por Massey y Denton (1988). El Índice de Disimilaridad se ha utilizado para medir la diferencia entre la distribución territorial de un grupo de población respecto al resto de la población. El Índice de Disimilaridad es fácil de calcular y analizar, ya que sus valores extremos son cero (que significa ausencia de segregación) y uno (para situaciones de máxima segregación). El valor del Índice de Disimilaridad puede ser interpretado como la *proporción* de los habitantes de un grupo de población que tendrían que intercambiar su localización con el resto de los habitantes de la zona de estudio, para que todas las unidades espaciales (i.e. barrios, colonias, AGEB) que integran la ciudad registraran las mismas proporciones de estos dos grupos de población.

El Índice de Disimilaridad (D) se expresa de la siguiente manera (Massey y Denton, 1988. PADE, 1998):¹

¹ En su artículo clásico, Massey y Denton (1988: 284-285) identifican cinco dimensiones o categorías clave de la segregación: i) *Uniformidad* (i.e. los miembros de un grupo pueden estar sobre o subrepresentados en el territorio generando patrones más o menos distantes de la uniformidad espacial); ii) *Exposición* (i.e. los miembros de un grupo pueden distribuirse de tal manera que su exposición a miembros de otro(s) grupos(s) esté limitada por el hecho de compartir raramente los espacios intraurbanos más próximos, como barrios o vecindarios), iii) *Concentración* (i.e. los miembros de un grupo pueden localizarse de manera concentrada en el territorio, ocupando un

$$D = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left| \frac{x_i}{X} - \frac{y_i}{Y} \right| \quad (1)$$

Donde:

x_i = Población del grupo bajo estudio en la unidad espacial "i".

X = Población del grupo bajo estudio en toda la ciudad.

y_i = Población del grupo de referencia en la unidad espacial "i".

Y = Población del grupo de referencia en toda la ciudad.

Existen otras dos medidas *no espaciales* que usualmente complementan al Índice de Disimilaridad, que son ampliamente utilizadas en los estudios tradicionales de segregación: el Índice de *Aislamiento* y el de *Interacción*. El Índice de Aislamiento mide el grado en el que los miembros de un cierto grupo están expuestos a tener contacto solamente entre ellos mismos, mientras que el de Interacción estima el nivel en el que los miembros de un cierto grupo están expuestos a tener contacto con los integrantes de otro(s) grupo(s) (Massey y Denton, 1988; Goodall, 1987). Cabe subrayar que los índices de Aislamiento e Interacción son los lados opuestos de la misma moneda.

Cuando se comparan solamente dos grupos de población, como se hará en este trabajo para demostrar las debilidades de los índices no espaciales de segregación, el Índice de *Aislamiento* tiene como límite inferior 0.0 y como límite superior 1.0 (Garrocho y Campos, 2005). Los valores cercanos a cero significan una exposición plena de una persona del grupo minoritario (o grupo bajo análisis) respecto a la mayoría. Es decir, se trata de una situación de *no aislamiento*, donde las personas del grupo minoritario no se ven restringidas a tener contacto exclusivamente con personas de su propio grupo, sino que, por el contrario, tienen la posibilidad de establecer contacto amplio con el grupo mayoritario. Por su parte, los valores cercanos a uno indican una situación de aislamiento máximo, donde las personas del grupo minoritario sólo están expuestas al resto de su propio grupo. Como el Índice de Aislamiento estima el grado en el que los integrantes de un grupo bajo estudio están expuestos solamente a integrantes de su

espacio *menor que proporcional* al que les correspondería por su participación en la población total); iv) *Centralización* (i.e. los miembros de un grupo pueden residir más congregados alrededor del núcleo central o *centro tradicional de negocios* de la ciudad que el resto de la población urbana) y finalmente v) *Aglomeración* (las áreas donde se localiza un cierto grupo están estrechamente aglomeradas conformando un gran enclave continuo o, por el contrario, estar dispersas en toda la ciudad).

propio grupo, se interpreta como su grado de *confinamiento* en el territorio (PADE, 1998).

El Índice de Aislamiento lo expresan Massey y Denton (1988) de la siguiente manera:

$$A = \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{x_i}{X} \right) \left(\frac{x_i}{p_i} \right) \right] \quad (2)$$

Donde:

x_i = Población del grupo bajo estudio en la unidad espacial "i" (i.e. atributo de cada AGEb).

X = Población del grupo bajo estudio en toda la ciudad.

p_i = Población total en la unidad espacial "i" (e.g. AGEb).

Por su lado, *el Índice de Interacción* varía de 0.0 a 1.0, donde cero significa nula interacción entre los integrantes del grupo bajo estudio y el grupo de referencia y uno indica la posibilidad de interacción máxima entre ambos grupos. La forma más común de expresar el Índice de Interacción es la siguiente (Massey y Denton, 1988):

$$T = \sum_{i=1}^n \left[\left(\frac{x_i}{X} \right) \left(\frac{y_i}{p_i} \right) \right] \quad (3)$$

Donde:

x_i = Población del grupo bajo estudio en la unidad espacial "i" (e.g. AGEb).

X = Población del grupo bajo estudio en la ciudad.

y_i = Población del grupo de referencia en la unidad espacial "i" (e.g. AGEb).

p_i = Población total en la unidad espacial "i" (e.g. AGEb).

Como puede observarse, ninguno de los tres índices incluye la *localización relativa* entre las unidades espaciales (i.e. si son contiguas o si están cercanas o lejanas entre sí). En otras palabras, los indicadores consideran implícitamente que las unidades espaciales (e.g. AGEb) son independientes entre sí en el territorio, que no registran interrelaciones espaciales y que, por tanto, funcionan en un *entorno abstracto no espacial y adimensional*. ¿Existe una ciudad no espacial? Nada más lejos de la realidad.

Las fallas fundamentales de los indicadores no espaciales

El debate contemporáneo sobre la medición de la segregación incluye dos corrientes principales: una que se fundamenta en los índices no espaciales originados desde los años cuarenta (por ejemplo: Massey y Denton 1988) y la otra que se fundamenta en los avances recientes de la estadística espacial (Anselin, 1995; Fotheringham et al., 1998, Granis, 2002; Johnston et al., 2010). Si bien los índices no espaciales tienen cierta utilidad, particularmente como medidas que permiten comparaciones con estudios realizados en el pasado (Peach, 2007), sus serias limitaciones (e.g. su carácter no espacial, su incapacidad para explorar lo que ocurre al interior de la ciudad, su falta de solidez estadística) los ha puesto bajo fuego desde hace más de una década (Marcinczak, 2012).

Dos principales críticas hacen volar por los aires los cimientos de los indicadores no espaciales de segregación: su carácter *no espacial* y su naturaleza *aestadística*. La crítica no espacial se compone principalmente de dos líneas muy sólidas de argumentación: i) El llamado *Problema del Tablero de Ajedrez* (*the Checkerboard Problem*) (White, 1983) y ii) El *Problema de la Unidad Espacial Modificable* (Openshaw and Taylor 1979; Openshaw, 1984); por su parte la crítica estadística se centra en: III. El *Problema de la Falta de Confiabilidad Estadística* (Bailey y Gatrell, 1995).

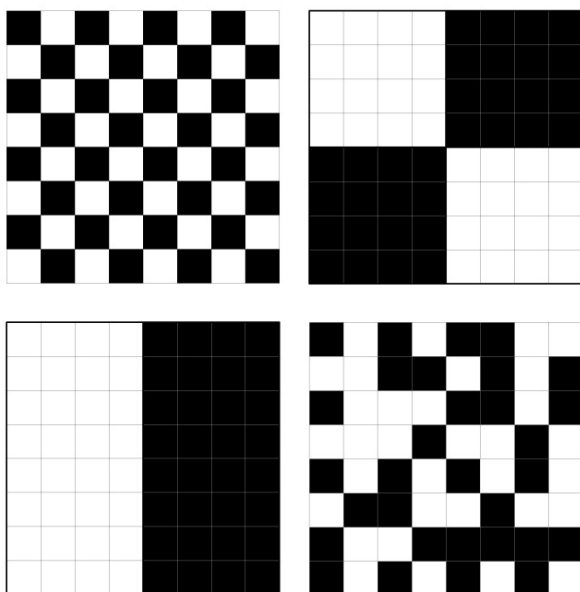
El Problema del Tablero de Ajedrez

El problema del tablero de ajedrez consiste en que los indicadores no espaciales no consideran la localización en el territorio de las unidades básicas de información (AGEB, barrios o casillas en un tablero de ajedrez, por ejemplo) y se enfocan solamente a su composición socio demográfica (White, 1983, Morrill, 1991) Es decir, no toman en cuenta la dimensión espacial de la segregación. Se trata de un craso error, ya que la segregación es un fenómeno espacial por excelencia, como se demostró al revisar diversas definiciones de segregación en la primera sección de este texto.

El problema del tablero de ajedrez se puede entender claramente imaginando un tablero de ajedrez donde las casillas (blancas y negras) representan unidades espaciales (similares a las AGEB en una ciudad) y registran cierta composición de dos grupos de población (e.g. con población de 65 años o más y con población menor de 65 años). Si se calcularan índices de segregación (e.g. para la población de 65 años o más) en el patrón normal o clásico de las casillas de un tablero de ajedrez (i.e. con 32 casillas negras y 32 blancas localizadas alternadamente) se obtendrían ciertos resultados.

Sin embargo, si se alterara el patrón clásico de la distribución de las casillas, por ejemplo moviendo todas las casillas negras hacia una mitad del tablero y dejando todas las casillas blancas en la otra mitad, se esperaría que los indicadores de segregación registraran esta nueva distribución espacial de las casillas (e.g. AGEB) y develaran un diferente nivel de segregación. Tristemente, al ser *no espaciales* (i.e. al no considerar la localización de las casillas o unidades espaciales) los índices tradicionales de segregación *generan los mismos resultados* y no logran distinguir entre el patrón normal de un tablero de ajedrez y el que resulta de remover todas las casillas negras a un lado del tablero y las blancas al otro, o, para acabar pronto, de cualquier otro patrón espacial de las celdas del tablero de ajedrez (sin cambiar, por supuesto, los datos de cada celda, por ejemplo: la cantidad de población de 65 años y más y la población menor de 65 años) (Figura 1).

Figura 1. El problema del tablero de ajedrez



Fuente: elaboración propia.

El problema del tablero de ajedrez se puede ampliar si se incorpora a la discusión el criterio de *vecindad*, que es clave en los estudios de segregación. ¿Cómo se definen las unidades espaciales vecinas en una ciudad, por

ejemplo los AGEB vecinos? ¿Son las que comparten un vértice por pequeño que sea, incluso un punto (el llamado *criterio del Alfil*)? ¿Son las que comparten fronteras en alguna de las cuatro direcciones cardinales (el *criterio de la Torre*)? ¿Son las que comparten tanto vértices como una frontera por lo menos (el *criterio de la Reina*)? Aún más, ¿se podría definir la vecindad considerando *los vecinos de los vecinos* (los llamados vecinos de segundo orden)? ¿O los vecinos de los vecinos de los vecinos... (los llamados vecinos de *orden k*)? Incluso, es posible definir unidades vecinas (o contiguas) estableciendo un cierto *umbral de distancia* (i.e. los localizados a menos de “x” metros o kilómetros) e incluso la distancia considerada en ese umbral podría estar afectada por un coeficiente de impedancia que reflejara la *fricción de la distancia* o podría expresarse mediante una función matemática más o menos compleja. Todos estos son criterios espaciales que, lamentablemente, los indicadores no espaciales de segregación no ubican ni remotamente en su radar.

Adicionalmente los índices no espaciales, por definición, sólo generan indicadores *globales* de segregación. Es decir, sólo son capaces de producir *un solo valor* que intenta sintetizar la intensidad de lo que consideran segregación, para toda el área de estudio (e.g. una ciudad). En consecuencia, no tienen la menor posibilidad de explorar lo que ocurre con la segregación en el complejo espacio *interior* de la ciudad, por ejemplo: detectar espacios intraurbanos de alta, media o baja segregación. Si se considera que la segregación es un tema eminente espacial, esta debilidad es fatídica.

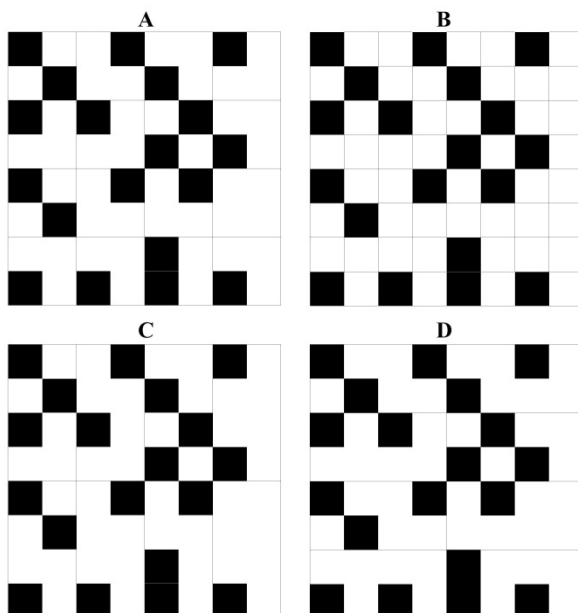
El problema de la unidad espacial modificable

El problema de la unidad espacial modificable en relación a la segregación, se deriva de que la información sobre las características de la población normalmente se recolecta, agrega y publica en *unidades espaciales* (e.g. AGEB). Es decir, se asume un espacio discreto (e.g. la ciudad) dividido por límites a menudo inexistentes en la vida cotidiana (i.e. los límites de los AGEB), sin ningún *significado* socioespacial. En estas *cajitas* (i.e. unidades territoriales: AGEB) se agrega la información. Esto implica que la manera como la institución recolectora de información (e.g. el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) en México) define las unidades territoriales en las que agrega los datos, *incide directamente* en los resultados de muchos de los trabajos de los analistas urbanos.

Esto se puede entender claramente en la Figura 2, donde se observa un mismo patrón espacial de casillas negras y blancas en un tablero de ajedrez, pero agregadas en cuatro formas diferentes, es decir, en cuatro tipos

de unidades espaciales (e.g. AGEB en una ciudad). Si se estiman indicadores no espaciales de segregación organizando los datos de acuerdo con los cuatro tipos de unidades territoriales (i.e. sin cambiar la localización de las casillas negras y blancas, pero agregándolas de diferente manera) los resultados serán distintos, aunque el patrón espacial de las casillas negras y blancas no cambie (i.e. las casillas blancas y negras mantienen su localización).

Figura 2. El problema de la unidad espacial modificable



Fuente: elaboración propia.

Es claro que los resultados de los análisis científicos de la segregación y el diseño de políticas públicas para remediarla no deben depender de la manera como se organiza la información en la oficina recolectora de datos. Lamentablemente los indicadores no espaciales de segregación espacial son incapaces de *detectar* y menos intentar *minimizar* el Problema de la Unidad Espacial Modificable y, por tanto, sus resultados no son confiables. ¿Acaso dependen de la manera como se agregó la información? ¿Agregando la información de otra manera pueden generarse resultados divergentes e incluso opuestos? ¿Cuál organización espacial de los datos es la correcta?

El Problema de la Unidad Espacial Modificable, salvo cuando se utilizan datos de puntos con coordenadas geográficas (i.e. longitud y latitud),

es *imposible* de evitar. En estudios de segregación por edad, por ejemplo, sería necesario tener las coordenadas geográficas de la localización residencial de cada persona de 65 años y más y de cada persona menor de 65 años, lo que resulta poco práctico para estudios agregados, particularmente en grandes ciudades (Cohn y Jackman, 2011). Sin embargo, el Problema de la Unidad Espacial Modificable se puede *reducir*, asumiendo diferentes criterios de contigüidad o vecindad (e.g. métodos de *Alfil*, *Torre*, *Reina*, *umbral de distancia*, *umbral de distancia con parámetro de impedancia*, *vecinos de orden "k"*, entre muchos otros). No obstante, los indicadores no espaciales son incapaces de incorporar estos criterios por su diseño inherentemente no espacial.

Adicionalmente, los indicadores no espaciales de segregación asumen implícitamente que los individuos que viven en la misma unidad espacial (i.e. AGEb) están más cercanos unos de otros que los que viven en unidades espaciales diferentes, incluso cuando los primeros pueden estar muy distantes entre sí y los segundos pueden estar separados sólo por una calle (Openshaw, 1984). Los indicadores espaciales, en cambio, sí consideran las interrelaciones geográficas entre las unidades espaciales y los efectos de los patrones espaciales en la segregación, ya que incorporan la localización relativa de las unidades espaciales y criterios diversos de vecindad.

El problema de la falta de confiabilidad estadística

La crítica sobre la naturaleza *no estadística* de los indicadores no espaciales de segregación termina de pulverizarlos. Los indicadores no espaciales son ejercicios aritméticos muy inteligentes, pero no son capaces de ofrecer ninguna certeza de los niveles de significancia estadística de sus resultados.

Para apreciar la dimensión de este problema debe recordarse que la segregación socioespacial se refiere a la *aglomeración* de un cierto grupo de población en determinados espacios urbanos (i.e. barrios, vecindarios, ambientes urbanos, conjuntos de AGEb), en los que los individuos del grupo bajo análisis residen mucho más cerca unos de otros de lo que se registraría en un patrón *aleatoriamente* distribuido (Allen y Turner, 2005; ver Sección 1 de este texto). Paradójicamente, los indicadores no espaciales son incapaces de determinar la confiabilidad estadística de los niveles de segregación que suponen detectar, respecto a un patrón *aleatorio*. Los indicadores espaciales, por el contrario, se apoyan en estadística espacial y generan información sobre la confiabilidad estadística de sus resultados.

Así las cosas, como los indicadores no espaciales de segregación no consideran la localización relativa de las unidades espaciales (i.e. qué tan

cerca o lejos están entre sí) que integran la ciudad, ni la manera como las unidades espaciales agregan la información, terminan por ser insensibles a un aspecto fundamental de cualquier estudio de segregación: su *dimensión espacial*. Por tanto, los índices no espaciales de segregación no pasan de ser meros ejercicios aritméticos muy perspicaces, pero no son trabajos geoestadísticos que permitan estimar la *aleatoriedad o no* de patrones espaciales, puesto que no ofrecen, por mencionar un solo tema, niveles de confianza de sus resultados que estén ubicados en *ningún lugar* (Wong 2002).

Sintetizando: los indicadores no espaciales generan los mismos resultados para diferentes patrones espaciales (Falla 1), son incapaces de develar lo que ocurre con la segregación al interior de la zona de estudio (Falla 2), sus resultados dependen enteramente de la manera como se agrupan los datos (Falla 3) y no ofrecen confiabilidad estadística (Falla 4). Dejemos descansar a los indicadores *no espaciales y no estadísticos* de segregación espacial.

LOS INDICADORES ESPACIALES DE SEGREGACIÓN

Existen diversos indicadores espaciales de segregación (Reardon y O'Sullivan, 2004). Estos indicadores irrumpen en la literatura con el desarrollo acelerado de la estadística espacial que se registra básicamente a partir de la década de los noventa y se manifiesta en los trabajos de Anselin (1995), Baley y Gatrell (1995), Fotheringham et al. (1998), Morrill (1991), Wong (2002; 2004), entre otros.

Quizá el indicador *global* más utilizado en la literatura contemporánea es el Índice de Autocorrelación *Global* de Moran (AGM) (Baley y Gatrell, 1995).² Como se mencionó antes, por *global* se entiende que se genera un solo valor que sintetiza la intensidad de la segregación en *toda* el área de estudio. El índice AGM puede variar de -1.0 a +1.0 y su interpretación es, en cierto modo, similar a la del coeficiente de correlación de Pearson de la estadística estándar. Un valor *positivo* del índice AGM indica que el grupo de población bajo análisis (e.g. población de 65 años y más) tiende a distribuirse de manera continua en el territorio y por lo tanto revela segregación. Es decir, muestra que la proporción de ese grupo de población en cada unidad espacial (i.e. AGEb) está relacionada con la proporción del mismo

² Una medida alternativa es el *Índice G* de Getis y Ord (1992), sin embargo es menos utilizado que el Índice de Moran (Lloyd, 2010). Además genera menos información sobre la segregación al interior de las zonas de estudio analizadas.

grupo de población en las unidades espaciales vecinas y que su patrón espacial es más o menos distante de un patrón *aleatorio*.

Por el contrario, si el índice AGM es *negativo*, significa que el grupo de población bajo estudio tiende a distribuirse de manera discontinua en el territorio, lo que indica inexistencia de segregación. En otras palabras, revela que la proporción del grupo de población bajo estudio (e.g. población de 65 años y más) en las unidades espaciales (i.e. AGEb) tiene una *relación inversa y no aleatoria* con la registrada en las unidades espaciales vecinas. Esto significa que las unidades espaciales con altos valores de la población bajo estudio son vecinas de unidades espaciales con bajos valores de la población que se está analizando (e.g. unidades espaciales con alta proporción de población de 65 años o más, rodeadas de unidades espaciales con baja proporción de ese tipo de población).

Finalmente, valores del índice AGM cercanos a cero indican que la distribución de la población bajo estudio (e.g. población de 65 años o más) es *aleatoria* y no tiene ninguna relación con el patrón espacial del resto de la población. Por su parte, la *magnitud* del valor del índice indica la *intensidad* de la asociación entre los valores de la población bajo estudio en las diversas unidades espaciales, es decir, la *autocorrelación* o correlación de la población o variable bajo estudio *consigo misma* a lo largo y ancho del territorio

El índice AGM se expresa de la siguiente manera:

$$I = \frac{n \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - y)(y_j - y)}{\left(\sum_{i=1}^n (y_i - y)^2 \right) \left(\sum_{i \neq j} \sum w_{ij} \right)} \quad (4)$$

Donde:

y_i = Valor de la variable o atributo en cada unidad espacial analizada "i".

y_j = Valor de la variable o atributo en cada unidad espacial vecina "j".

w_{ij} = Proximidad entre las unidades espaciales "i" y "j" (llamada también "matriz de pesos espaciales").

n = Número de unidades espaciales.

El Índice de Autocorrelación de Moran no sólo existe en su forma *global* (como ocurre con los índices *no espaciales* de segregación), sino que puede calcularse a escala *local* (e.g. en los espacios intraurbanos). Anselin (1995) elabora todo un planteamiento sobre indicadores locales de aso-

ciación espacial (LISA por su denominación en inglés: *Local Indicators of Spatial Association*). Estos indicadores permiten descomponer indicadores globales como el Índice AGM para *identificar y estimar* aglomeraciones espaciales (i.e. unidades espaciales autocorrelacionadas) estadísticamente *significativas* al interior de las zonas de estudio, tema en el que no tienen nada que ofrecer los indicadores no espaciales de segregación.

El Índice de Autocorrelación *Local* de Moran (ALM) se expresa de la siguiente manera:

$$I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j \quad (5)$$

Donde:

z_i, z_j = Se expresan en desviaciones de la media:

$$z_i = \frac{\left(x_i - \bar{x}_i \right)}{\sigma} \quad (6)$$

σ es la desviación estándar de x_i .

La interpretación del Índice de ALM es similar a la del Índice de Autocorrelación Global de Moran, pero se puede ampliar por su carácter local (i.e. intraurbano), ya que permite clasificar las unidades espaciales (e.g. AGEB) de acuerdo con la relación del valor de su Índice ALM respecto a los valores registrados en las unidades espaciales *vecinas*.³ Básicamente existen cinco categorías importantes (Lloyd, 2010):

1. *Bajo-Bajo*. Esta categoría se refiere a unidades espaciales con valores bajos de la población (o atributo) bajo estudio, que tienen como vecinas unidades espaciales que registran también valores bajos (e.g. AGEB con valores *bajos* de población de 65 años y más que son vecinas de unidades espaciales que registran también valores *bajos* del mismo grupo de población. En este ejemplo se trataría de zonas con segregación significativa de población menor de 65 años).

³ Recordar que, como se explicó anteriormente, los índices de Autocorrelación de Moran permiten utilizar diversos métodos para establecer la *vecindad o contigüidad* de las unidades espaciales que integran la zona de estudio, lo que *reduce* (aunque no elimina) el Problema de la Unidad Espacial Modificable.

2. *Alto-Alto*. En esta categoría están unidades espaciales con valores altos de la población (o atributo) bajo estudio, rodeadas de unidades espaciales que registran también valores altos (e.g. AGEB con valores *altos* de población de 65 años o más que son vecinas de unidades espaciales que registran también valores *altos* del mismo grupo de población. En este ejemplo se trataría de zonas de segregación significativa de población de 65 años o más).
3. *Bajo-Alto*. Esta categoría incluye unidades espaciales con valores *bajos* de la población (o atributo) que se analiza, rodeadas de unidades espaciales que registran valores *altos* (e.g. AGEB con valores *bajos* de población de 65 años o más que son vecinas de unidades espaciales que registran valores *altos* del mismo grupo de población. En este ejemplo se trataría de zonas de no-segregación significativa de la población de 65 años y más).
4. *Alto-Bajo*. En esta categoría están las unidades espaciales con valores *altos* de la población o atributo bajo estudio, rodeadas de unidades espaciales que registran valores *bajos* (e.g. AGEB con valores *altos* de población de 65 años o más que son vecinas de unidades espaciales que registran valores *bajos* del mismo grupo de población. En este ejemplo se trataría de zonas de no-segregación significativa de la población de 65 años o más, que además tienen elevadas posibilidades de interactuar con la población menor de 65 años).
5. *Estadísticamente no significativas*. Esta categoría se refiere a unidades espaciales con valores *estadísticamente* no significativos y cuyos valores de segregación no se pueden determinar de manera *confiable* en términos estadísticos.

Estas categorías resultan muy útiles en términos teóricos y de diseño y focalización de políticas públicas, porque permiten identificar en los *espacios intraurbanos* la localización de diversas áreas según su intensidad de segregación. Esto tampoco lo pueden hacer los indicadores no espaciales de segregación.

ANÁLISIS COMPARATIVO DE CONTRASTE: INDICADORES NO ESPACIALES DE SEGREGACIÓN VS INDICADORES ESPACIALES

El método que se sigue en este trabajo para evidenciar la superioridad de los indicadores *espaciales* de segregación sobre los *no espaciales*, se fundamenta en un análisis comparativo de contraste. Para ganar claridad, se calculan medidas *no espaciales* y *espaciales* de segregación tomando un

área de estudio cuadrangular integrada por 64 unidades espaciales, es decir, un tablero de ajedrez.

Como se explicó anteriormente, aunque existen diversos indicadores no espaciales de segregación, en este trabajo se consideran los más emblemáticos y reportados en la literatura latinoamericana sobre segregación (incluyendo la literatura originada en México, como: Garrocho y Campos, 2005; Negrete, 2003; Ruvalcaba y Schteinghart, 2012, entre muchos otros). Los índices no espaciales que se analizan son los de *Disimilaridad*, *Aislamiento* e *Interacción* (Duncan y Duncan, 1955; Massey y Denton, 1988) y los espaciales son los índices *Global* y *Local de Moran* (Lee et al., 2013; Lloyd, 2010).

Análisis comparativo de contraste: indicadores no espaciales vs indicadores espaciales

Con el fin de realizar una demostración empírica contundente de los problemas clave que sufren los indicadores no espaciales (i.e. el del *Tablero de Ajedrez*, el de la *Unidad Espacial Modificable* y el de la *Falta de Confiablez Estadística*), se presentan detalladamente los cálculos de los índices de Disimilaridad, Aislamiento e Interacción (su simplicidad permite presentarlos *paso a paso*) y se contrastan con los resultados de los índices espaciales de Moran, tanto Global como Local, cuya representación en detalle supera el espacio disponible para este texto.

En la Figura 3 se muestran la zona de estudio, el porcentaje de población de 65 años y más en cada unidad espacial (i.e. en cada casilla del tablero de ajedrez) y el sistema de coordenadas del ajedrez para facilitar la identificación de cada unidad espacial (i.e. de cada casilla). Por su parte, el Cuadro 1 muestra los cálculos detallados para estimar los índices no espaciales para las 64 unidades territoriales de la zona de estudio, con los datos que se muestran en la Figura 3.

Demostración del problema de ajedrez

Como se puede observar en los Cuadros 1 (en el renglón final: Total) y 2, así como en las Figuras 3 y 4, las unidades espaciales (i.e. las casillas con sus datos) pueden cambiar de localización y el resultado de los índices no espaciales sigue siendo el mismo. Por ejemplo: los datos para la unidad espacial *a1* (que se presentan en el Cuadro 1: Población de 65 años o más = 20, Población menor de 65 años = 60, Población total = 80) se pueden intercambiar con los de la unidad espacial *h8* (Población de 65 años o más = 6, Población menor de 65 años = 40, Población total = 46) y el resultado

de los índices *no espaciales* no registran ese cambio (tendrían los mismos valores, como se registra en la columna que tiene como encabezado “Figura 3” del Cuadro 2). Es decir: permanecen inalterables, a pesar de que la composición de la población de una unidad espacial al interior de la zona de estudio sí cambió de un extremo a otro: de la esquina inferior izquierda a la esquina superior derecha.

Figura 3. Zona de estudio (Tablero *clásico* de ajedrez), porcentaje de población de 65 años o más por unidad espacial (casilla) y sistema de coordenadas del ajedrez

	a	b	c	d	e	f	g	h	
8	6.67	19.64	3.28	18.46	35.29	28.57	10.43	13.04	8
7	25.00	15.91	26.39	7.22	9.76	9.20	23.53	15.79	7
6	3.33	39.39	56.41	13.46	4.11	21.62	16.16	33.33	6
5	31.82	21.74	30.51	8.28	15.52	18.52	31.58	7.69	5
4	12.50	12.57	9.82	29.79	9.30	17.78	9.52	20.00	4
3	54.55	20.00	11.50	8.33	20.69	48.65	11.41	36.84	3
2	50.00	24.19	33.33	39.13	13.66	25.10	36.00	34.21	2
1	25.00	65.71	18.31	15.00	22.22	19.57	8.11	9.09	1
	a	b	c	d	e	f	g	h	

Fuente: elaboración propia.

Incluso se pueden realizar *cambios extremos* en la localización de las unidades espaciales (i.e. casillas) y, lastimosamente, los índices no espaciales no detectan estos cambios. Por ejemplo, se podrían agrupar las unidades espaciales en *cuadrantes* (Figura 4a), en *mitades* (Figura 4b) o incluso de manera *aleatoria* (Figura 4c) y los índices de segregación no espaciales permanecen inmutables, insensibles, arrojando permanentemente el mismo valor, absolutamente ajenos a las alteraciones locacionales tan extremas que se registran al interior de la zona de estudio (Cuadro 2).

Cuadro 1. Datos, cálculos y resultados de los índices no espaciales de segregación: se pueden cambiar los datos de una unidad espacial a otra (su localización) en la zona de estudio y los resultados de los índices siguen siendo los mismos

Clave de casilla	Población	Población	Datos	Índice de Disimilaridad			Índice de Aislamiento		Índice de Interacción	
	65 años o más (xi)	menor de 65 años (yi)	Población total (pi)	(xi/X)	(yi/Y)	(xi/X)-(yi/Y)	(xi/X)*	(xi/pi)	(yi/pi)	(xi/X)*
A1	20	60	80	0.022	0.015	0.007	0.200	0.004	0.750	0.016
A2	50	50	100	0.054	0.012	0.042	0.500	0.027	0.500	0.027
A3	42	35	77	0.045	0.009	0.037	0.420	0.019	0.455	0.021
A4	5	35	40	0.005	0.009	0.003	0.050	0.000	0.875	0.005
A5	7	15	22	0.008	0.004	0.004	0.070	0.001	0.682	0.005
A6	5	145	150	0.005	0.035	0.030	0.050	0.000	0.967	0.005
A7	50	150	200	0.054	0.036	0.017	0.500	0.027	0.750	0.040
A8	3	42	45	0.003	0.010	0.007	0.030	0.000	0.933	0.003
B1	23	12	35	0.025	0.003	0.022	0.230	0.006	0.343	0.008
B2	15	47	62	0.016	0.011	0.005	0.150	0.002	0.758	0.012
B3	3	12	15	0.003	0.003	0.000	0.030	0.000	0.800	0.003
B4	23	160	183	0.025	0.039	0.014	0.230	0.006	0.874	0.022
B5	5	18	23	0.005	0.004	0.001	0.050	0.000	0.783	0.004
B6	39	60	99	0.042	0.015	0.027	0.390	0.016	0.606	0.025
B7	7	37	44	0.008	0.009	0.001	0.070	0.001	0.841	0.006
B8	22	90	112	0.024	0.022	0.002	0.220	0.005	0.804	0.019
C1	13	58	71	0.014	0.014	0.000	0.130	0.002	0.817	0.011
C2	3	6	9	0.003	0.001	0.002	0.030	0.000	0.667	0.002
C3	23	177	200	0.025	0.043	0.018	0.230	0.006	0.885	0.022
C4	16	147	163	0.017	0.036	0.019	0.160	0.003	0.902	0.016
C5	18	41	59	0.019	0.010	0.009	0.180	0.003	0.695	0.013
C6	22	17	39	0.024	0.004	0.020	0.220	0.005	0.436	0.010
C7	19	53	72	0.020	0.013	0.008	0.190	0.004	0.736	0.015
C8	2	59	61	0.002	0.014	0.012	0.020	0.000	0.967	0.002
D1	12	68	80	0.013	0.017	0.004	0.120	0.002	0.850	0.011
D2	9	14	23	0.010	0.003	0.006	0.090	0.001	0.609	0.006
D3	1	11	12	0.001	0.003	0.002	0.010	0.000	0.917	0.001
D4	14	33	47	0.015	0.008	0.007	0.140	0.002	0.702	0.011
D5	12	133	145	0.013	0.032	0.019	0.120	0.002	0.917	0.012
D6	7	45	52	0.008	0.011	0.003	0.070	0.001	0.865	0.007
D7	7	90	97	0.008	0.022	0.014	0.070	0.001	0.928	0.007
D8	12	53	65	0.013	0.013	0.000	0.120	0.002	0.815	0.011

Fuente: elaboración propia

Réquiem por los indicadores noespaciales de segregación residencial /C. GARROCHO y J. CAMPOS

Cuadro 1. Datos, cálculos y resultados de los índices no espaciales de segregación: se pueden cambiar los datos de una unidad espacial a otra (su localización) en la zona de estudio y los resultados de los índices siguen siendo los mismos (continuación)

Clave de casilla	Población	Población	Datos	Índice de Disimilaridad			Índice de Aislamiento		Índice de Interacción	
	65 años o más (xi)	menor de 65 años (yi)	Población total (pi)	(xi/X)	(yi/Y)	(xi/X)-(yi/Y)	(xi/pi)	(xi/X)* (xi/pi)	(yi/pi)	(xi/X)* (yi/pi)
E1	2	7	9	0.002	0.002	0.000	0.020	0.00	0.778	0.002
E2	28	177	205	0.030	0.043	0.013	0.280	0.008	0.863	0.026
E3	18	69	87	0.019	0.017	0.003	0.180	0.003	0.793	0.015
E4	4	39	43	0.004	0.009	0.005	0.040	0.000	0.907	0.004
E5	9	49	58	0.010	0.012	0.002	0.090	0.001	0.845	0.008
E6	3	70	73	0.003	0.017	0.014	0.030	0.000	0.959	0.003
E7	16	148	164	0.017	0.036	0.019	0.160	0.003	0.902	0.016
E8	6	11	17	0.006	0.003	0.004	0.060	0.000	0.647	0.004
F1	9	37	46	0.010	0.009	0.001	0.090	0.001	0.804	0.008
F2	60	179	239	0.065	0.043	0.021	0.600	0.039	0.749	0.048
F3	18	19	37	0.019	0.005	0.015	0.180	0.003	0.514	0.010
F4	8	37	45	0.009	0.009	0.000	0.080	0.001	0.822	0.007
F5	15	66	81	0.016	0.016	0.000	0.150	0.002	0.815	0.013
F6	16	58	74	0.017	0.014	0.003	0.160	0.003	0.784	0.013
F7	15	148	163	0.016	0.036	0.020	0.150	0.002	0.908	0.015
F8	8	20	28	0.009	0.005	0.004	0.080	0.001	0.714	0.006
G1	6	68	74	0.006	0.017	0.010	0.060	0.000	0.919	0.006
G2	9	16	25	0.010	0.004	0.006	0.090	0.001	0.640	0.006
G3	17	132	149	0.018	0.032	0.014	0.170	0.003	0.886	0.016
G4	6	57	63	0.006	0.014	0.007	0.060	0.000	0.905	0.006
G5	12	26	38	0.013	0.006	0.007	0.120	0.002	0.684	0.009
G6	16	83	99	0.017	0.020	0.003	0.160	0.003	0.838	0.014
G7	12	39	51	0.013	0.009	0.003	0.120	0.002	0.765	0.010
G8	24	206	230	0.026	0.050	0.024	0.240	0.006	0.896	0.023
H1	14	140	154	0.015	0.034	0.019	0.140	0.002	0.909	0.014
H2	26	50	76	0.028	0.012	0.016	0.260	0.007	0.658	0.018
H3	7	12	19	0.008	0.003	0.005	0.070	0.001	0.632	0.005
H4	19	76	95	0.020	0.018	0.002	0.190	0.004	0.800	0.016
H5	1	12	13	0.001	0.003	0.002	0.010	0.000	0.923	0.001
H6	2	4	6	0.002	0.001	0.001	0.020	0.000	0.667	0.001
H7	9	48	57	0.010	0.012	0.002	0.090	0.001	0.842	0.008
H8	6	40	46	0.006	0.010	0.003	0.060	0.000	0.870	0.006
Total	930	4116	5046			0.6091/2= 0.3046		0.2639		0.7361

Fuente: elaboración propia

Cuadro 2. El problema del tablero de ajedrez

Índices	Figuras			
	Figura 3	Figura 4 ^a	Figura 4b	Figura 4c
Disimilaridad	0.3046	0.3046	0.3046	0.3046
Aislamiento	0.2639	0.2639	0.2639	0.2639
Interacción	0.7361	0.7361	0.7361	0.7361
Moran global ¹	0.0283	0.0983	-0.0419	-0.0860
Moran global ²	0.0351	0.1016	-0.0182	-0.1420

¹ Utilizando el método de vecindad de la Torre (*Rook contiguity*).

² Utilizando el método de umbral de distancia.

Figura 3. Tablero de 64 casillas ordenado de manera clásica.

Figura 4a. Tablero de 64 casillas agrupadas en cuadrantes (16 casillas cada uno).

Figura 4b. Tablero de 64 casillas agrupadas en mitades (32 casillas cada una).

Figura 4c. Tablero de 64 casillas distribuidas de manera aleatoria.

N/A No aplica.

Fuente: elaboración propia.

¿Por qué ocurre esto? Es simple: porque el cálculo de estos índices no considera ninguna variable *espacial* (e.g. la localización de las unidades espaciales). Entonces, si se observa el Cuadro 1 como una hoja de cálculo, será fácil entender que no importa cómo se ordenen los *renglones* (i.e. la información de cada unidad espacial o casilla del tablero de ajedrez): el resultado de las operaciones aritméticas que generan los índices no espaciales de segregación siempre será el mismo.

En cambio, el Índice Global de Moran sí es capaz de registrar los cambios de localización de las unidades espaciales en cada escenario (Cuadro 2). Para estas demostraciones y las que siguen, se utilizan niveles de confianza de 95 por ciento (i.e. con un 95 por ciento de confianza de que el patrón de segregación no es *aleatorio*), definiendo la contigüidad de las unidades espaciales mediante el *método de torre* (son vecinas las unidades espaciales que comparten fronteras) y mediante el *método de distancia* (son vecinas las unidades espaciales que estén dentro de un cierto umbral de distancia). Esto es más que suficiente para cumplir los objetivos de esta sección.

La superioridad de la sensibilidad espacial del Índice Global de Moran es aún más concluyente si se utilizan valores extremos, incluso si son difíciles de encontrar en la realidad, como unidades espaciales (i.e. casillas) con valores para dos grupos de población de 0 y 100 para cada uno. Por tanto, si seguimos utilizando un tablero de ajedrez, esto significa, en este caso extremo, la presencia de 32 casillas (i.e. unidades espaciales) donde un grupo de población suma 0 y el otro 100 en cada una de ellas, y de otras

32 casillas donde, por el contrario, los valores son 100 y 0 en cada una. En nuestro ejemplo, suponemos que las casillas *a1* hasta *d8* registran valores de 0 para un grupo de población y de 100 para el otro grupo, y que las casillas *e1* hasta *h8* registran valores de 100 y 0, respectivamente (ver la notación de las casillas en la Figura 3).

En este paisaje espacial *extremo*, los índices de *Disimilaridad* y *Aislamiento* generan valores de 1.00, indicando máxima disimilaridad y aislamiento, y el índice de *Interacción* registra un valor de 0.00 apuntando a una interacción inexistente. Lo decepcionante es que estos valores permanecen *constantes* sin importar la *localización* de las unidades espaciales (i.e. casillas del tablero de ajedrez). Es decir, los resultados permanecen inmutables, sin importar si las unidades espaciales se localizan según el orden del tablero clásico de ajedrez, si se agrupan en cuadrantes, si se aglomeran en mitades o si se distribuyen aleatoriamente (Figura 4 y Cuadro 3). En cambio, el Índice Global de Moran registra puntualmente estos cambios (Cuadro 3). Además, al utilizar dos o más métodos de contigüidad (por el método de Torre y por el de umbral de distancia) es posible verificar y confirmar los resultados.

Cuadro 3. El problema del tablero de ajedrez con valores extremos

Índices	Figuras			
	Figura 3	Figura 4a	Figura 4b	Figura 4c
Disimilaridad	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
Aislamiento	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
Interacción	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
Moran global ¹	-1.0000	0.7291	0.8645	-0.3333
Moran global ²	-1.0000	0.7239	0.8593	-0.3307

¹ Utilizando el método de contigüidad de Torre (*Rook contiguity*). En ambos casos el nivel de significancia es menor de 0.05.

² Utilizando el método de umbral de distancia. Figura 1: 10 unidades de distancia; Figura 2a: 40 unidades, Figura 2b: 20.7 unidades; Figura 4: 15.8 unidades.

Figura 3. Tablero de 64 casillas distribuidas de la manera clásica, pero con *valores extremos* (0 y 100).

Figura 4a. Tablero de 64 casillas agrupadas en cuadrantes (16 casillas cada uno).

Figura 4b. Tablero de 64 casillas agrupadas en mitades (32 casillas cada una).

Figura 4c. Tablero de 64 casillas distribuidas de forma aleatoria.

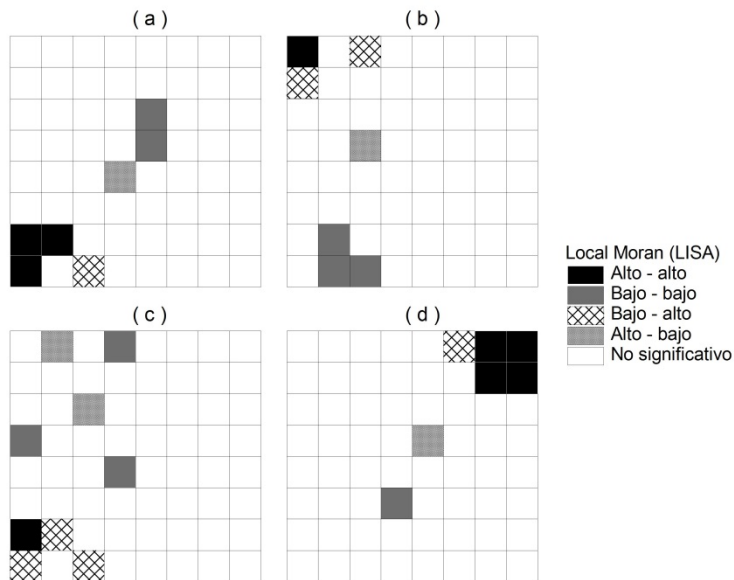
Figura 4. Cambios extremos en la localización de las unidades espaciales en la zona de estudio (Tablero de ajedrez) y porcentaje de población de 65 años y más por unidad espacial (casilla)

a			b			c																		
65.71	48.65	15.00	36.84	54.55	22.22	11.50	8.11	6.67	35.29	3.28	10.43	19.64	28.57	18.46	13.04	25.00	8.11	19.57	8.28	15.00	18.31	48.65	6.67	
9.30	50.00	9.52	33.33	25.10	12.57	34.21	29.79	9.20	15.91	15.79	7.22	9.76	25.00	23.53	26.39	34.21	15.91	25.10	13.66	9.30	33.33	21.74	50.00	
20.00	19.57	8.33	9.09	25.00	20.69	18.31	11.41	3.33	4.11	56.41	16.16	39.39	21.62	13.46	33.33	9.09	11.41	56.41	20.69	8.33	11.50	20.00	33.33	
13.66	12.50	36.00	9.82	17.78	24.19	20.00	39.13	18.52	21.74	7.69	8.28	15.52	31.82	31.58	30.51	20.00	9.52	17.78	22.22	29.79	9.82	31.58	12.50	
21.74	9.20	8.28	15.79	25.00	15.52	26.39	31.58	12.50	9.30	9.82	9.52	12.57	17.78	29.79	20.00	7.69	12.57	18.52	15.52	39.13	3.28	24.19	31.82	
35.29	3.33	10.43	56.41	21.62	19.64	33.33	18.46	48.65	20.00	36.84	8.33	20.69	54.55	11.41	11.50	54.55	16.16	21.62	4.11	13.46	65.71	39.39	3.33	
15.91	18.52	7.22	7.69	31.82	9.76	30.51	23.53	50.00	13.66	33.33	36.00	24.19	25.10	39.13	34.21	15.79	23.53	9.20	9.76	7.22	26.39	36.00	25.00	
4.11	6.67	16.16	3.28	28.57	19.52	13.04	13.46	19.57	65.71	9.09	15.00	22.22	25.00	8.11	18.31	13.04	10.43	35.29	28.57	18.46	30.51	19.64	36.84	

Fuente: elaboración propia.

Por otro lado, el Índice *Local* de Moran permite identificar las unidades espaciales de atención prioritaria al interior de la zona de estudio (i.e. un tablero de ajedrez o una ciudad) en cualquier escenario espacial, incluidos los paisajes extremos representados en las Figuras 4a, 4b y 4c, lo que son incapaces de hacer los indicadores de segregación no espaciales (ver Figuras 5a, 5b, 5c, 5d).

Figura 5. Unidades espaciales (casillas) que requieren diversos tipos de atención al interior de la zona de estudio



Fuente: elaboración propia.

En los escenarios extremos analizados, las casillas más oscuras (categoría *Alto-Alto*) son unidades espaciales con altos valores de población de 65 años y más, rodeadas de unidades espaciales que también registran valores altos de población de 65 años y más. Estas zonas son de atención prioritaria en términos de segregación *estadísticamente significativa* de la población mayor. Las casillas en gris liso (categoría *Bajo-Bajo*) tienen valores *bajos* de la población de 65 años y más y son vecinas de unidades espaciales que también registran valores *bajos* de ese grupo de población. Serían zonas de segregación de población menor de 65 años estadísticamente significativas. Las casillas con textura de rejilla (Categoría *Bajo-Alto*), son unidades espaciales con valores *bajos* de población de 65 años y más que son veci-

nas de unidades espaciales que registran valores *altos* del mismo grupo de población. Es decir, son zonas en proceso de segregación o integración que requieren atención preventiva o promotora (esto se sabría en detalle si se analizara un cierto periodo de tiempo que permitiera observar el proceso). Por su parte, las casillas de color gris más claro (Categoría Alto-Bajo), son unidades espaciales con valores *altos* de población de 65 años o más que son vecinas de unidades espaciales que registran valores *bajos* de este grupo de población: estas zonas no registran segregación y podrían requerir políticas de consolidación. Finalmente, las casillas blancas son unidades espaciales con valores *estadísticamente* no significativos al 95%, de tal manera que no se puede determinar de manera *confiable*, hablando en términos estadísticos, si existe segregación o no.

Tomando en cuenta todo lo anterior, se puede afirmar, sin lugar a dudas, que los indicadores *espaciales* son muy superiores a los indicadores *no espaciales* para enfrentar el Problema del Tablero de Ajedrez.

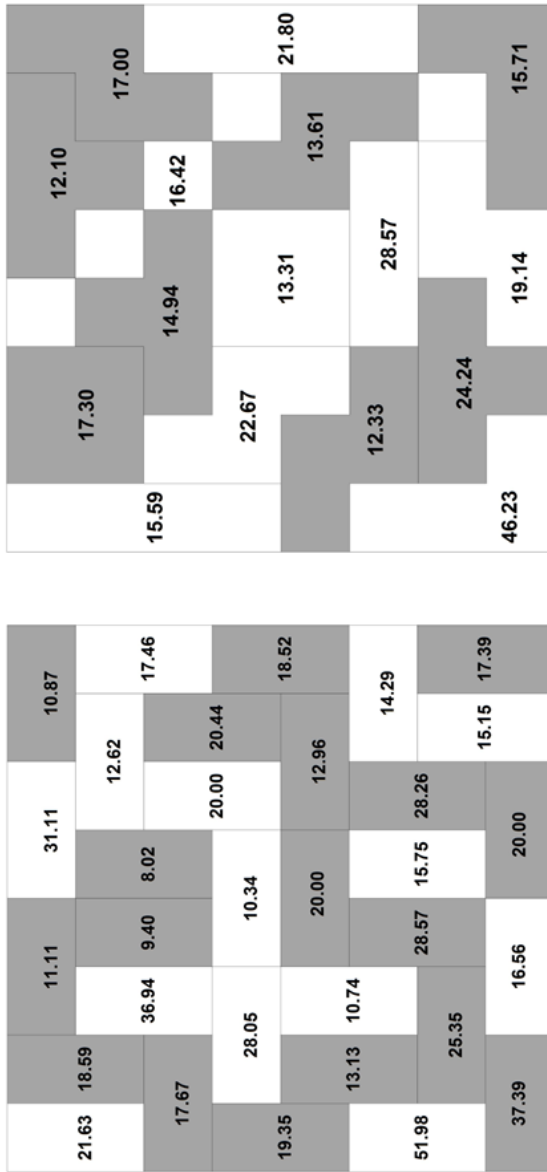
Demostración del problema de la unidad espacial modificable

En esta sección se utilizan los mismos datos del Cuadro 1. La diferencia es que ahora no se altera la localización de las unidades espaciales (i.e. las casillas del tablero de ajedrez), sino que éstas se agrupan de diversas maneras con el fin de demostrar cómo la manera en que se *divide* el territorio (es decir: se *agrega* espacialmente la información) afecta los resultados de los análisis socioespaciales y, por tanto, su entendimiento e interpretación, así como el diseño de las políticas públicas que se pueden derivar del análisis (Figura 6).

El problema de la *unidad espacial modificable* afecta a todos los indicadores que utilicen datos agregados en unidades espaciales (i.e. polígonos, como las AGEB), incluidos los de Autocorrelación Global y Local de Moran y es *imposible* de eliminar. Sin embargo, la ventaja de los indicadores *espaciales* es que pueden *reducir* la magnitud del problema, ya que la autocorrelación espacial incorpora en sus cálculos el supuesto de que las unidades geográficas más cercanas entre sí están más *interrelacionadas* que las más lejanas.⁴ Esto es ignorado por los indicadores no espaciales de segregación.

⁴ Esta es la llamada *Ley de Tobler*, una de las más importantes de la geografía socioeconómica y el análisis espacial: "Todo está relacionado con todo, pero lo más próximo en el espacio está más relacionado que lo más distante". La cita textual en inglés es: "Everything is related to everything else, but near things are more related than distant things." Tobler, Waldo R., (1970), A computer model simulation of urban growth in the Detroit region, *Economic Geography*, Vol. 46, No. 2, pp. 234-240.

Figura 6. Unidades espaciales (casillas) agrupadas en pares (a) y en cuartetos (b): la manera en que se divide el territorio afecta los resultados de los análisis socioespaciales, su entendimiento, interpretación y políticas públicas derivadas del análisis.



Fuente: elaboración propia.

Adicionalmente, los indicadores espaciales (e.g. los de autocorrelación Global y Local de Moran) integran factores de ponderación que relacionan cada unidad espacial i con cada una de las otras unidades espaciales j (ver el componente w en la ecuación 4). Estos factores de ponderación w se organizan en una matriz de pesos o ponderadores espaciales que representan la relación geográfica entre cada unidad espacial “ i ” y las unidades espaciales j , consideradas *vecinas*.

Estos pesos espaciales afectan la importancia (i.e. influencia) de la variable analizada en cada unidad espacial respecto a las demás. Los valores de w pueden establecerse a partir de unidades lineales (e.g. metros, kilómetros), económicas (e.g. costos de transporte) o incluso subjetivas (e.g. muy caro, caro, no caro), lo que incluye el supuesto de que a mayor distancia, menor la influencia entre las unidades espaciales (i.e. casillas, en el caso del tablero de ajedrez o AGEB, en el caso de una ciudad). Esto resulta total en los estudios de segregación.

El componente w puede definirse de diversas (y complejas) maneras de acuerdo con los *ambientes urbanos* (i.e. socioespaciales) más pertinentes para el análisis: a partir de ciertos criterios de contigüidad (i.e. si las unidades espaciales comparten un vértice o punto, una frontera o ambas), como un umbral de distancia, como el inverso de la distancia o como estructuras gaussianas cuyo valor decae conforme aumenta la distancia, entre muchas otras (Pujol *et al.*, 2011). Por lo tanto, los indicadores espaciales de segregación pueden probar numerosas formas de representar los *ambientes urbanos* y la *relación espacial* entre las unidades territoriales (i.e. casillas) que integran la zona de estudio (i.e. el tablero de ajedrez o la ciudad), con el propósito de ir identificando coincidencias sistemáticas. Esto permite reducir notablemente, aunque no eliminar del todo, el problema de la unidad espacial modificable.

En el Cuadro 4 es posible observar que los resultados de los indicadores no espaciales son únicos, debido a que no ofrecen la posibilidad de recalcularse considerando diversas relaciones espaciales entre las unidades territoriales en las que se agrupan los datos (e.g. las casillas de un tablero de ajedrez o las AGEB en las estadísticas de México). Esta limitación se debe a que son indicadores inherentemente *no espaciales*, como una hoja de cálculo que arroja el mismo resultado aunque se cambie el orden de los renglones donde se registra la información de cada unidad espacial.

En cambio, los indicadores espaciales sí permiten cálculos múltiples de acuerdo con diversas representaciones de los ambientes urbanos y las relaciones territoriales entre las unidades en las que se agrupan los datos,

con el fin de ir delineando con más exactitud (mediante *aproximaciones sucesivas*) la imagen de la segregación (poner especial atención en las notas 1 y 2 del Cuadro 4).

Cuadro 4. El problema de la unidad espacial modificable

Índices	Figuras		
	Figura 1	Figura 6a	Figura 6b
Disimilaridad	0.3046	0.2203	0.1714
Aislamiento	0.2639	0.2327	0.2184
Interacción	0.7361	0.7673	0.7816
Moran global ¹	0.0283	0.0341	-0.0641
Moran global ²	0.0351	0.1371	-0.0798

¹ Utilizando el método de contigüidad de Torre (*Rook contiguity*). En ambos casos el nivel de significancia es menor de 0.05.

² Utilizando el método de umbral de distancia. Figura 1, 10 unidades de distancia.

Figura 6a, 40 unidades, Figura 6b, 20.7 unidades.

Figura 1. Tablero de 64 casillas agrupado de manera clásica.

Figura 6a. Tablero de 64 casillas agrupados en 32 clusters de 2 casillas.

Figura 6b. Tablero de 64 casillas agrupados en 16 clusters de 4 casillas.

Fuente: elaboración propia.

Esto significa que el Índice Global de Autocorrelación Espacial de Moran puede *recalcularse* tantas veces como sea necesario para probar diversos criterios de vecindad o contigüidad, hasta detectar resultados convergentes, sistemáticos y estadísticamente significativos, lo que reduce señaladamente el problema de la Unidad Espacial Modificable. Los índices no espaciales tampoco pueden hacer nada en este aspecto.

Demostración del problema de la falta de confiabilidad estadística

Una de las grandes ventajas de los indicadores espaciales de segregación sobre los indicadores no espaciales es que ofrecen información sobre su *significancia estadística*. Esto es, informan sobre el *grado de certeza* de que la aglomeración (i.e. segregación) de un cierto grupo de población en determinados espacios urbanos (i.e. barrios, vecindarios o ambientes urbanos), difiere de lo que lo se registraría en un patrón *aleatoriamente* distribuido (Allen y Turner, 2005).

En el caso de los índices Global y Local de Moran la significancia estadística se estima con el estadístico $Z \sim n(0,1)$. La normalidad de este estadístico depende de la estructura de la matriz de pesos espaciales (“w”), con la ventaja que con sólo 20 unidades espaciales consideradas puede asumirse normalidad estadística, lo que facilita estimar la confianza estadística de los resultados (Mayor y López, 2005).

La varianza de los índices de Moran se expresa como:

$$Var_N(I) = \left(\frac{n^2 * \frac{1}{2} * \sum_i \sum_j (W_{ij} + W_{ji})^2 - n * \sum_i (W_i + W_j)^2 - 3 * \left(\sum_i \sum_j W_{ij} \right)^2}{\left(\sum_i \sum_j w_{ij} \right)^2 * (n^2 - 1)} \right) - E_N(I)^2 \quad (7)$$

y el estadístico Z como:

$$Z = \frac{(I - E_N(I))}{\sqrt{Var_N(I)}} \quad (8)$$

Algunos índices espaciales como el *Local* de Moran permiten identificar y delimitar zonas de aglomeración (i.e. segregación) *estadísticamente significativas*. Esto es clave, porque así es posible inferir la presencia de procesos espaciales *subyacentes* y establecer si los resultados son estadísticamente significativos o *aleatorios*. Los indicadores no espaciales son incapaces de ofrecer el mínimo dato sobre este tema. Por lo tanto, siempre existe incertidumbre sobre si sus resultados reflejan procesos espaciales latentes o si se deben sólo al azar.

Adicionalmente, en el caso del Índice de Autocorrelación *Local* de Moran (Anselin, 1995), sus valores para cada unidad espacial (e.g. casilla del tablero de ajedrez o AGEB en la ciudad) representan el nivel de la aglomeración de valores similares o no en su espacio contiguo (i.e. en su *entorno socioespacial*: recordar la definición de segregación de Massey y Denton, 1988, que se presentó en la introducción) y la suma de todos los valores de una serie de observaciones siempre es proporcional al valor del indicador Global de Moran, lo que da una sólida consistencia a los resultados.

CONCLUSIONES

Este texto ha demostrado conceptual y operativamente las enormes debilidades de los indicadores *no espaciales* de segregación más comúnmente reportados en la literatura latinoamericana (*Disimilaridad, Aislamiento e Interacción*) y la clara superioridad de los indicadores *espaciales*. Específicamente, se identifican y demuestran los tres problemas clave de los indicadores no espaciales: el del *Tablero de Ajedrez*, el de la *Unidad Espacial Modificable* y el de la *Falta de Confiabilidad Estadística*.

Derivadas de estos problemas se develan las cuatro fallas fundamentales de los indicadores no espaciales de segregación: generan los mismos resultados para diferentes patrones territoriales de unidades espaciales (*Falla 1*), son incapaces de revelar lo que ocurre con la segregación al interior de la zona de estudio (*Falla 2*), sus resultados dependen enteramente de la manera como se agrupan los datos (*Falla 3*) y no ofrecen confiabilidad estadística (*Falla 4*).

Las estimaciones numéricas que se presentaron, incluso con valores extremos, no dejan lugar a duda sobre las enormes debilidades de los indicadores no espaciales de segregación, y la superioridad notable de los indicadores espaciales. Réquiem por los indicadores no espaciales de segregación. *Requiescat in pace.*

BIBLIOGRAFÍA

- ALLEN, James P. y Eugene TURNER, 2005, "Ethnic residential concentrations in United States metropolitan areas", en *The Geographical Review*, vol. 95, núm. 2.
- ANSELIN, Luc, 1995, "Local indicators of spatial association LISA", en *Geographical Analysis*, vol. 27, núm. 2.
- BAILEY, C. Trevor y Anthony C. GATRELL, 1995, *Interactive spatial data analysis*, Longman, Essex, UK.
- CASTELLS, Manuel, 1974, *La cuestión urbana*, editorial Siglo XXI, Buenos Aires.
- COHN, Molly J. y Saul P. JACKMAN, 2011, "A comparison of aspatial and spatial measures of segregation", en *Transactions in GIS*, vol. 15, núm. 1.
- DUNCAN, Otis Dudley y Beverly DUNCAN, 1955, "A methodological analysis of segregation indexes", en *American Sociological Review*, vol. 20, núm. 2.
- FOTHERINGHAM, A. Stewart, Martin CHARLTON y Chris BRUNSDON, 1998, "Geographically weighted regression: a natural evolution of the expansion method for spatial data analysis", en *Environment and Planning A*, vol. 30, núm. 11.
- GARROCHO, Carlos y Juan CAMPOS, 2005, "La población adulta mayor en el área metropolitana de Toluca, 1990-2000", en *Papeles de Población*, año 11, núm. 45.
- GOODALL, Brian, 1987, *Dictionary of Human Geography*, Penguin, Londres, UK.
- GRANIS, Rick, 2002, "Discussion: segregation indices and their functional inputs", en *Sociological Methodology*, vol. 32, núm. 1.

- GREGORY, Derek, Ron JOHNSTON, Geraldine PRATT, Michael WATTS y Sara WHATMORE, 2009, *The Dictionary of Human Geography*, Wiley-Blackwell, Londres.
- JOHNSTON, Ron, Michael POULSEN y James FORREST, 2005, "On the measurement and meaning of residential segregation: a reply to Simpson", en *Urban Studies*, 42.
- JOHNSTON, Ron, Michael POULSEN y James FORREST, 2010, "Evaluating changing residential segregation in Auckland, New Zealand", en *Using Spatial Statistics*, vol. 102, núm. 1.
- LEE, Sugie, Choi GY y WANSOIM, 2013, "Metropolitan growth and community disparities: insights from the state of New Jersey in the US", en *Cities*, vol. 30, núm. 1.
- LLOYD, Christopher, D., 2010, "Exploring population spatial concentrations in Northern Ireland by community background and other characteristics: an application of geographically weighted spatial statistics", en *International Journal of Geographical Information Science*, vol. 24, núm. 8.
- MARCINCZAK, Szymon, 2012, "The evolution of spatial patterns of residential segregation in Central European Cities: the Łódź' functional urban region from mature socialism to mature post-socialism", en *Cities*, vol. 29, núm. 5.
- MASSEY, Douglas y Nancy DENTON, 1988, "The dimensions of residential segregation", en *Social Forces*, vol. 67, núm. 2.
- MAYOR, M. y J. LÓPEZ., 2005, *El análisis shiftshare espacial: nuevos desarrollos*, Universidad de Oviedo, Departamento de Economía Aplicada.
- MORRILL, Richard, 1991, "On the measure of spatial segregation", en *Geography Research Forum*, vol. 11.
- NEGRETE, María E., 2003, "El envejecimiento poblacional en la Ciudad de México: evolución y pautas de distribución especial entre 1970 y 2000", en *Papeles de Población*, vol. 9, núm. 37.
- OPENSHAW, Stanley, 1984, *The modifiable spatial unit problem, concepts and techniques*", en *Modern Geography*, núm. 38, Geo Books, Norwich, England.
- PADE, 1998, *Michigan poverty segregation index*, Program for Applied Demography and Ecology, en <http://pade.msu.edu/MichPovertySegregation.html>.
- PEACH, Ceri, 2007, "Sleepwalking into ghettoisation? The British debate over segregation", en K. SCHÖNWADER (ed.), *Residential segregation and the integration of immigrants: Britain, the Netherlands and Sweden*, Social Science Research Center, Berlin.
- PUJOL, Rosendo, Leonardo SÁNCHEZ y Eduardo PÉREZ, 2011, "La segregación social como determinante del desarrollo urbano. Barrios cerrados y autosegregación en las ciudades de San José y Heredia, Costa Rica", en *Ciencias Económicas*, vol. 29, núm. 1.

REARDON, Sean F. y David O'SULLIVAN, s/f, "Measures of spatial segregation", en *Sociological Methodology*, vol. 34, núm. 1.

RUVALCABA, Rosa María y Martha SCHTEINGART, 2012, *Ciudades divididas. Desigualdad y segregación social en México*, CEDDU, El Colegio de México, México.

SABATINI, Francisco, 2000, "Reforma de los mercados de suelo en Santiago, Chile: efectos sobre los precios de la tierra y la segregación residencial", en *EURE*, vol. XXVI, núm. 77.

SABATINI, Francisco y Carlos SIERRALTA, 2006, *Medición de la segregación residencial: meandros teóricos y metodológicos, y especificidad latinoamericana*, Documento de Trabajo núm. 38, Instituto de Estudios Urbanos Facultad de Arquitectura, Diseño y Estudios Urbanos de la Pontificia Universidad Católica de Chile. Disponible en Internet:http://www.ieut.cl/media/archivos/sabatinisierralta_dt38.pdf.

WHITE, Michael, 1983, "The measurement of spatial segregation", en *American Journal of Sociology*, vol. 88, núm. 5.

WONG, David, 2002, "Spatial measures of segregation and GIS", en *Urban Geography*, vol. 23, núm. 1.

WONG, David, 2004, "Comparing traditional and spatial segregation measures: a spatial scale perspective", en *Urban Geography*, vol. 25, núm. 1.

Carlos Garrocho Rangel

Es maestro en Desarrollo Urbano por El Colegio de México y doctor en Geografía Social por la Universidad de Exeter Inglaterra. Ha realizado estudios especializados en el Departamento de Geografía de la Universidad de Glasgow y en la AOTS, en Tokio. Es profesor investigador de El Colegio Mexiquense desde 1986 y miembro del Sistema Nacional de Investigadores. Sus líneas de investigación son la utilización y planeación espacial de servicios públicos y privados, el diseño de sistemas de información dinámicos por Internet y la planeación y evaluación de políticas públicas. Entre sus publicaciones más recientes están: "Calculating intra-urban agglomeration of economic units with planar and network k-functions: a comparative analysis", en *Urban Geography*, vol. 34, núm. 2; "Urbanizaciones cerradas y transformaciones socioespaciales en Metepec, Estado de México", en *EURE*, 13, vol. 39, núm. 117; *Advances in Commercial Geography: prospects, methods and applications*, El Colegio Mexiquense. En prensa: *Dinámica de las ciudades de México en el siglo XXI*, (2013), *Uni-*

ted Nations Population Fund-Conapo-El Colegio Mexiquense; Las redes de Ciudades de México (2012), United Nations Population Fund-Conapo-El Colegio Mexiquense, México.

Dirección electrónica: carlosgarrochorangel@yahoo.com.mx

Juan Campos Alanís

Doctor en Geografía por la Universidad Nacional Autónoma de México, Maestro en Estudios Regionales por el Instituto de Investigaciones Sociales “Dr. José María Luis Mora” (2001). Profesor en la facultad de Geografía de la Universidad Autónoma del Estado de México, donde desarrolla temas de investigación relacionados con la marginación social, justicia espacial y segregación residencial. Miembro del Sistema Nacional de Investigadores. Entre sus publicaciones más recientes están: en colaboración con Carlos Garrocho los artículos “Dinámica de la estructura policéntrica del empleo terciario en el área metropolitana de Toluca, 1994-2004”, en *Papeles de Población* núm. 52, abril-junio 2007; “Organización espacial del sistema bancario dentro de la ciudad: estrategia territorial, accesibilidad y factores de localización” en *Economía, Sociedad y Territorio*, vol. X, núm. 33, 2010 y el libro *Geografía de la marginación: enfoque conceptual y metodológico alternativo para el caso de México*, publicado en 2011 por la Editorial Académica Española.

Dirección electrónica: juan_campos70@hotmail.com

Artículo recibido el 31 de mayo de 2013 y aprobado el 4 de julio de 2013.