

*LA SEGREGACIÓN SOCIAL COMO DETERMINANTE DEL  
DESARROLLO URBANO.<sup>1</sup>  
BARRIOS CERRADOS Y AUTOSEGREGACIÓN EN LAS CIUDADES  
DE SAN JOSÉ Y HEREDIA, COSTA RICA*

Rosendo Pujol M.<sup>2</sup>, Leonardo Sánchez H.<sup>3</sup>  
y Eduardo Pérez M.<sup>4</sup>

ÍNDICE GENERAL

1.	Introducción . . . . .	.447
2.	Condominios horizontales: una forma de urbanización para sectores de altos ingresos . . . . .	.448
	Antecedentes latinoamericanos del desarrollo de barrios cerrados . . . . .	.448
	Medición de conglomerados y patrones de dependencia espacial . . . . .	.449
	Concentración espacial del desarrollo de condominios . . . . .	.450
3.	Patrones de segregación residencial en San José y Heredia . . . . .	.451
	Aspectos metodológicos para estimar la segregación socioeconómica . . . . .	.452

---

1 Este trabajo fue financiado por el Lincoln Institute of Land Policy. Resultados preliminares fueron presentados en un seminario de investigación organizado por el Lincoln Institute en octubre de 2009 y en las Jornadas de Investigación de la Facultad de Ingeniería en agosto de 2010. Los autores agradecen los comentarios de los asistentes a estas conferencias y a la Ing. Silvia Valentinuzzi por sus contribuciones a las discusiones que condujeron a los resultados que se presentan. Cualquier error es de nuestra exclusiva responsabilidad.

2 Director del Programa de Investigación en Desarrollo Urbano Sostenible y de la Maestría Interdisciplinaria en Gestión Ambiental y Ecoturismo; catedrático de la Escuela de Ingeniería Civil de la Universidad de Costa Rica. Lic. en Ing. Civil (UCR, 1971), M.Sc. en Riesgo Sísmico (1973), MCP y PhD en Planificación Urbana y Regional por la Universidad de California en Berkeley (1991). Tiene amplia experiencia en investigaciones de estudios urbanos y regionales, planificación ambiental y análisis socioeconómico.

---

Correo electrónico: [rosendo.pujol@ucr.ac.cr](mailto:rosendo.pujol@ucr.ac.cr); Tel./ Fax.: (506) 2283 9427

3 Investigador del Programa de Investigación en Desarrollo Urbano Sostenible, Escuela de Ingeniería Civil y del Instituto de Investigaciones en Ciencias Económicas, Universidad de Costa Rica. Licenciado en Economía (UCR, 2008), ha trabajado en análisis socioeconómico para planificación territorial, economía espacial y economía urbana. Correo electrónico: [lsanchez@produs.ucr.ac.cr](mailto:lsanchez@produs.ucr.ac.cr); Tel./Fax.: (506) 2283 4815

4 Investigador del Programa de Investigación en Desarrollo Urbano Sostenible, Escuela de Ingeniería Civil, Universidad de Costa Rica. Licenciado en Ingeniería Civil (UCR, 2006), ha desarrollado investigaciones sobre los impactos ambientales de sistemas de transportes y asentamientos humanos, centrado en energía y emisiones de carbono, así como en el uso de Sistemas de Información Geográfica y econometría espacial. Correo electrónico: [eperez@produs.ucr.ac.cr](mailto:eperez@produs.ucr.ac.cr); Tel./ Fax.: (506) 2283 4815

	Estimación de Indicadores de Segregación socioeconómica . . . . .	453
	Análisis de resultados de patrones de segregación . . . . .	456
4.	Determinantes de la localización de condominios: estructura social, accesibilidad y seguridad ciudadana . . . . .	461
	Técnicas econométricas: regresiones geográficamente ponderadas . . . . .	464
	Resultados y discusión de patrones de localización de condominios . . . . .	466
5.	Consideraciones Finales . . . . .	473
6.	Referencias . . . . .	474

### ÍNDICE DE TABLAS Y FIGURAS

	Figura 1. Zona de estudio: Áreas Metropolitanas de San José y Heredia . . . . .	447
	Cuadro 1. I de Moran para distintas medidas de localización de condominios . . . . .	450
	Figura 2. I de Moran local para área total de condominios suponiendo contigüidad de primer orden . . . . .	451
	Cuadro 2: Indicadores de segregación para las áreas metropolitanas de San José y Heredia . . . . .	460
	Figura 3. Patrones de indicadores de segregación residencial (grupos de altos ingresos) seleccionados . . . . .	462
	Cuadro 3. Estadísticas descriptivas de cantidad de fincas y áreas de condominios, y determinantes seleccionados . . . . .	463
	Cuadro 4. Modelos globales estimados con mínimos cuadrados ordinarios . . . . .	467
	Cuadro 5. Estadísticas resumen de modelos de regresiones geográficamente ponderadas . . . . .	470
	Cuadro 6. Heterogeneidad y significancia local de los coeficientes de regresión. Regresiones geográficamente ponderadas . . . . .	471
	Figura 4. Patrones de coeficientes de regresión y determinación seleccionados. Modelo 1 (Variable dependiente: área de todos los condominios) . . . . .	472

### RESUMEN

En este artículo, se describen cuantitativamente los patrones de concentración de condominios en las ciudades de San José y Heredia, Costa Rica (en el año 2007) mediante la estimación de la I de Moran global y local (usando un indicador LISA). La ciudades fueron también analizadas en términos de segregación residencial; para cada distrito, se estimaron índices de igualdad, exposición y concentración, incluyendo correcciones por el área, forma y frontera de los segmentos censales que componen cada unidad, para grupos de altos y bajos ingresos. Estos índices, en conjunto con determinantes auxiliares (tasas de homicidios, ingresos y accesibilidad), fueron empleados para evaluar su influencia como determinantes de la localización de condominios residenciales. Los modelos fueron estimados empleando regresiones geográficamente ponderadas para reflejar las variaciones espaciales en parámetros y estadísticos. El análisis permite demostrar la fuerte influencia de los patrones de segregación sobre la localización de condominios en San José y Heredia.

**PALABRAS CLAVE:** SEGREGACIÓN RESIDENCIAL, BARRIOS CERRADOS, REGRESIONES GEOGRÁFICAMENTE PONDERADAS, AUTOCORRELACIÓN ESPACIAL, ESTRATOS SOCIECONÓMICOS

### ABSTRACT

This article provides a quantitative description of gated communities concentration patterns in the cities of San Jose and Heredia, Costa Rica (for 2007), by estimating Moran's I globally and locally, using a LISA. The cities were also analyzed in terms of residential segregation; for each district, indexes of equality, exposition, and

concentration – including corrections by area, shape and frontier of census tracts composing each unit analyzed – for high and low income groups. These indexes, in conjunction with additional covariates (deaths by murder rates, income and accessibility to San Jose), were used to evaluate their influence as determinants of gated communities location. Models were estimated using Geographically Weighted Regressions to reflect spatial variability of parameters and statistical significance. This analysis seeks to prove the strong influence of residential segregation patterns on gated communities location in San Jose and Heredia.

**KEYWORDS:** SOCIOECONOMIC RESIDENTIAL SEGREGATION, GATED COMMUNITIES, GEOGRAPHICALLY WEIGHTED REGRESSION, SPATIAL AUTOCORRELATION, SOCIOECONOMIC STRATA

### 1. INTRODUCCIÓN

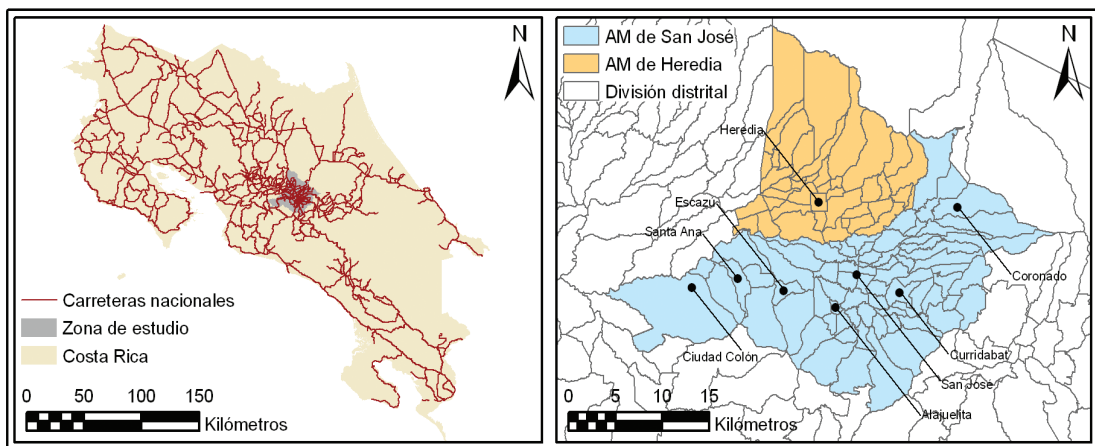
El presente artículo discute los patrones de concentración de los condominios en las Áreas Metropolitanas de San José (AMSJ) y Heredia (AMH). Busca explicar su localización empleando indicadores cuantitativos y espaciales de segregación. Como hipótesis general se propone que *la creación de grandes condominios horizontales es una estrategia de autosegregación por parte de sectores de altos ingresos.*

El análisis de la concentración de condominios, junto con el estudio de los fenómenos de segregación, es importante porque permite identificar con mayor claridad la magnitud y

las formas específicas en que se manifiestan las desigualdades sociales en el espacio urbano. El desarrollo de investigaciones en este tema implica introducir en el conocimiento de la realidad un enfoque hasta ahora muy poco explorado, que constituye la base para comprender, y así poder actuar sobre, el problema de ordenamiento urbano en el país.

El área de estudio es un espacio de 750 Km<sup>2</sup> (1,5% del territorio de Costa Rica), donde vive poco más del 40% de los hogares del total nacional (385.159 hogares), casi el 40% de la población nacional, el 81% de los hogares de Clase Muy Alta [Estrato 6] y el 22% de los hogares de Clase Baja [Estrato 1] del país.

FIGURA 1  
ZONA DE ESTUDIO: ÁREAS METROPOLITANAS DE SAN JOSÉ Y HEREDIA



Los resultados muestran variaciones espaciales importantes y sistemáticas en los factores sociales determinantes de la localiza-

ción de condominios, que en parte responden a la concentración de condominios al oeste de la ciudad de San José. Las principales relaciones

identificadas incluyen una relación directa con los índices de aislamiento (de grupos tanto de altos como de bajos ingresos) y una relación inversa con el índice de desigualdad de grupos de bajos ingresos. No son significativos como determinantes ni la tasa de defunciones por homicidios ni los índices de desigualdad para grupos de ingresos altos.

El estudio está organizado en cuatro secciones. En la primera, se analiza la concentración espacial del desarrollo de condominios. En la segunda sección, se ofrece una clara localización de las áreas geográficas de concentración espacial de segregación para el grupo de Ingresos Bajos y Altos [Estratos 1 y 6 respectivamente] en las áreas metropolitanas de Heredia y San José. La tercera sección analiza las relaciones entre el desarrollo de condominios y la segregación residencial. En la cuarta sección se esbozan algunas conclusiones derivadas del estudio.

## 2. CONDOMINIOS HORIZONTALES: UNA FORMA DE URBANIZACIÓN PARA SECTORES DE ALTOS INGRESOS

### Antecedentes latinoamericanos del desarrollo de barrios cerrados

La forma de construcción de las ciudades latinoamericanas incluye dos dinámicas paralelas y, en muchos casos, espacialmente diferenciadas que contribuyen a explicar los patrones de segregación residencial: un desarrollo formal, con infraestructura apropiada y régimen de tenencia de la tierra claro (donde el propietario ocupa su terreno o lo alquila legítimamente a sus dueños) y una gran área de ocupación irregular con dinámicas propias, al margen de la acción regulatoria estatal y en la cual se asientan, en general, los sectores de menos ingresos.

La región metropolitana de San José tuvo un proceso de formación parcialmente diferente, mucho menos dual. Entre 1985 y 1993, ocurrieron grandes invasiones de tierra, consecuencia del desbordamiento en los sistemas tradicionales de provisión de vivienda social. La formalización de estas tomas de tierra tuvo el efecto de concentrar a la población

de bajos ingresos (Alpizar, 1994; Pujol et al., 2009). Sin embargo, estas dinámicas correspondieron a una relativamente pequeña parte del proceso normal de crecimiento de la región. En su conjunto, la región metropolitana de San José es producto de la expansión de muchos núcleos rurales y de cuatro ciudades principales hacia sus periferias rurales, cuyo resultado fue una conurbación parcial, limitada por factores físicos como cañones de ríos y montañas (Pujol, 2005). El patrón de propiedad rural que precedió a la urbanización incluyó muchos campesinos pobres pero dueños de su propia tierra, lo cual facilitó el acceso al suelo para sus hijos (el proceso de fragmentación de la propiedad, consecuencia de herencias sucesivas, es un hecho histórico analizado en Hall, 1978). Esto ocurrió en un contexto nacional en que los niveles de desigualdad han sido históricamente bajos, comparados con América Latina

Dentro de la lógica de ciudades formales, se inserta cada vez más la figura del barrio cerrado. Los barrios cerrados son “áreas cerradas con accesos restringidos en los cuales los espacios normalmente públicos han sido privatizados” (Blakely y Snyder, 1997). Corresponden a una forma de urbanización claramente distinta del desarrollo tradicional, donde se privatiza la infraestructura pública por razones sociales: se reducen así las interacciones sociales entre los habitantes del barrio cerrado y su entorno. Blakely y Snyder (1997) identificaron tres grupos que buscan este tipo de desarrollos por razones muy específicas: pensionados u hogares que adquieren una segunda vivienda con fines recreacionales, búsqueda de estatus social y prestigio por parte de los estratos de ingresos más altos y seguridad como reacción ante delincuencia existente o percibida.

En Costa Rica, la figura de condominio ha sido empleada sistemáticamente para la creación de barrios cerrados. La legislación nacional permite que la infraestructura normalmente pública (calles, áreas recreativas, etc.) sea considerada propiedad común de los condóminos. Tampoco existen límites al tamaño de estos desarrollos, aunque pueden ser afectados por las regulaciones municipales. Sin embargo, y en ausencia casi total de

regulaciones, se han convertido en una forma conveniente para desarrollar barrios cerrados.

### Medición de conglomerados y patrones de dependencia espacial

Se han utilizado técnicas de identificación de conglomerados espaciales para encontrar las áreas que concentran el desarrollo de condominios en San José y Heredia – y como paso previo, para determinar si estas concentraciones existen y si son estadísticamente significativas, i.e. representaciones de un proceso espacial subyacente, o meramente aleatorias.

El análisis de conglomerados consiste en la agrupación de observaciones – en el caso de este análisis, unidades geográficas – que son similares en algún sentido: a saber, que tengan cantidades similares de condominios y que estén adyacentes (o muy cercanas) entre sí. El análisis de conglomerados permite (a) identificar si existen concentraciones (en el sentido geográfico) estadísticamente significativas y (b) delimitar estas concentraciones en el espacio, identificando las unidades espaciales que pertenecen a cada una de ellas.

La identificación de conglomerados se realizó mediante la exploración de la autocorrelación espacial de la cantidad de condominios entre distritos. La autocorrelación espacial supone que las observaciones de una misma variable en unidades geográficas adyacentes o cercanas entre sí, están relacionadas. La medida tradicional de autocorrelación espacial (o más generalmente de dependencia espacial) es la I de Moran (Moran, 1950). La I de Moran se define según la ecuación [1]:

$$I = \frac{\sum_i \left( x_i \sum_j W_{ij} \cdot x_j \right)}{\left[ \left( \sum_i \sum_j W_{ij} \right) \cdot \left( \sum_i x_i^2 / n \right) \right]} \quad [1]$$

donde  $i$ : unidad geográfica (distritos);  $x_i$ : valor de variable que se evalúa (cantidad de fincas o área en condominios) expresado como desviación con respecto a la media, y  $W_{ij}$ : factor de

ponderación que relaciona unidad  $i$  con cada una de las otras unidades,  $j$ .

Los factores de ponderación  $W_{ij}$  pueden ser organizados en una matriz, cuadrada de  $N \times N$  dimensiones, llamada de pesos espaciales, donde existen  $N$  unidades  $i$ . Esta matriz viene a resumir la relación espacial que se supone existe entre una unidad  $i$  y su vecindad (i.e. todas las otras unidades cuyo valor de  $x_j$  influye sobre el valor de  $x_i$ ,  $i \neq j$ ). El valor de  $W_{ij}$  puede estar definido por la distancia entre dos puntos, bajo la suposición de que cuanto mayor la distancia, menor la influencia del valor  $x_j$  sobre  $x_i$ ; de ahí que típicamente se suponga  $W_{ij}$  como el inverso de la distancia o, más complejamente, estructuras gaussianas cuyo valor decae conforme aumenta  $d_{ij}$  (vea ecuación [9]). Cuando las unidades geográficas son poligonales, se pueden especificar relaciones de contigüidad: la vecindad de la unidad  $i$  queda definida por todas las unidades que comparten un segmento de su frontera con  $i$  (si la contigüidad es de primer orden), por las unidades  $k$  adyacentes – que comparten un segmento de frontera – a las unidades  $j$  (que son a su vez adyacentes a  $i$ ) y las unidades  $j$  cuando la contigüidad es de segundo orden, y así sucesivamente. En la matriz de pesos, se especifica  $W_{ij} = 1$  si el elemento  $j$  forma parte de la vecindad de  $i$ , y 0 en caso contrario.

La interpretación del Índice de Morán es análoga a un coeficiente de correlación convencional: su numerador se interpreta como la covarianza entre unidades espaciales contiguas y su valor oscila entre menos -1 cuando existe una fuerte correlación negativa y 1 cuando existe una fuerte correlación positiva.

La significancia estadística de la I de Moran se estima mediante un estadístico  $Z \sim N(0,1)$ , bajo el supuesto de aleatoriedad en el cálculo del primer y segundo momento de la I de Moran. La normalidad de este estadístico “depende del número de vínculos considerados y de cómo están conectados, es decir, de la estructura de la matriz de pesos espaciales, de forma que con 20 localizaciones puede asumirse normalidad” (Mayor y López, 2005).

La varianza de la I de moran viene dada por:

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

El estadístico Z se define como:  $Z = \frac{(I - E_N(I))}{\sqrt{Var_N(I)}} \quad [3]$

La I de Moran es una medida de la dependencia espacial estructural en una serie de datos: supone implícitamente un proceso espacial, resumido en la matriz de pesos espaciales, que es constantemente significativo a todo lo largo de la serie de datos. Esta suposición ha sido reconocida como poco realista (Anselin, 1995). Una solución propuesta por Anselin (1995) son los indicadores locales de asociación espacial (LISA): cualesquiera estadísticos para los que (a) el estadístico LISA de cada observación representa el nivel de aglomeración de valores similares alrededor de esa observación y (b) la suma de todos los estadísticos LISA de una serie de observaciones es proporcional al indicador global de asociación espacial. En particular, Anselin (1995) propuso un indicador LISA para la I de Moran, definido por la ecuación [4]:

$$I_i = x_i \sum_j W_{ij} \cdot x_j \quad [4]$$

donde los factores tienen igual significado que para la ecuación [1] e  $I_i$  es el indicador LISA que se interpreta en forma idéntica a la I de Moran pero en la vecindad inmediata de la zona i para

la cual se calcula (i.e. si es positivo y cercano a la unidad, el valor de  $x_i$  se parece mucho a las unidades que lo rodean; si es negativo y cercano a -1, es muy diferente). Agrupamientos de zonas con valores positivos y estadísticamente significativos del indicador LISA forman conglomerados – conjuntos de distritos con un comportamiento similar.

### Concentración espacial del desarrollo de condominios

No existen en Costa Rica inventarios de barrios cerrados. Sin embargo, del Registro de Bienes Inmuebles (que incluye todas las propiedades del país) pueden extraerse todas las propiedades registradas como condominios y la cantidad de fincas filiales – en el caso de condominios residenciales, cantidad de viviendas – de cada propiedad. La geolocalización de estas propiedades es a una escala máxima de distrito. A partir de los condominios registrados para los distritos que componen la GAM, en el año 2007, se construyó una base de datos que incluye la cantidad de fincas y área total sumada de todos los condominios ubicados en cada distrito. Estos fueron utilizados para detectar patrones de concentración y, posteriormente, como variables dependientes en los modelos de regresión.

CUADRO 1.  
I DE MORAN PARA DISTINTAS MEDIDAS DE LOCALIZACIÓN DE CONDOMINIOS

Variable	Inverso de la distancia			Contigüidad de primer orden		
	I de Moran	Estad. Z	(Prob.)	I de Moran	Estad. Z	(Prob.)
Área total de condominios	0,0384	5,6701	<0,0001	0,3005	6,3474	<0,0001
Área total de condominios grandes	0,0367	5,3112	<0,0001	0,2863	5,8673	<0,0001
Cantidad de filiales en condominios	0,0368	5,8309	<0,0001	0,3160	7,2814	<0,0001
Cantidad de filiales en condominios grandes	0,0579	7,2320	<0,0001	0,3362	6,5416	<0,0001

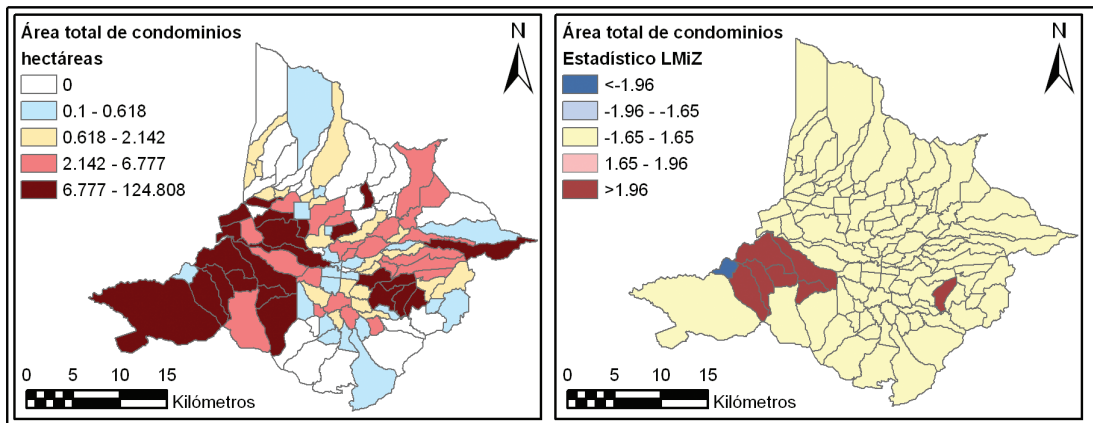
Fuente: Estimado con base en Registro Nacional, 2007

El cuadro 1 muestra los valores de la I de Moran, los estadísticos Z y sus valores de probabilidad para cuatro medidas de existencia de condominios. Para su estimación, se supuso una relación entre los centroides de los distritos que decae con el inverso de la distancia euclidiana (y se repitió la prueba, como verificación, usando contigüidad de primer orden como criterio de dependencia espacial). Como se puede ver, es clara la existencia de un patrón no aleatorio en la distribución de todas las variables que describen la localización de condominios en la región (se rechaza la hipótesis de homogeneidad con un 99% de nivel de confianza). Los valores de la I de Moran son positivos en todos los casos, indicando aglomeraciones de valores. Este resultado es poco sorprendente; se ha demostrado la existencia de concentraciones espaciales del desarrollo urbano en la Gran Área Metropolitana (GAM) (e.g. Pérez, 2010

para apartamentos residenciales; Pujol et al., 2009 y Alpízar, 1994 para vivienda social).

Este indicador general esconde un fenómeno de fuerte concentración de los condominios al oeste de San José. Se estimó la I de Moran local (Anselin, 1995) y se utilizó para identificar conglomerados sobre el área total de condominios (figura 2). Como puede verse, existe una aglomeración al oeste de la región que incluye dos distritos del cantón de Escazú y cuatro del cantón de Santa Ana, todos al oeste del AMSJ. Analizando los valores absolutos de área total de condominios, se nota como el distrito Sánchez, al este de San José (cantón de Curridabat) también presenta una gran área de espacio dedicada a condominios pero sus distritos adyacentes presentan un comportamiento menos concentrado (a diferencia del oeste de la zona de estudio). En general, todas las variables asociadas a condominios presentan el mismo patrón.

FIGURA 2.  
I DE MORAN LOCAL PARA ÁREA TOTAL DE CONDOMINIOS SUPONIENDO CONTIGÜIDAD DE PRIMER ORDEN



Fuente: Estimado con base en Registro Nacional, 2007

### 3. PATRONES DE SEGREGACIÓN RESIDENCIAL EN SAN JOSÉ Y HEREDIA

Para Sabatini (2001), la segregación residencial remite a formas de desigual distribución de grupos de población en el territorio, que se manifiestan de diferentes maneras. Entre ellas tenemos: (a) La proximidad física entre los espacios residenciales de los diferentes grupos

sociales (White, 1983). (b) La homogeneidad social de las distintas subdivisiones territoriales en que se puede estructurar una ciudad (Sabatini, 1999). (c) La concentración de grupos sociales en zonas específicas de una ciudad (Sabatini et al., 2001; Rodríguez, 2001; Jargowsky, 1996; Massey et al., 1996).

Sabatini (2001) se refiere al último punto como una dimensión subjetiva de la segregación

que consiste en sentimientos de marginalidad y de “estar de más”. Sugiere que sentimientos de esta naturaleza representan un factor clave para que la segregación “objetiva” dé lugar a efectos de desintegración social. Dado lo anterior, Sabatini et al. (2001), definen la segregación residencial, en términos generales, como el grado de proximidad espacial o de aglomeración territorial de las familias pertenecientes a un mismo grupo social, sea que éste se defina en términos étnicos, etarios, de preferencias religiosas o socioeconómicos, entre otras posibilidades.

De acuerdo con Massey y Denton (1988) (citado en Arriagada, 2003) la segregación se entiende como el grado en el que dos o más grupos de población viven distanciados entre sí en las diferentes partes del entorno urbano; dicho distanciamiento en el caso costarricense se supone que es generado por factores socioeconómicos. Para efectos de esta investigación, se tomó esta definición. El principal motivo de dicha elección, es su potencial efecto adverso sobre las desigualdades sociales, ya que no solo es fuente de desigualdad, sino que además actúa como mecanismo reproductor de las desigualdades existentes.

Para Sabatini (2001), la construcción de “condominios cerrados” para grupos medios y altos fuera de su área tradicional de concentración, es tal vez el cambio más notorio y generalizado que está afectando a la estructura interna de las ciudades chilenas y latinoamericanas. Para este autor, las rejas electrificadas y los guardias armados son formas violentas de privatización del espacio público que contrastan con el entorno inmediato, especialmente si éste es pobre y están provocando aumentos en la segregación residencial.

Sobre Costa Rica, el tema de brechas territoriales se ha trabajado mediante el análisis de las distancias promedio de los principales indicadores sociales en dos perspectivas: las regiones de planificación y las zonas rural y urbana. Sin embargo, la magnitud de las distancias entre grupos sociales que se logran identificar con las mediciones tradicionales, no es suficiente para reflejar la forma en que la ciudadanía vive las condiciones de exclusión

social, especialmente en las zonas urbanas del país.

El concepto de distancia acá involucrado, tiene al menos dos acepciones distintas: distancia física entre los conglomerados residenciales y distancias sociales entre los hogares tipo de los distintos conglomerados (grados de disimilaridad) y también al interior de ellos (grados de homogeneidad).

El fenómeno de segregación residencial no ha sido sistemáticamente estudiado en el país. Algunos antecedentes al respecto en Costa Rica son el estudio sobre tendencias en el desarrollo urbano de Costa Rica, con un énfasis en analizar las causas y consecuencias de la segregación de grupos de pobres en la GAM en 1992 (Mora y Solano, 1992), así como el estudio realizado en el 2001 donde se prepararon dos trabajos sobre segregación espacial, uno con la condición de migrante como factor explicativo (Brenes, 2004) y otro que exploró la distribución espacial del fenómeno de fecundidad adolescente (Collado, 2004). El primero de estos trabajos utilizó los índices de disimilaridad, proximidad y aglomeración y el segundo el método de escaneo estadístico espacial para identificar conglomerados espaciales.

Pujol et al. (2004), estudiaron la segregación residencial socioeconómica en la GAM. El trabajo ofrece una clara localización de las áreas geográficas de concentración espacial de los estratos extremos de la distribución del ingreso en el AMSJ, algunas medidas de distancia entre ellos, una caracterización socio-demográfica de cada uno. Este trabajo puede considerarse el principal antecedente del estudio que se presenta por sus objetivos, enfoque y técnicas aplicadas.

### 3.1 Aspectos metodológicos para estimar la segregación socioeconómica

#### *Base de Datos*

Para la estimación de los diferentes indicadores de segregación del año 2000 se utilizó el *Indicador para estratificar hogares en viviendas individuales y segmentos censales por nivel de ingreso* (Madrigal, 2002). Este Indicador



toma como base la información de la Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples 2001 y escala seis índices: educación, ocupación, pertenencias de la familia, hacinamiento, dependientes y ocupados. Éstos se introducen como las variables independientes en un modelo de regresión multivariable, cuya variable dependiente es el ingreso per cápita del hogar.

Con el objeto de incluir todos los hogares del país el autor ajusta dos ecuaciones, una para hogares en los que el jefe se encontraba ocupado y otra en los que no. Las ecuaciones

resultantes fueron aplicadas a los hogares del Censo 2000 y con el uso del K-Medias (Cluster Analysis) se definieron *seis niveles de ingreso*, donde el estrato 1 hace referencia al grupo de menores ingresos y el estrato 6 al de mayores ingresos. El coeficiente Etha 2 mostró que la estratificación de los segmentos aplicada al Marco Muestral de Viviendas 2000 explica el 80% de la variabilidad del ingreso per cápita en la zona urbana. Para efectos de este estudio se redefinieron los estratos de la siguiente forma:

	Clase Baja	Clase Media Baja	Clase Media Media	Clase Media Alta	Clase Alta	Clase Muy Alta
Estrato	1	2	3	4	5	6

En este estudio se relacionaron dos grupos para analizar el fenómeno de la segregación, el grupo de hogares dentro de los segmentos censales clasificados dentro del estrato 1 ó Clase Baja (Ingresos Bajos) y el grupo de Clase muy Alta (Estrato 6).

El grupo de Ingresos Bajos o Clase Baja representa el 19,2% de los hogares del área de estudio, el 19,5% del AMSJ y el 17,9% en el AMH. El 80% de estos hogares se ubican en el AMSJ. Por otra parte, el grupo de Ingresos Altos o Clase Muy Alta representa 3,9% de los hogares del área de estudio, el 4,2% de los hogares en el AMSJ y el 3,1% en el AMH. El 84% de los hogares de este grupo se ubica en el AMSJ.

#### Estimación de Indicadores de Segregación socioeconómica

Algunos autores (Massey y Denton, 1988) hacen una clasificación de estas medidas, estableciendo diversos tipos de segregación residencial, teniendo en cuenta las diferentes perspectivas desde las cuales puede abordarse el problema del reparto de un grupo de población en una ciudad. De esta forma, los indicadores cuantitativos de segregación residencial se pueden agrupar entre otros, en los siguientes tipos:

#### a) Índices de Igualdad

**Índice de Duncan:** Este índice de segregación (Duncan 1955a, Duncan, 1955b) mide la distribución de un determinado grupo de población en el espacio urbano. Varía entre cero y uno, valores que corresponden respectivamente a una distribución exactamente igualitaria y una distribución de máxima segregación. También se puede expresar en porcentaje. El valor de este índice también se puede interpretar como la proporción del grupo minoritario que tendría que cambiar de residencia para obtener una distribución igualitaria (Jakubs, 1981; Massey, Denton, 1988b). El índice de segregación se define como:

$$IS = 1/2 \sum_{i=1}^n \left[ \frac{x_i}{x} - \frac{t_i - x_i}{T - X} \right] \quad 0 \leq IS \leq 1 \tag{5}$$

donde:  $x_i$  : Población del grupo minoritario en la sección censal  $i$ ;  $X$  : Población total del grupo minoritario en el área de estudio;  $t_i$  : Población total en la sección censal  $i$ ;  $T$  : Población total del área de estudio;  $n$  : Cantidad de Segmentos del área de estudio. Con este índice se calcula la diferencia entre la proporción de individuos del grupo minoritario ( $X$ ) y la proporción del resto de población en cada unidad espacial. De hecho,

el valor cero sólo se alcanza cuando en todas las unidades hay la misma proporción entre el grupo X y el resto de población.

**Índice de disimilitud:** El índice de disimilitud (Duncan, 1955b) es muy similar en su formulación al índice de segregación. La diferencia estriba en que ahora se comparan proporciones de dos grupos, y no de un grupo respecto al resto, como hemos hecho en IS. El índice de disimilitud se define como:

$$D = 1/2 \sum_{i=1}^n \left| \frac{x_i}{X} - \frac{y_i}{Y} \right| \quad 0 \leq D \leq 1 \quad [6]$$

En D,  $y_i$  es el número de individuos del grupo mayoritario en cada sección censal, e Y el total de población de este grupo en el área de estudio. Si este índice es igual a cero, el grupo minoritario está repartido de forma homogénea dentro de la zona de estudio. El índice de disimilitud, como IS, también está acotado entre cero (mínimas segregaciones) y uno (máxima segregación). Este índice de desigualdad también admite una interpretación en forma de porcentaje del grupo analizado que debe cambiar de unidad para alcanzar la igualdad en la distribución. Por ejemplo, si  $D = 0,2765$ , el 27,65% de los individuos del grupo ha de cambiar de residencia para llegar a condiciones de homogeneidad socioeconómica dentro de la zona de estudio.

Tanto el índice de segregación como el índice de disimilitud no incorporan información sobre la configuración de las unidades en el espacio. A continuación se presentan tres indicadores de la segregación residencial que tienen en cuenta esta información. Estos índices han sido desarrollados gracias a la utilización de sistemas de información geográfica y a la disponibilidad de datos de población georreferenciados.

**Índice de desigualdad corregido por la frontera:** El índice de desigualdad corregido por la frontera (Morill, 1991, 1995) es el primer esfuerzo por reflejar la configuración espacial de las unidades en el cálculo de los indicadores de segregación residencial. El índice se calcula mediante la siguiente expresión:

$$D(adj) = D - \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |c_{ij} (z_i - z_j)|}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n c_{ij}} \quad 0 \leq D(adj) \leq 1 \quad [7]$$

donde  $c_{ij}$  son los elementos de una matriz de contactos binaria; matriz cuadrada y simétrica de dimensiones n por n. Si dos unidades tienen frontera común  $c_{ij}=1$ , si no la tienen  $c_{ij}=0$ .  $Z_i$  y  $Z_j$  son las proporciones del grupo X en el segmento i, y en el segmento j. Respecto a los dos índices precedentes, D (adj) presenta tres diferencias sustanciales. Primera, tiene en cuenta la diferencia de proporciones en las unidades que son vecinas. Segunda, es sensible a la presencia de agrupamientos (clusters) de unidades con proporciones similares. Y tercera, explota la relación topológica entre unidades espaciales donde se analiza la segregación.

La corrección anterior tiene en cuenta, conceptos desarrollados por la estadística espacial. Adopta una matriz de contactos binarios, pero no tiene en cuenta la longitud de la frontera común entre unidades vecinas. Por lo tanto, no recoge la variación de la intensidad de la interacción entre individuos del mismo grupo que se deriva de la facilidad/dificultad de cruzar la frontera a causa de su mayor/menor longitud. Este hecho es el que intenta incorporar el siguiente índice.

**Índice de desigualdad corregido por la longitud de la frontera:** Con este índice (Wong, 1993, 1999) se introduce la interacción entre los individuos de diferentes grupos en unidades vecinas que se supone proporcional a la longitud de la frontera común. Este efecto se obtiene mediante la consideración de una nueva matriz de contactos que tiene en cuenta la longitud (Cliff, Ord, 1981):

$$D(W) = D - \frac{1}{2} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n d_{ij} \cdot |z_i - z_j|}{\sum_{i=1}^n d_{ij}} \quad 0 \leq D(W) \leq 1 \quad [8]$$

donde  $d_{ij}$  la longitud de la frontera entre el segmento i, y el segmento j. La idea que subyace en este planteamiento es que la interacción entre unidades disminuye el nivel de segregación.

gación expresado en términos de D. Con esta corrección, la interacción es proporcional a la diferencia entre proporciones de las unidades vecinas y la longitud de la frontera que las separa. Hay también un tercer elemento a tener en cuenta, si se quiere incorporar en la medida de la segregación residencial elementos de configuración espacial, es imprescindible tener en cuenta la forma de las unidades. Para corregir este problema se plantea el siguiente índice.

**Índice de desigualdad corregido por la forma:** Se puede demostrar (Wong, 1993,

1999) que la geometría o forma de las unidades afecta a la probabilidad de interacción entre individuos de diferentes grupos en unidades vecinas. La medida más básica de la forma es la relación entre perímetro y área. El cociente de estas dos magnitudes determina lo que se denomina compacidad de la unidad. La compacidad es mínima cuando el cociente es máximo y a más compacidad menos probabilidad de interacción. Para incorporar este elemento, se formula el siguiente índice:

$$D(s) = D - \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \frac{d_{ij}}{\sum_{i=1}^n d_{ij}} \cdot |z_i - z_j| \frac{\frac{1}{2} \left[ \left( \frac{p_i}{a_i} \right) + \left( \frac{p_j}{a_j} \right) \right]}{\max(p_i / a_i)} \quad 0 \leq D(s) \leq 1 \quad [9]$$

donde,  $p_i$  es el perímetro de la unidad (Segmento), y  $a_i$  su área, y como se mencionó anteriormente  $Z_i =$  Segmento  $i$ , y  $Z_j$  es el Segmento  $j$ .

b) *Índices de interacción*

Este segundo grupo de indicadores se caracteriza por incorporar el concepto de probabilidad. Por una parte, el índice de aislamiento mide la probabilidad que un individuo comparta la unidad espacial con un individuo de su mismo grupo. Por su parte, el índice de exposición mide la probabilidad que un individuo comparta la misma unidad con un individuo de un grupo diferente. A continuación se muestran los dos índices a estimar:

**Índice de aislamiento:** Se define de la siguiente forma (Bell, 1954; White, 1986):

$$[xPx] = \sum_{i=1}^n \left( \frac{x_i}{X} \right) \left( \frac{x_i}{t_i} \right) \quad 0 \leq [xPx] \leq 1 \quad [10]$$

Donde  $x_i$ : Hogares del grupo minoritario en la s.c.  $i$ ;  $X$ : Total de hogares del grupo minoritario en el área de estudio y  $t_i$ : Total de hogares en la s.c.  $i$ . Su valor máximo significa que el grupo X está aislado en las unidades donde reside (segmento censal). Este índice también

admite una corrección para ajustarlo a las diferentes proporciones sobre el total de población del segmento, que representan los grupos analizados (Stearns, Logan, 1986; Massey, Denton, 1988). El índice de aislamiento corregido (etha al cuadrado) se define

$$\text{como: } \eta^2 = \frac{[xPx] - P}{1 - P} \quad 0 \leq \eta^2 \leq 1 \quad [11]$$

donde P es la proporción de población del grupo X en el segmento.

**Índice de interacción:** El índice de interacción, (Bell, 1954), está acotado entre los mismos valores que los indicadores precedentes, es decir, entre 0 y 1, pero tiene una interpretación diferente. Por ejemplo, si este índice toma el valor 0,2, se interpreta que de media, en una unidad donde reside un miembro del grupo X, dos individuos de cada diez son del grupo Y (si sólo hay dos grupos de población). En consecuencia, en las situaciones más segregativas tomará valores pequeños.

Se define como:

$$[xPx] = \sum_{i=1}^n \left( \frac{x_i}{X} \right) \left( \frac{x_i}{t_i} \right) \quad 0 \leq [xPx] \leq 1 \quad [12]$$

Donde  $X_i$ : Hogares en estrato bajo o alto en la s.c.  $i$ ;  $y_i$ : Hogares en el resto de estratos en la s.c.  $i$ ;  $X$ : Total de hogares del grupo

minoritario en el área de estudio y  $t_i$ : Total de hogares en la s.c. i. Algunos autores (Stearns y Logan, 1986) dan más importancia a este índice que a las medidas de igualdad tradicionales. Según ellos, medir la probabilidad de interacción es clave, ya que la misma fomenta la integración en el idioma del país y puede propiciar, por ejemplo, matrimonios mixtos, y en general, todo proceso de asimilación. Por el contrario, otros autores (Bertrand y Chevalier, 1998), argumentan que las relaciones sociales no se limitan al espacio residencial, sino que también están presentes en otros ámbitos como el trabajo, las relaciones de amistad y otras. Por lo tanto, no se puede poner límites a la interacción en una visión estrictamente espacial.

En el caso de Costa Rica la segregación no es necesariamente por aspectos religiosos, idiomáticos, étnicos o raciales. Lo importante es la segregación espacial socioeconómica. Los grupos de mayores ingresos tratan de vivir segregados e interactuar poco con personas de otros niveles socioeconómicos. Los más pobres se acomodan en lugares menos apetecidos por el resto. La clase media se distribuye por toda la ciudad y es dominante en la mayor parte del espacio urbano. En este sentido los barrios cerrados pueden ser vistos como un medio para excluir a los más pobres y por lo general a todos aquellos que no pertenecen a la misma comunidad residencial.

### c) *Índice de concentración*

El índice Delta (Duncan, 1961) calcula la diferencia entre la proporción de la población de un grupo en cada unidad respecto al total del grupo en el segmento, y la proporción de la superficie de cada unidad con el total del área de estudio. Su valor máximo significa segregación máxima. También se puede interpretar como el porcentaje de población del grupo X que ha de cambiar de residencia para obtener una densidad uniforme en el área de estudio. El índice se define como:

$$DEL = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n \left| \frac{x_i}{X} - \frac{a_i}{A} \right| \quad 0 \leq DEL \leq 1 \quad [13]$$

donde  $X_i$ : Hogares del grupo minoritario en la s.c. i;  $X$ : Total de hogares del grupo minoritario en el área de estudio;  $a_i$ : Total área de la s.c.;  $A$ : Total de área de la zona de análisis

## Análisis de resultados de patrones de segregación

### *Segregación en las Áreas Metropolitanas*

En general la concentración disminuye y la interacción aumenta, entre los grupos de Ingresos Bajos y Altos [Estratos 1 y 6] conforme el área de estudio aumenta, es decir a mayor área menor segregación. El cuadro 2, muestra que si se pasa de segmentos a distritos y de este último a cantones, los valores son menores, exceptuando el índice de interacción que presenta una lógica inversa.

Para Massey (1985), existe fuerte segregación en los índices de igualdad cuando los valores se sitúan por encima del 60%. El AMSJ alcanza los valores más altos en este índice (58,96%) cuando se analiza por segmento, esto para el grupo de Ingresos Altos. Tanto el grupo de Ingresos Bajos como el de Ingresos Altos en el AMH muestra valores por debajo del 50%, lo mismo sucede para el grupo de Ingresos Bajos del AMSJ.

Como se muestra en el cuadro 2, al corregir el índice de Duncan (que no tiene en cuenta la configuración espacial de las unidades analizadas), con aspectos como la frontera, la longitud de la frontera, el área y el perímetro, la segregación disminuye. Esta disminución en la segregación que se da al incorporar componentes espaciales, se presenta en ambos grupos de Ingresos (Altos y Bajos) y en ambas áreas metropolitanas. Como es de esperar a menor nivel de desagregación mayor es la disminución en la segregación y viceversa. Esto significa que el nivel de segregación se puede considerar sobrevalorado cuando los cálculos se basan únicamente en los indicadores no espaciales. Sin embargo, los resultados que se encuentran más cercanos a los del índice no espacial son los procedentes del índice más completo en cuanto a los elementos espaciales que incorpora, el índice de igualdad corregido por la forma

D(s). Este hecho parece indicar que la sobreestimación detectada puede ser más baja que la percepción inicial.

El índice de aislamiento mide la probabilidad que un individuo comparta la unidad espacial con un individuo de su mismo grupo. En este sentido, los resultados muestran que existe mayor probabilidad de que los hogares de Bajos y Altos Ingresos [Estratos 1 y 6] compartan ya sea el segmento, el distrito, el cantón o en general el AMSJ que el AMH (ver cuadro 2). Los resultados del índice de aislamiento disminuyen cuando se ajusta por la población de cada grupo (Aislamiento Corregido), sin distinción de grupos de Ingresos ni área de estudio.

Tanto el índice de aislamiento como el corregido, muestran que las probabilidades de interacción entre miembros de un mismo grupo, es mayor en el grupo de Bajos Ingresos que en el de altos ingresos. Esto es cierto para ambas áreas metropolitanas.

El índice de interacción muestra que el grupo de Ingresos Bajos para ambas áreas metropolitanas presenta menor probabilidad de interactuar o compartir con el resto de hogares de otros estratos o Ingresos (grupo mayoritario), aunque el problema de segregación no es tan grave, ya que los valores son mayores al 0,65, y bajo este índice conforme el indicador se acerca a la unidad la segregación disminuye.

El índice de Concentración (Delta), muestra que el grupo de Ingresos Altos en el AMH y el de Ingresos Bajos en el AMSJ se concentran en áreas más pequeñas, mientras que los hogares de Ingresos Altos en el AMSJ tienden a concentrarse en áreas mayores. De ahí que los mayores valores de segregación se presenten en el grupo de Ingresos altos del AMH y en el grupo de Ingresos Bajos en el AMSJ.

### *Segregación por distritos y cantones*

**Indicadores de Igualdad:** La evidencia empírica analizada por distintos índices permite afirmar que existe segregación residencial, que claramente la condición de pobreza (Grupo de Ingresos Bajos [Estrato 1]) es el determinante principal de esa segregación, y que, el problema

de segregación está principalmente localizado en el AMSJ.

El índice de Duncan muestra valores relativamente bajos en el grupo de Ingresos Bajos, a pesar de que existen claras concentraciones de pobreza, lo cual se podría explicar porque los hogares en estrato 1 están distribuidos por todos los segmentos de ambas áreas metropolitanas y en particular en los segmentos donde los grupos de ingresos medios (Estratos 2 a 4) predominan. (Refiérase a la Figura 3)

Una cantidad importante de distritos con valores altos en el índice de Duncan estimado para el grupo de Ingresos Altos [Estratos 6] están mucho más cerca del centro de San José que los valores altos en el indicador estimado para el grupo de Ingresos bajos [Estrato 1], los cuales se ubican en muchos casos bastante más distantes; esto podría explicarse de cierta manera por los programas de viviendas de hace dos décadas, que si bien es cierto tuvieron enormes impactos positivos para la sociedad costarricense, paradójicamente descentralizaron la pobreza urbana, lo que significó el alejamiento físico de muchas fuentes de empleo del centro y también la concentración de hogares pobres en núcleos muy grandes que todavía existen. Aunque es importante señalar que en distritos como Purrál (Guidos y Los Cuadros) y La Uruca (La Carpio) no fueron proyectos de vivienda sino tomas de tierra, al estilo de la inmensa mayoría de los crecimientos urbanos del resto de América Latina. (Pujol, Pérez y Sánchez, 2009).

En el caso del cantón de San José, existen dos distritos que presentan altos valores en el índice de Disimilitud tanto de Ingresos Bajos como de Ingresos Altos [Estratos 1 y 6], estos son: Pavas y La Uruca. Esta combinación de valores altos en este indicador, para las dos poblaciones analizadas, se explica porque en estos distritos existe paradójicamente zonas con una cantidad importante de hogares en estrato 6 (*Rohrmoser y Sabana Oeste*) y zonas con un número importante de hogares en estrato 1 (*La Libertad y Rincón Grande* en Pavas y la Carpio en la Uruca). Por otro lado, también se presentaron altos valores en el índice de Disimilitud para el grupo de Ingresos Altos en la

zona este del cantón de San José, en Granadilla de Curridabat y en San Antonio de Escazú.

Como es de esperar, los valores del índice de desigualdad corregido por la frontera D (s), muestra valores menores en ambos grupos (Ingresos Altos-Bajos) respecto al índice de desigualdad de Duncan, tanto por segmentos, distritos o cantones, como para el total de las áreas metropolitanas. Y algunos distritos y cantones disminuyen proporcionalmente más el valor del índice, precisamente porque cuentan con un porcentaje mucho mayor o menor de hogares de Ingresos Bajos ó Altos [Estratos 1 y 6] respecto a sus distritos o cantones con los cuales comparte frontera.

El índice de desigualdad corregido por la longitud de la frontera D (W), permite afirmar que para ambos grupos de Ingresos, los resultados de este índice son más bajos que los mostrados en el Índice de segregación de Duncan, debido a la corrección introducida. Aunque aumenta en la mayoría de los segmentos, distritos y cantones, la segregación si se compara con el índice anterior (Índice de desigualdad corregido por la frontera). Solo para el grupo de Ingresos Bajos [Estratos 1] a nivel cantonal se presentaron valores menores al índice corregido por la frontera.

El incremento en D (W) respecto al índice anterior D (adj) varía mucho entre un distrito y otro, ya que las longitudes de fronteras son muy heterogéneas, esto provoca que la variación de la intensidad de la interacción, entre individuos del mismo grupo (Ingresos Altos – Bajos) difiera, ya que la facilidad ó dificultad de cruzar la frontera a causa de su mayor ó menor longitud va ser diferente para cada distrito.

Otro de los resultados del índice D (W) es que para las diferentes longitudes de fronteras, los grupos de Ingresos Bajos [Estrato 1] interactúan más con otros grupos, que los grupos de Ingresos Altos. Esta mayor interacción entre los grupos de Ingresos Bajos, especialmente con grupos de ingresos medios (Estratos 2 a 4) obedece de cierta manera en el caso de las áreas metropolitanas de San José y Heredia a la creación de grandes proyectos de vivienda para las personas de menos recursos, lo cual casi automáticamente especializó zonas de las ciudades

para uso residencial de grupos socioeconómicos relativamente homogéneos. Esto se combinó con grandes diferenciales de accesibilidad dentro de la región y en particular en el AMSJ y el AMH consecuencia de la abundancia de ríos montañosos y sus cañones y la gran escasez de puentes (Pujol, 1988). La cercanía a las principales vías de comunicación, existentes, a medio construir o planeadas fue un imán para los grupos de más altos ingresos que poco a poco crearon aglomeraciones territoriales (Pujol et al., 2004), de ahí que su interacción con otros grupos sea menor, como se demuestra en los valores de este índice. El índice de Índice de desigualdad corregido por la forma, muestra que para los grupos de Ingresos Altos y Bajos, los resultados de los índices espaciales son más bajos que los de la variante no espacial, debido a la corrección introducida. Esta observación nos indica, como se mencionó anteriormente para las áreas metropolitanas que el nivel de segregación se puede considerar sobrevalorado cuando los cálculos se basan únicamente en los indicadores no espaciales.

Los distritos con mayores valores se mantienen invariables como por ejemplo San Felipe de Alajuelita, Rancho Redondo de Goicoechea, Concepción de Alajuelita y Río Azul de La Unión, cuyos valores pueden estar respondiendo principalmente a la baja proporción de hogares con ingresos altos más que a la relación entre perímetro y área.

De acuerdo con el índice D (s), los distritos que presentan una mayor disminución en la segregación, en comparación con el índice de Duncan son: San Vicente de Moravia, San Pedro de Montes de Oca, San Francisco y Guadalupe de Goicoechea, para estos distritos, las relaciones entre perímetro y áreas son relativamente altas lo que implica que las formas de los distritos facilitan las posibilidades de interacción entre hogares de distintos estratos y esto potencia mejoras en la igualdad.

**Indicadores de Exposición:** El índice de aislamiento muestra que la probabilidad de compartir una misma área geográfica es mucho mayor en el grupo de Bajos Ingresos que en el de Altos Ingresos, situación que se acentúa más en el caso del AMSJ especialmente en ciertos

distritos. Ejemplos de distritos con alta interacción son: La Uruca (64,1%) y Pavas (46,82%) en San José; San Felipe (50,87%) en Alajuelita; Sánchez (49,12%) en Curridabat; Patarra (47,9%) en Desamparados y Río Azul (46,90%) de la Unión.

Los menores valores de interacción se presentan el AMH en su mayoría los valores se ubican entre el 20 y 30%, aunque hay casos como el distrito de Santo Domingo (9,9%) en el cantón del mismo nombre y el distrito primero de Heredia (13,4%) donde el indicador mostró valores inferiores al 15%. Esto implica que la probabilidad de interacción de personas de Ingresos Bajos [Estrato 1] en estos dos distritos es mucho menor al resto del AMH.

El grupo de Altos Ingresos [Estrato 6] muestra la mayor interacción en los distritos de Granadilla (21,7%) y Sánchez (30%) en el cantón de Curridabat y Asunción (21,07%) en el cantón de Belén y Mata Redonda (20,5%) en San José. En estos distritos, la probabilidad de interacción entre hogares de estrato 6 es mucho mayor al resto de distritos del área, donde destacan distritos como León XIII, San Felipe, San Josecito y Concepción en Alajuelita; San Juan de Dios en Desamparados, Paracito en Santo

Domingo y San Pedro en Santa Bárbara, donde los valores mostrados son menores al 2%.

La interacción en términos generales disminuye en todos los distritos y cantones, conforme se ajusta el índice de aislamiento por las diferentes proporciones sobre el total de población del área que se este estudiando. En otras palabras la segregación aumenta al corregir el indicador, aunque los distritos que mostraban mayor interacción de acuerdo al índice sin corrección siguen siendo los mismos, pero muestran menor intensidad de interacción y los que mostraban mayor segregación siguen siendo los mismos, aunque mas segregados.

Los resultados del índice de interacción muestran que los grupos de mayores ingresos tratan de vivir segregados e interactuar poco con personas de otros niveles socioeconómicos. Los más pobres se acomodan en lugares menos apetecidos por el resto. La clase media (estratos 2 a 5) se distribuye en ambas áreas metropolitanas y es dominante en la mayor parte del espacio urbano, interactuando más con los grupos de Bajos Ingresos. (De ahí que el grupo de Bajos Ingresos presente los mayor índices de interacción.

CUADRO 2  
INDICADORES DE SEGREGACIÓN PARA LAS ÁREAS METROPOLITANAS  
DE SAN JOSÉ Y HEREDIA

Índices	Grupos		Área Metropolitana de San José			Área Metropolitana de Heredia		
	AI	BI	Segmento	Distrito	Cantón	Segmento	Distrito	Cantón
Índice de Duncan	AI	BI	0,5896	0,3791	0,2567	0,4992	0,2472	0,1419
			0,4361	0,2716	0,1613	0,3627	0,1789	0,0866
Índice de Disimilitud	AI	BI	0,5896	0,3791	0,2567	0,4992	0,2472	0,1419
			0,4361	0,2716	0,1613	0,3627	0,1789	0,0866
Desigualdad Corregido por la Frontera	AI	BI	0,5542	0,3397	0,0323	0,469	0,2241	0,1235
			0,4294	0,1606	0,0993	0,3497	0,1003	0,0359
Desigualdad Corregido por la longitud de la Frontera	AI	BI	0,5672	0,3451	0,052	0,4781	0,2298	0,1301
			0,4299	0,1987	0,1164	0,3501	0,1235	0,0492
Desigualdad Corregido por la Forma	AI	BI	0,5698	0,3462	0,0676	0,4796	0,2301	0,1305
			0,4307	0,2075	0,1263	0,3591	0,1301	0,0512
Índice de Aislamiento	AI	BI	0,1415	0,0755	0,0579	0,0853	0,0405	0,0329
			0,3389	0,2404	0,2301	0,2804	0,1934	0,179
Índice de Aislamiento Corregido	AI	BI	0,1014	0,0355	0,0179	0,0556	0,0108	0,0032
			0,1517	0,0536	0,0309	0,1072	0,0205	0,0047
Índice de Interacción	AI	BI	0,8585	0,9245	0,9421	0,9147	0,9595	0,9671
			0,6611	0,7596	0,7699	0,71	0,8	0,82
Índice de Delta (Concentración)	AI	BI	0,5107	0,3697	0,2464	0,7353	0,5875	0,4665
			0,6821	0,4406	0,3309	0,5895	0,4062	0,2581

Fuente: Elaboración propia con base en el Censo Nacional de Población y Vivienda, 2000



**Índice de Concentración:** De acuerdo con el índice de Concentración, para el grupo de Ingresos Bajos [Estratos 1] a nivel distrital, el AMH muestra los mayores de segregación, es decir presentan una densidad menos uniforme entre los hogares de altos ingresos [Estrato 6] en relación con el resto de hogares. Los distritos con valores más altos son: Purabá (95,2%), Santo Domingo (84,7%), San Pedro (76,9%) y Jesús (70,6%) en Santa Bárbara, así como La Ribera (71,83%) en Belén y San Pablo (71,6%) en Barva.

En el caso del AMSJ, los valores son muy homogéneos entre los distritos y oscilan entre 49 y 50% (ver anexos 2.1 a 2.4). Esto indica que la densidad de los segmentos censales que componen los diferentes distritos tiende a ser relativamente más homogénea entre los grupos de ingresos altos

El comportamiento del grupo de Ingresos Bajos [Estrato 1] es diferente al presentado por el grupo de Ingresos Altos [Estratos 6] en términos espaciales, en este caso, el AMSJ es la que presenta no solo los mayores valores en este índice sino que son muy heterogéneos entre las diferentes unidades de estudio (segmentos, distritos y cantones). Los distritos con mayor segregación de acuerdo a este índice se concentran en: La Uruca (79,4%) y Mata Redonda (72,3%) en San José; Patarrá (72,5%) en Desamparados; Jesús (66,8%) en Vásquez de Coronado y Dulce Nombre (78,4%) y San Rafael (74%) en La Unión.

En resumen, las zonas de Ingresos Altos [Estrato 6] localizados sobre todo en el AMSJ, se caracteriza por densidad de población mucho menor, hasta cuatro veces menos que las concentraciones de Bajos Ingresos [Estrato 1]. El grupo de Altos Ingresos se agrupa territorialmente en pocos distritos dispersos especialmente del Area Metropolitana de San José y la de Heredia.

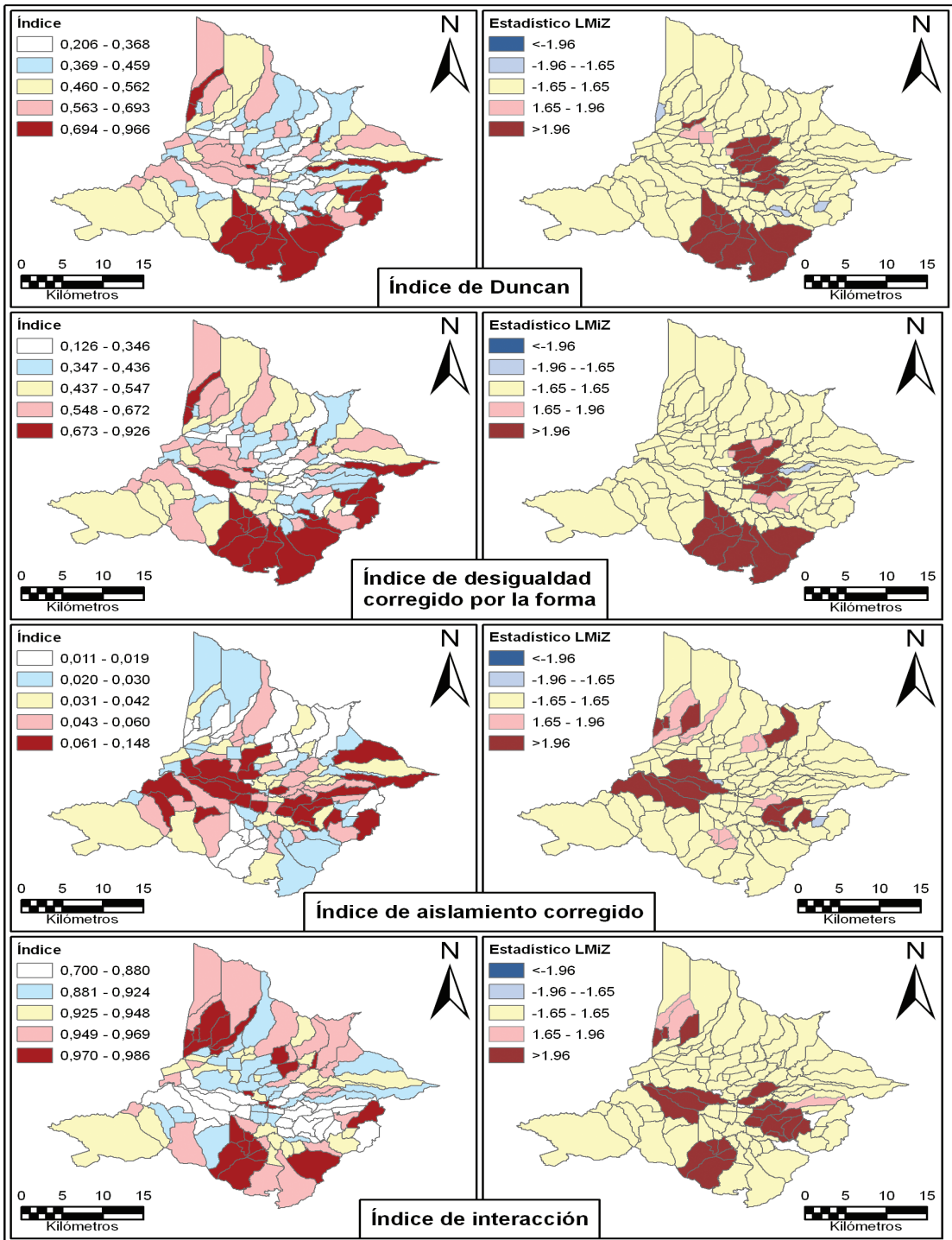
#### 4. DETERMINANTES DE LA LOCALIZACIÓN DE CONDOMINIOS: ESTRUCTURA SOCIAL, ACCESIBILIDAD Y SEGURIDAD CIUDADANA

La segregación residencial latinoamericana presenta patrones y dinámicas no necesariamente análogas al caso estadounidense, aunque en general parece dominar una mezcla de exclusividad social y miedo por inseguridad ciudadana. Sabatini et al. (2001), analizando Santiago de Chile, distinguen una estructura de cono que parte del centro hacia una de las periferias como zona apropiada por los sectores de altos ingresos y una amplia área en donde se asientan los sectores populares. Esta segregación es de "gran escala" geográfica.

En América Latina, aunque los barrios cerrados muchas veces buscan la periferia de las ciudades, no necesariamente ocurre gentrificación ni tampoco un aumento en las interacciones entre estratos de altos y bajos ingresos. Los espacios de los pobres no son fáciles de gentrificar porque carecen de servicios urbanos adecuados y, en muchos casos, la situación legal de la tenencia de tierra es difusa. Estas características generan inelasticidad espacial en la localización residencial, fomentando una segregación espacial estructuralmente más fuerte en las ciudades latinoamericanas.

El análisis de las relaciones entre barrios cerrados y segregación residencial, reportado en la literatura, supone una relación directa entre ellos. Sin embargo, existen contraejemplos que sugieren posibles reducciones en los niveles de segregación. Para Santiago de Chile, Sabatini et al. (2001) encontraron que la descentralización de población de altos ingresos, al crear barrios cerrados en la periferia de Santiago, redujo la distancia entre estos y las concentraciones de poblaciones de bajos ingresos. La explicación de esta divergencia podría estar en los niveles de segregación residencial iniciales y en la disponibilidad de áreas libres para la construcción de barrios cerrados, así como en el tipo de barrio que se construye.

FIGURA 3  
 PATRONES DE INDICADORES DE SEGREGACIÓN RESIDENCIAL  
 (GRUPOS DE ALTOS INGRESOS) SELECCIONADOS



Fuente: Estimado con base en con base en Madrigal, 2004; Censo Nacional de Población y Vivienda, 2000

La segregación residencial incide inicialmente sobre la creación de barrios cerrados, i.e. los barrios cerrados son consecuencia de dinámicas sociales ya existentes. Pero muy rápidamente, ambos procesos (segregación residencial y creación de barrios cerrados) comienzan a reforzarse mutuamente. Blakely y Snyder (1997) explícitamente afirman: “Puertas y muros no son consecuencias necesarias ni naturales de estas tendencias sociales [se refiere a la percepción de la degradación de ambientes urbanos, en particular de seguridad ciudadana] ni sus causas; son, en cambio, una dramática manifestación de ellas.” Atkinson y Flint (2004) concluyen que los barrios cerrados son un ejemplo extremo y una extensión de tendencias hacia la segregación residencial preexistentes.

Para San José y Heredia, dado el incipiente desarrollo de condominios en 2000 (año para el cual se han estimado los indicadores de segregación residencial), la segregación debería ser un causante de la localización de condominios en 2007, especialmente de grandes

condominios horizontales – que funcionan como barrios cerrados de estratos de mayores ingresos. Esta particularidad representa una oportunidad valiosa para analizar las etapas iniciales, donde los patrones sociales son determinante de la forma de urbanización. Se explora, entonces, la hipótesis de que los condominios cerrados son una nueva forma de urbanización que refuerza procesos de segregación preexistentes en las áreas metropolitanas de San José y Heredia. Complementariamente, se busca estimar los efectos del nivel de ingresos del entorno sobre la localización de condominios horizontales, bajo el principio de que el tipo de urbanización dominante para personas de altos ingresos es precisamente el condominio cerrado. Se incluye la tasa de muertes por homicidios por cada 100 000 habitantes como una variable proxy de inseguridad ciudadana con el fin de explorar la posible influencia de la criminalidad sobre la localización de barrios cerrados. Se busca también normalizar por el efecto de accesibilidad al centro de San José.

CUADRO 3  
ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVAS DE CANTIDAD DE FINCAS Y ÁREAS DE CONDOMINIOS, Y DETERMINANTES SELECCIONADOS

Variable	Cantidad de observaciones	Promedio	Desviación estándar	Coef. de variación	Mínimo	Máximo
Área total de condominios (m <sup>2</sup> )	113	60 964,46	165 854,30	2,721	0,00	1 248 080,00
Área de condominios grandes (m <sup>2</sup> ) 1/	113	41 885,60	123 167,30	2,941	0,00	892 675,90
Cantidad de fincas filiales en condominios	113	205	453	2,204	0	3967
Cantidad de fincas filiales en condominios grandes 1/	113	81	195	2,408	0	1174
Índice de desigualdad corregido (bajos ingresos) 2/	113	0,273	0,120379	0,441	0,073	0,668
Índice de aislamiento corregido (bajos ingresos)	113	0,075	0,0506526	0,678	0,012	0,281
Índice de desigualdad corregido (altos ingresos) 2/	113	0,516	0,1799351	0,348	0,089	0,955
Índice de aislamiento corregido (altos ingresos)	113	0,044	0,0305905	0,693	0,011	0,148
Mediana del ingreso por hogar 3/	113	51 933,94	21 454,67	0,413	28 226,30	161 013,00
Tiempo de viaje a San José centro en minutos	113	13,510	7,266	0,538	0,139	35,261
Tasa de defunciones por causa de homicidios por cada 100 mil hab.	113	11,394	13,512	1,186	0,000	128,968

1/ Condominios grandes: aquellos cuya área es mayor a 1 ha. 2/ Corrección por longitud de frontera. 3/ Según Cardona et al., 2005, en colones constantes de 2001. Fuentes: Estimado con base en Registro Nacional, 2007; Censo Nacional de Población y Vivienda, 2000; Madrigal, 2004; INEC, 2009; bases de datos ProDUS, 2009

La ecuación [14] resume la estructura supuesta. El modelo ha sido estimado suponiendo una relación lineal entre factores, pues su objetivo es aislar el impacto de los determinantes y su dimensión espacial. La búsqueda de formulaciones matemáticas más precisas,

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Ingresos}_i + \beta_2 \text{Homicidios}_i + \beta_3 \text{TVSJ}_i + \sum_j \beta_j \text{Segregacion}_{ij} \quad [14]$$

El cuadro 3 resume la estadística descriptiva de las distintas variables recopiladas. La unidad de análisis de la base de datos son los distritos administrativos, según la división existente en el año 2000: 113 distritos en las áreas metropolitanas de San José y Heredia, incluyendo los distritos del cantón de La Unión, que funcionalmente están asociados a San José pero administrativamente, pertenece a Cartago. Cuatro distintas variables han sido formalizadas para describir la “cantidad” de barrios cerrados por distrito: el área de (a) todos los condominios y (b) de condominios grandes (cuya área total, incluyendo áreas comunes, es mayor a 1 ha.), y la cantidad de fincas filiales – i.e. cantidad de unidades habitacionales – de (c) todos los condominios y (d) de solo los condominios grandes. Los condominios grandes deberían ser más representativos de los barrios cerrados, pues también existen edificaciones organizadas como condominios (que requieren menos área porque utilizan el espacio más intensamente).

Las estimaciones de regresiones geográficamente ponderadas fueron realizadas con el paquete *spgwr* desarrollado para el programa R (R Development Core Team, 2009). La estimación de modelos globales – mediante mínimos cuadrados ordinarios – se hizo mediante el programa *gretl* 1.8.1.

#### Técnicas econométricas: regresiones geográficamente ponderadas

El uso de mínimos cuadrados ordinarios para explorar las relaciones entre una serie de determinantes y una variable dependiente es poco apropiado cuando los datos tiene patrones espaciales fuertemente definidos. En estos

en el contexto de modelos de localización residencial, es un tema de investigación en curso. La formulación lineal busca evitar sesgos asociados a transformaciones poco exploradas y no estandarizadas:

casos, existen problemas de estabilidad espacial en los parámetros y, consecuentemente, el riesgo grave de sesgos por dependencia espacial. El análisis de regresiones geográficamente ponderadas (Fotheringham et al., 2004) fue desarrollado para explícitamente incorporar la variación espacial en los parámetros. En ella, se estima una regresión para cada punto en el espacio en lugar de una única regresión que incluya todos los datos y represente todas las posiciones (la suposición inherente en el uso de mínimos cuadrados ordinarios). Cada regresión es estimada con una submuestra del total de datos disponibles, ponderados con un factor que representa la distancia desde el punto en el espacio a partir del cual se estima la regresión local. Para cada regresión local ( $y$ ), se estiman parámetros que dependen de la posición tanto del punto de referencia (llamado *punto de regresión*) como de la localización de cada dato  $i$  – representado por las coordenadas  $(u_i, v_i)$  (vea ecuación 15).

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i) \cdot x_{ik} + \varepsilon_i \quad [15]$$

Los parámetros se estiman según la ecuación [16], donde  $X$  es una matriz con los datos de todas las variables independientes correspondiente a los coeficientes  $\beta$  y  $W(u_i, v_i)$  es una matriz que, en su diagonal, incluye un factor de ponderación relacionando la posición de cada dato,  $i$ , con el punto en el espacio a partir del cual se estima la regresión local:

$$\hat{\beta}(u_i, v_i) = (X^T W(u_i, v_i) X)^{-1} X^T W(u_i, v_i) y \quad [16]$$

La clave en la estimación de regresiones geográficamente ponderadas está en la definición

de la matriz  $W(u, v)$ , que incluye dos elementos: el parámetro de suavizado (*bandwidth*) y la función de decaimiento, que describe como varía la importancia de cada dato conforme se aleja del punto en que se está estimando la regresión local. El *bandwidth* es el parámetro esencial de la función de decaimiento. En general, se ha comprobado que las regresiones geográficamente ponderadas son relativamente insensibles a la forma de la función de decaimiento, no así a la magnitud del *bandwidth* (Fotheringham et al., 2004).

Se seleccionó una función de decaimiento gaussiana (según la ecuación [17]), que viene a representar la función de probabilidad de cada factor de ponderación,  $W_{ij}$ , como función de la distancia entre  $i, j$  y del parámetro  $b$  (el parámetro de suavizado). Se supone mediante ella que los datos en posiciones  $j$  más cercanos al punto de regresión  $i$  tienen un peso mayor, siendo el caso extremo  $i = j$ , para el cual  $d_{ij} = 0$  y  $w_{ij} = 1$ .

$$w_{ij} = e^{-\frac{1}{2} \left( \frac{d_{ij}}{b} \right)^2} \quad [17]$$

La calibración de la ecuación [8], i.e. la estimación del parámetro  $b$ , se realizó mediante validación cruzada (refiérase a Fotheringham et al., 2004; Leung et al., 2000): se minimizó el valor CV de la función representada por la ecuación [18], seleccionando así el parámetro cuyas predicciones,  $\hat{y}_j$ , se ajustan mejor a las observaciones  $y_j$ .

$$CV = \sum_i (y_i - \hat{y}_j)^2, \quad j \neq i \quad [18]$$

Por razones conceptuales, las estimaciones a partir de regresiones geográficamente ponderadas son una mejora sobre el método de mínimos cuadrados ordinarios cuando se investigan fenómenos espacialmente variantes. Sin embargo, existe la posibilidad de que el proceso espacial subyacente a la variable que se busca explicar sea tan débil que pueda lícitamente despreciarse. En este caso, debería preferirse la explicación metodológicamente más simple y fácil de interpretar (mínimos cuadrados ordinarios). Con este principio epistemológico

como contexto, se han calculado dos pruebas para verificar el aporte de las regresiones geográficamente ponderadas: una prueba sobre el ajuste adicional sobre el estándar de mínimos cuadrados ordinarios, propuesto por Leung et al. (2000), y una prueba sobre la significancia estadística en la diferencia entre la magnitud de los coeficientes locales de una misma variable (Brundson et al., 1999).

Leung et al. (2000) propusieron el estadístico F2, que compara la suma del cuadrado de los residuales, estimada con mínimos cuadrados ordinarios ( $RSS_0$ ), con la suma de los errores residuales de cada dato  $\sum \hat{e}_i^2$ . Esta diferencia puede ser interpretada como la prueba de si el modelo de regresiones geográficamente ponderadas (cuyo nivel de ajuste está representado por  $\sum \hat{e}_i^2$ ) se ajusta mejor a los datos que la estimación mediante mínimos cuadrados ordinarios.

$$F = \frac{\left( RSS_0 - \sum_i \hat{e}_i^2 \right) / v}{RSS_0 / (n - p - 1)} \quad [19]$$

donde  $\hat{e}_i$  es el valor del residuo del dato  $y_i$ , estimado con la regresión local  $i$ .

Este estadístico puede ser aproximado por una distribución F con  $v_1^2/v_2$  y  $n - p - 1$  grados de libertad, de modo tal que se rechaza la hipótesis nula de que la diferencia entre los cuadrado de los residuos estimados con mínimos cuadrados ordinarios y regresiones geográficamente ponderadas, no es estadísticamente significativa, si  $F_2 > F(v_1^2/v_2, n - p - 1)$ , con un nivel de confianza  $1 - \alpha$ . Los grados de libertad se definen a partir de dos parámetros,  $v_1$  y  $v_2$ , estimados a partir de matrices con los datos de las variables independientes y los factores de ponderación espaciales (refiérase a Leung et al., 2000, para la formulación matemática),  $n$  es la cantidad de puntos de regresión (i.e. de regresiones locales) y  $p$  es la cantidad de variables independientes.

Una segunda prueba se realiza sobre la significancia estadística de la *deriva espacial* de los parámetros estimados mediante regresiones geográficamente ponderadas. La pregunta, en

este caso, es si la diferencia entre parámetros de la misma variable estimados en localizaciones diferentes es estadísticamente significativa. Si no lo fueran, la estimación del parámetro de la variable en cuestión sería más confiable utilizando el método más simple (de mínimos cuadrados ordinarios), lo cual implica que la regresión geográficamente ponderada no aporta poder explicativo adicional en la estimación del parámetro.

Brundson et al. (1999) propusieron utilizar el estadístico F, dado por la ecuación [20], para probar la hipótesis nula de que los coeficientes de una variable no varían en el espacio vs. la hipótesis alternativa de que sí lo hacen. En esta ecuación, se comparan las matrices  $R_0$  y  $R_1$  correspondientes a estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios ( $R_0$ ) y regresiones geográficamente ponderadas ( $R_1$ ).

$$F = \frac{\left( RSS_0 - \sum_i \hat{e}_i^2 \right) / v}{RSS_0 / (n - p - 1)} \quad [20]$$

donde  $v$  es la suma de los elementos de la diagonal de la matriz  $(R_0 - R_1)$  y  $\delta$  es la suma de los elementos de la diagonal de la matriz  $R_1$ . El estadístico F se distribuye aproximadamente con una distribución  $F(v^2/v', \delta^2/\delta^1)$ , donde  $v'$  es la suma de los elementos de la diagonal de  $(R_0 - R_1)^2$  y  $\delta^1$  es la suma de los elementos de la diagonal de  $R_1^2$ .

Suponiendo  $z=0,1$ , puede definirse que existe la matriz  $R_z$  de acuerdo con la ecuación [21], donde si  $z = 0$ , la matriz se estima a partir del modelo de mínimos cuadrados ordinarios, y si  $z = 1$ , la matriz corresponde a las regresiones geográficamente ponderadas.

$$\hat{e}^T \hat{e} = y^T (I - S_z)^T (I - S_z) y = y^T R_z y \quad [21]$$

donde  $\hat{e}$  es un vector con los residuos de la regresión, y por lo tanto  $\hat{e}^T \hat{e}$  es la suma del cuadrado de los residuos en ambos modelos de regresión. Tanto para el modelo estándar de mínimos cuadrados ordinarios como para regresiones geográficamente ponderadas,

puede demostrarse (refiérase a Brundson et al., 1999) que existe  $S_z$  tal que:

$$y = S_z \hat{y} \quad [22]$$

donde  $y$  son las variables dependientes observadas y  $\hat{y}$  son las predicciones realizadas con el modelo de regresión; es a partir de este operador  $S_z$  que se definen las dos matrices,  $R_z$ .

### Resultados y discusión de patrones de localización de condominios

Se estimó la ecuación [14] mediante mínimos cuadrados ordinarios para distintas formas de la variable dependiente (modelos 1 a 4 del cuadro 4). Este modelo corresponde al "modelo global" en el análisis de regresiones geográficamente ponderadas. Como es evidente del estadístico de Breusch-Pagan (refiérase al cuadro 4), existen graves problemas de heteroscedasticidad en el modelo y los errores no se distribuyen normalmente (estadístico de Jarque-Bera). La primera condición es de esperar, pues tanto la variable dependiente como algunas variables independientes presentan fuertes correlaciones espaciales. Los coeficientes de determinación ajustados ( $R^2$ ) son en general bastante bajos, varían entre 0,21 y 0,27.

El cuadro 5 resume los resultados de estimación de parámetros para las regresiones locales; como puntos de regresión, se utilizaron los centroides geométricos de todos los distritos administrativos que conforman las ciudades de San José y Heredia. Es evidente que la estimación mediante regresiones geográficamente ponderadas ha mejorado los resultados del modelo estimado con mínimos cuadrados ordinarios (modelo global): al permitir la variación de parámetros en el espacio, se reduce la heteroscedasticidad presente en el modelo global. El nivel de ajuste también aumenta considerablemente: el coeficiente de determinación ( $R^2$ ) ajustado para los modelos locales aumenta en más de un 50% para la generalidad de los casos. Tanto el estadístico F2 (Leung et al., 2000) como la prueba F propuesta por Brundson et al. (1999) permiten afirmar que el modelo GWR es mejor que su modelo global

asociado al rechazar la hipótesis nula de que la diferencia en el cuadrado de los residuos no es significativamente diferente en ambos casos (prueba F2) y de que los coeficientes de regresión son constantes con respecto a su posición (Brundson et al., 1999). Estas

pruebas son significativas con un 99% de confianza para todos los modelos, excepto el modelo 4 (cuya variable dependiente es cantidad de fincas filiales en condominios grandes), el cual tiene una probabilidad de rechazo de 1.2% en el estadístico F2.

CUADRO 4  
MODELOS GLOBALES ESTIMADOS CON MÍNIMOS CUADRADOS ORDINARIOS

Variable	Modelo 1. Área total de condominios			Modelo 2. Cantidad de fincas filiales en condominios		
	Coef.	Estad. t	Pr(> t )	Coef.	Estad. t	Pr(> t )
Intercepto	-33,59	-2,794	0.006	-499.00	-1.561	0.122
Índice de desigualdad corregido (AI) 1/	7,647	0,650	0.517	3.813	0.012	0.990
Índice de aislamiento corregido (AI)	164,00	2,972	0.004	2621.00	1.786	0.077
Índice de desigualdad corregido (BI) 1/	-109,60	-2,631	0.010	-3432.00	-3.098	0.003
Índice de aislamiento corregido (BI)	208,10	2,861	0.005	8243.00	4.263	0.000
Mediana del ingreso	0,00066	4,044	0.000	0.01587	3.666	0.000
Defunciones por homicidios por cada 100 mil habitantes	-0,031	-0,283	0.778	-0.791	-0.271	0.787
Tiempo de viaje a San José centro	0,668	2,891	0.005	6.810	1.109	0.270
N	113			113		
R <sup>2</sup> ajustado	0,237			0,275		
Estadístico F, 7 y 105 g.l. (Prob.)	5,963 (<0,001)			7,078 (<0,001)		
Estad. de Breusch-Pagan, 7 g.l. (Prob.)	23,016 (0,002)			28,535 (<0,001)		
Estad. de Jarque-Bera, 2 g.l. (Prob.)	2859,114 (<0,001)			4233,765 (<0,001)		
Variable	Modelo 3. Área total de condominios grandes 2/			Modelo 4. Cant. de filiales en condominios grandes 2/		
	Coef.	Estad. t	Pr(> t )	Coef.	Estad. t	Pr(> t )
Intercepto	-26,61	-2,935	0.004	-210.80	-1.487	0.140
Índice de desigualdad corregido (AI) 1/	6,946	0,783	0.436	-41.750	-0.301	0.764
Índice de aislamiento corregido (AI)	134,20	3,225	0.002	1380.00	2.121	0.036
Índice de desigualdad corregido (BI) 1/	-67,73	-2,156	0.033	-1283.00	-2.612	0.010
Índice de aislamiento corregido (BI)	118,80	2,167	0.033	3439.00	4.009	0.000
Mediana del ingreso	0,00045	3,660	0.000	0.00460	2.398	0.018
Defunciones por homicidios por cada 100 mil habitantes	-0,015	-0,187	0.852	0.872	0.674	0.502
Tiempo de viaje a San José centro	0,572	3,285	0.001	7.149	2.625	0.010
N	113			113		
R <sup>2</sup> ajustado	0,213			0,231		
Estadístico F, 7 y 105 g.l. (Prob.)	5,339 (<0,001)			5,794 (<0,001)		
Estad. de Breusch-Pagan, 7 g.l. (Prob.)	20,761 (0,004)			29,528 (<0,001)		
Estad. de Jarque-Bera, 2 g.l. (Prob.)	2278,053 (<0,001)			411,348 (<0,001)		

El análisis de las regresiones locales permite identificar una muy fuerte influencia de los patrones y magnitudes de la variable dependiente sobre las relaciones espaciales entre los distintos factores pero sin que existan modificaciones estructurales sobre el modelo base (global: todas las variables dependientes en general son explicadas por factores de segregación (desigualdad de grupos de ingresos bajos y aislamiento tanto de grupos de ingresos altos como bajos), ingresos y accesibilidad; y estos determinantes tienen signos consistentes para todos los modelos. La variable dependiente sí incide sobre el *bandwidth* y los niveles de significancia local de varias regresiones. El *bandwidth* es mayor para áreas (modelos 1 y 3 del cuadro 5) que para cantidad de fincas filiales (modelos 2 y 4) y para todos los condominios (modelos 1 y 2) que para solo los condominios grandes (modelos 3 y 4). Es muy posible que esto se debe a una mayor cantidad de distritos con valor 0 cuando solo se consideran condominios grandes y a una mayor variabilidad en las series de datos de área, comparadas con cantidad de filiales.

La magnitud mayor del *bandwidth* para modelos con todos los condominios, relativo a los modelos solo con condominios grandes, también tiene un trasfondo sustantivo: existen dos áreas de la ciudad de San José (y algunas zonas de Heredia comienzan a presentar los mismos patrones sociales) que comparten las características determinantes de localización de condominios, a saber, poca concentración de pobres (índices de desigualdad bajos) y fuerte aislamiento de los estratos sociales (tanto altos como bajos), así como ingresos relativamente altos: el oeste del AMSJ, en una aglomeración centrada en Pozos de Santa Ana y una segunda zona de potencial concentración en torno al distrito Sánchez de Curridabat y que se extiende desde aproximadamente San Pedro de Montes de Oca. Sin embargo, el sector este fue desarrollado antes que el oeste y en una forma mucho más orgánica con el centro de San José, de modo que las condiciones físicas que permiten la instalación de condominios –relativa

lejanía del centro, al ubicarse los condominios en la periferia, y disponibilidad de área libre (variable que no fue incluida en los modelos pero que posiblemente sea muy importante)–no existían sino en unos pocos distritos del este de San José (e.g. Sánchez y en menor medida Granadilla, Curridabat), por lo cual la instalación de condominios se vio bloqueada.

Los cuadros 5 y 6 permiten sintetizar, a partir del análisis de todas las regresiones locales, los rasgos principales que impactan la localización de condominios en San José y Heredia.

El índice de desigualdad para altos ingresos (estrato 6) no es estadísticamente significativo (excepto para algunas regresiones locales del modelo 2), a diferencia de todos los otros índices de segregación (vea cuadro 6): desigualdad para bajos ingresos (estrato 1) y aislamiento tanto para altos como para bajos ingresos. La localización de condominios parece seguir una lógica de evitar a los pobres. De ahí que un aislamiento alto, tanto de altos como de bajos ingresos, resulte en mayor cantidad de condominios, i.e. un signo positivo en los parámetros (refiérase a cuadro 5): porque implica menos interacciones entre estos grupos. Igualmente, una baja concentración de población pobre – índice de desigualdad de estrato 1 bajo – implica mayor cantidad de condominios (parámetros con signo negativo, según el cuadro 5). Así, se confirman las hipótesis sobre segregación y una lógica de exclusión que permite explicar en cierta medida la localización de condominios.

La mediana del ingreso presenta un comportamiento análogo a los índices de segregación: coeficientes positivos y significativos, pero con mayor magnitud para condominios totales que para condominios grandes. Para el área total de condominios grandes, no parece existir una variación geográfica del parámetro de mediana del ingreso.

En ningún modelo es significativa la cantidad de defunciones por homicidios por cada 100 mil habitantes. Algunos coeficientes en regresiones locales del modelo 4 tienen estadísticos *t* significativos pero, en general, es



claro que esta variable no influye sobre la localización de condominios.

Contrario a lo esperado, los condominios grandes muestran coeficientes para los índices de segregación cuyo valor absoluto es menor a su equivalente en el modelo de condominios totales. Se esperaba que, dado que los condominios más pequeños pueden mejor ubicarse en los intersticios de la trama urbana (en muchas zonas de la cual existen pequeños núcleos de población pobre), el total de condominios respondiera menos a los índices de

segregación que los condominios grandes. En cambio, por ejemplo, la mediana del coeficiente para el índice de aislamiento de altos ingresos (de las regresiones locales, vea cuadro 5) tiene una magnitud de 151,50 ha. para el modelo 1 (área total de condominios) y de 118,0 ha. para el modelo 3 (área de condominios grandes); análogamente, este parámetro es 2698 fincas filiales para el modelo 2 (total de fincas filiales en condominios) vs. apenas 1280, menor que la mitad, para el modelo 4 (fincas filiales en condominios grandes).

CUADRO 5  
ESTADÍSTICAS RESUMEN DE MODELOS DE REGRESIONES GEOGRÁFICAMENTE PONDERADAS

Variable	Modelo 1. Área total de condominios					Modelo 2. Cantidad de fincas filiales en condominios						
	Mín.	1° cuartil	Mediana	3° cuartil	Máx.	Global	Mín.	1° cuartil	Mediana	3° cuartil	Máx.	Global
Intercepto	-41,66	-35,54	-34,39	-33,33	-30,92	-33,59	-880,40	-632,50	-518,10	-429,10	-281,20	-499,05
Desigualdad corregido (altos ingresos) 2/	6,195	8,384	9,402	10,040	11,710	7,647	-46,550	4,364	31,330	70,330	151,800	3,813
Aislamiento corregido (altos ingresos)	81,81	125,50	151,50	186,50	286,10	164,01	1741,0	2343,0	2698,00	3145,00	4160,00	2620,63
Desigualdad corregido (bajos ingresos) 2/	-149,70	-115,20	-103,30	-92,86	-72,82	-109,63	-5048,0	-3667,0	-3237,0	-2820,0	-2156,0	-3431,7
Aislamiento corregido (bajos ingresos)	152,70	183,80	199,90	215,50	265,20	208,09	5539,0	7032,0	7941,0	8710,0	11510,0	8243,4
Mediana del ingreso	0,00057	0,00061	0,00064	0,00067	0,00079	0,00070	0,0109	0,0137	0,0153	0,0172	0,0232	0,0159
Homicidios por cada 100 mil hab. 3/	-0,0716	-0,0492	-0,0373	-0,0210	0,0179	-0,0310	-1,9570	-1,3800	-1,0940	-0,6290	0,7262	-0,7905
Tiempo de viaje a San José centro	0,5368	0,6274	0,6732	0,7315	0,9960	0,6676	-0,3665	4,8400	7,5300	9,5930	17,0400	6,8095
Cantidad efectiva de parámetros	11,458						12,557					
Grados de libertad efectivos	101,542						100,443					
Ancho de banda (constante) 4/	16142,99						13963,04					
Estad. F con 50,11 y 104,11 g.l. (Prob.) 5/	3,8778 (<0,001)						2,3361 (<0,001)					
F2 con 12,24 y 105 g.l. 6/	3,5421 (<0,001)						2,2081 (0,012)					
Variable	Modelo 3. Área total de condominios grandes 1/					Modelo 4. Cant. de fincas filiales en condominios grandes 1/						
	Mín.	1° cuartil	Mediana	3° cuartil	Máx.	Global	Mín.	1° cuartil	Mediana	3° cuartil	Máx.	Global
Intercepto	-31,52	-29,16	-27,77	-26,07	-20,74	-26,61	-592,90	-293,20	-239,70	-186,90	-87,44	-210,84
Desigualdad corregido (altos ingresos) 2/	2,732	6,955	8,989	10,360	12,980	6,946	-62,370	-12,760	9,451	18,480	28,350	-41,747
Aislamiento corregido (altos ingresos)	49,97	90,93	118,00	155,90	272,20	134,18	665,60	929,00	1280,00	1851,00	3848,00	1379,86
Desigualdad corregido (bajos ingresos) 2/	-99,02	-71,55	-60,90	-52,77	-39,04	-67,73	-3123,00	-1487,00	-966,60	-624,60	-185,40	-1283,40
Aislamiento corregido (bajos ingresos)	80,08	100,20	110,40	122,70	155,00	118,83	739,70	2079,00	2932,00	4016,00	6731,00	3439,02
Mediana del ingreso	0,00039	0,00042	0,00043	0,00045	0,00050	0,00040	0,00142	0,00268	0,00377	0,00503	0,01154	0,00460
Homicidios por cada 100 mil hab.	-0,0581	-0,0360	-0,0225	-0,0024	0,0394	-0,0155	-0,4246	0,1136	0,5416	1,3650	5,1570	0,8718
Tiempo de viaje a San José centro	0,4552	0,5344	0,5745	0,6246	0,8899	0,5721	1,6610	5,3290	8,3230	10,6600	19,3000	7,1492
Cantidad efectiva de parámetros	12,446						19,362					
Grados de libertad efectivos	100,554						93,638					
Ancho de banda (constante) 3/	14136,94						8541,56					
Estad. F con 51,61 y 103,65 g.l. (Prob.) 4/	4,709 (<0,001)						3,010 (<0,001)					
F2 con 13,70 y 105 g.l. (Prob.) 5/	4,070 (<0,001)						2,472 (0,001)					

CUADRO 6  
 HETEROGENEIDAD Y SIGNIFICANCIA LOCAL DE LOS COEFICIENTES DE REGRESIÓN.  
 REGRESIONES GEOGRÁFICAMENTE PONDERADAS

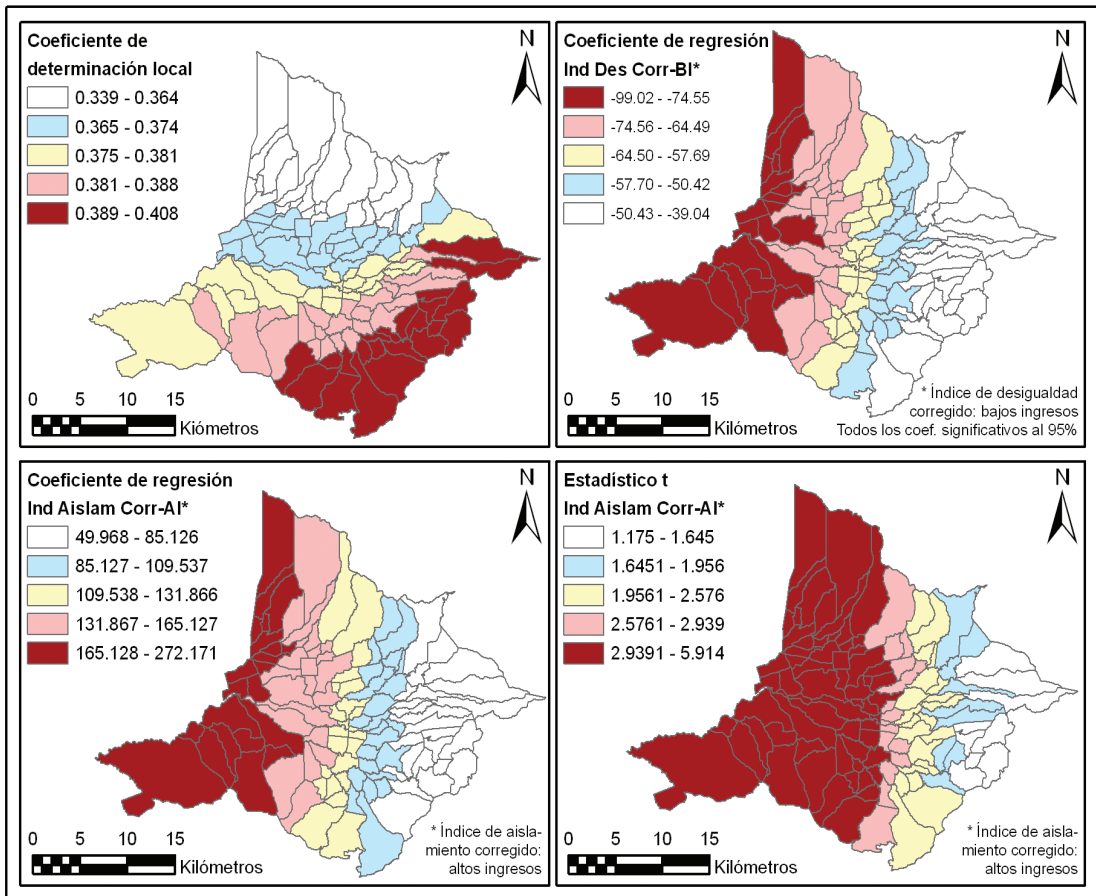
Variable	Modelo 1. Área total en condominios	Modelo 2. Cantidad de fincas filiales en condominios	Modelo 3. Área total en condominios grandes	Modelo 4. Cantidad de fincas filiales en condominios grandes
Intercepto	F3 no permite rechazar la hipótesis de homogeneidad de los parámetros (Prob.: 0.858) Estadísticos t: mín 2.520 (Prob. 0.006)	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.: 0.003) Estadísticos t: mín 2.153 (Prob. 0.016)	F3 no permite rechazar la hipótesis de homogeneidad de los parámetros (Prob.: 0.683) Estadísticos t: máx 2.473 (Prob. 0.007) y mín 0.835 (Prob. 0.202)	F3 no permite rechazar la hipótesis de homogeneidad de los parámetros (Prob.: 0.229) Estadísticos t: máx 2.894 (prob. 0.002) y mín 0.514 (Prob. 0.304)
Desigualdad corregido (altos ingresos) 2/	F3 no permite rechazar la hipótesis de homogeneidad de los parámetros (Prob.: 1.000) <i>Estadísticos t: máx 0.993 (Prob. 0.160)</i>	F3 no permite rechazar la hipótesis de homogeneidad de los parámetros (Prob.: 1.000) Estadísticos t: máx 1.464 (Prob. 0.072) y mín 0.277 (Prob. 0.391)	F3 no permite rechazar la hipótesis de homogeneidad de los parámetros (Prob.: 0.533) <i>Estadísticos t: máx 0.414 (prob. 0.339)</i>	F3 no permite rechazar la hipótesis de homogeneidad de los parámetros (Prob.: 1.000) <i>Estadísticos t: máx 0.414 (Prob. 0.339)</i>
Aislamiento corregido (altos ingresos)	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.<0.001) Estadísticos t: mín 1.456 (Prob. 0.073)	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.: 0.060) Estadísticos t: máx 5.914 (Prob. <0.001) y mín 1.176 (Prob. 0.120)	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.: <0.001) Estadísticos t: 5.914 máx (Prob. <0.001) y mín 1.176 (Prob. 0.120)	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.: <0.001) Estadísticos t: máx 4.018 (Prob. <0.001) y mín 0.839 (Prob. 0.201)
Desigualdad corregido (bajos ingresos) 2/	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.<0.001) Estadísticos t: mín 1.740 (Prob. 0.041)	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.<0.001) Estadísticos t: máx 3.066 (<0.001) y mín 1.239 (Prob. 0.108)	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.: <0.001) Estadísticos t: mín 1.849 (Prob. 0.032)	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.: <0.001) Estadísticos t: máx 4.628 (Prob. <0.001) y mín 0.307 (Prob. 0.380)
Aislamiento corregido (bajos ingresos)	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.<0.001) Estadísticos t: mín 2.107 (Prob. 0.018)	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.<0.001) Estadísticos t: mín 1.470 (Prob. 0.071)	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.: 0.003) Estadísticos t: mín 2.750 (Prob. 0.003)	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.: <0.001) Estadísticos t: máx 6.212 (Prob. <0.001) y mín 0.704 (Prob. 0.241)
Mediana del ingreso	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.<0.001) Estadísticos t: mín 3.464 (Prob. <0.001)	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.<0.001) Estadísticos t: mín 3.062 (Prob. 0.001)	F3 no permite rechazar la hipótesis de homogeneidad de los parámetros (Prob.: 0.943) Estadísticos t: mín 2.389 (Prob. 0.008)	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.: <0.001) Estadísticos t: máx 4.085 (Prob. <0.001) y mín 0.604 (Prob. 0.273)
Homicidios por cada 100 mil hab.	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.: 0.029) <i>Estadísticos t: máx 0.671 (Prob. 0.251)</i>	F3 no permite rechazar la hipótesis de homogeneidad de los parámetros (Prob.: 0.252) <i>Estadísticos t: máx 0.735 (Prob. 0.231)</i>	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.: 0.001) <i>Estadísticos t: máx 0.675 (Prob. 0.251)</i>	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.: <0.001) Estadísticos t: máx 2.939 (Prob. 0.002) y mín 0.332 (Prob. 0.370)
Tiempo de viaje a San José centro	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.<0.001) Estadísticos t: mín 2.300 (Prob. 0.011)	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.<0.001) Estadísticos t: mín 2.579 (0.005)	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.: <0.001) Estadísticos t: máx 2.585 (Prob. 0.005) y mín 0.055 (Prob. 0.478)	F3 implica heterogeneidad de los parámetros (Prob.: <0.001) Estadísticos t: máx 5.784 (Prob. <0.001) y mín 0.444 (Prob. 0.328)

F3: estadístico F según Leung et al. (2000). En **negrita**: no existe heterogeneidad espacial en los coeficientes. En *cursiva*: estadístico t no es localmente significativo en ningún caso.

Es posible que este fenómeno se encuentre asociado a la disponibilidad de tierra libre suficiente que permita construir condominios horizontales (generalmente en la periferia de las ciudades es que existe suficiente área,

donde en algunas zonas ya existe una considerable cantidad de población de bajos ingresos, notablemente al sur de la ciudad), una restricción no considerada en los presentes modelos.

FIGURA 4  
PATRONES DE COEFICIENTES DE REGRESIÓN Y DETERMINACIÓN SELECCIONADOS. MODELO 1  
(VARIABLE DEPENDIENTE: ÁREA DE TODOS LOS CONDOMINIOS)



Los modelos centrados en los distritos del oeste de la GAM son más poderosos predictivamente (tienen estadísticos más significativos, coeficientes de determinación ajustados mayores) y los factores determinantes tienen magnitudes mayores en términos absolutos cuanto más al oeste de la zona de estudio se encuentren. La figura 3 muestra, para el modelo 1, la variación del coeficiente de las regresiones locales para los índices de aislamiento corregido (de ingresos altos) y su estadístico t, donde se ve claramente el patrón Este-Oeste.

Igualmente, el valor absoluto del coeficiente de la variable índice de desigualdad corregido (de ingresos bajos) tiene un patrón similar. Sin embargo, este patrón no es completamente dominante: por ejemplo, el coeficiente de determinación ajustado de las regresiones locales del modelo 1 es mayor para los puntos de regresión (centroides de distritos) hacia el Sureste de la zona de estudio (conjunto de distritos que conforman las áreas metropolitanas de San José y Heredia), con los valores de  $R^2$  menores en el extremo Norte.

## 5. CONSIDERACIONES FINALES

En general se puede decir que, dentro del área de estudio, los más pobres parecen obligados y, los más ricos intentan vivir, lo más cerca posible de personas de disponibilidades económicas similares, lo cual no es extraño, y sigue una lógica similar a la de cualquier país con importantes brechas sociales de equidad y de oportunidades económicas. Aspectos como que el AMSJ ofrezca más oportunidades de empleo y acceso a servicios y que cuente con un sistema de transporte público con limitaciones provocan que el crear en las regiones metropolitanas analizadas una ciudad realmente integrada sea difícil.

Tanto el AMSJ como el AMH crecieron mucho en las últimas décadas, de una manera desordenada, fomentada por la falta de una política de planificación territorial. Como consecuencia, la ciudad amplió su segregación a áreas más grandes y en general, las distancias físicas entre los grupos aumentaron. La topografía y la orografía de la zona de estudio han sido elementos diferenciadores importantes y barreras naturales que aumentan la segregación efectiva a consecuencia de los cañones de los ríos montañosos, a pesar de las apariencias de la gran cercanía en algunos casos (Belén, La Carpio por ejemplo).

Se encontraron variaciones espaciales importantes y sistemáticas en los factores sociales determinantes de la localización de condominios, que en parte responden a la concentración de condominios al oeste de la ciudad de San José. Las principales relaciones identificadas incluyen una relación directa con los índices de aislamiento (de grupos tanto de altos como de bajos ingresos) y una relación inversa con el índice de desigualdad de grupos de bajos ingresos. No son significativos como determinantes ni la tasa de defunciones por homicidios ni los índices de desigualdad para grupos de ingresos altos.

Los condominios no se localizan en concentraciones de altos ingresos per se: evitan concentraciones de población de bajos ingresos (relación negativa con el índice de desigualdad para bajos ingresos en los modelos globales y

en los modelos locales). Los condominios están en zonas donde existe poca interacción entre distintos grupos sociales (índices de aislamiento positivamente relacionados con cantidad de condominios para modelos globales y locales).

Los condominios buscan localizarse en zonas relativamente alejadas de San José, lo cual probablemente sea una variable proxy para la periferia –y el área libre que allí abunda. Refleja además una mayor afluencia de los habitantes de los condominios (los tiempos de viaje estimados corresponden a vehículos privados; los viajes de mayor duración probablemente no sean factibles en transporte público del todo, por lo cual se requiere un ingreso mínimo que incluya la tenencia y uso de automóviles para poder vivir en las zonas que concentran más condominios).

Los resultados encontrados, parecen insinuar una segregación creciente puesto que los condominios se están generalizando rápidamente en las áreas metropolitanas estudiadas. Una hipótesis es que esto está relacionado con la creciente desigualdad (coeficiente de Gini) que muestra Costa Rica. Es necesario explorar todavía más las características de los condominios y su relación con otras variables urbanas. Eventualmente el nuevo censo del 2011 cuyos segmentos censales son diferentes permitirá comparar algunos de estos resultados y capturar los fuertes cambios.

Por último, es importante desarrollar un conjunto de investigaciones que mejoren, complementen y profundicen los análisis presentados en este estudio y especialmente se orienten a: explorar la interacción entre diferentes factores determinantes de la segregación residencial, y analizar los mecanismos mediante los cuales el problema de segregación se reproduce intergeneracionalmente. Además es urgente identificar el impacto positivo o negativo que un conjunto de intervenciones de política pública tiene sobre el problema de segregación. Son en particular relevantes aquellas relacionadas con construcción de vivienda y regulaciones urbanas, equipamiento urbano, desarrollo de infraestructura vial y medios de transporte.

## 6. REFERENCIAS

- Alpízar, M. 1994. *Evaluación del crecimiento residencial en el Gran Área Metropolitana. Período 1984-1992*. Trabajo final de graduación de Licenciatura. Escuela de Ingeniería Civil, Universidad de Costa Rica
- Anselin, L. 1995. Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geogr Anal*, 27(2), 93-115
- Arriagada Luco, C. 2003. Segregación residencial en áreas metropolitanas de América Latina: magnitud, características, evolución e implicaciones de política. Santiago: CEPAL.
- Atkinson, R. y J. Flint. 2004. Fortress UK? Gated Communities, the Spatial Revolt of the Elites and Time-Space Trajectories of Segregation. *Hous. Stud.*, 19(6), 875-892
- Bell, W. 1954. A probability model for the measurement of ecological segregation. *American Sociological Review*, 32, 357-364.
- Blakely, E.J. y M.G. Snyder. 1997. *Fortress America. Gated Communities in the United States*. Washington DC y Cambridge, MA: Brookings Institution y Lincoln Institute of Land Policy
- Brenes, G. 2004. Segregación residencial de los inmigrantes nicaragüenses en Costa Rica en 2000. En *Costa Rica a la luz del censo del 2000*, ed. L. Rosero, 29-62. San José: Centro Centroamericano de Población, Universidad de Costa Rica, Programa Estado de la Nación, Instituto Nacional de Estadística y Censos
- Brundson, C., A.S. Fotheringham y M. Charlton. 1999. Some notes on parametric significance tests for geographically Weighted regression. *Journal of Regional Science*, 39(3), 497-524
- Carmona, K., M. Ramos y F. Sánchez (2005). *Dimensión espacial de la pobreza, desigualdad y polarización en Costa Rica incorporando el principio de la línea de ingreso, periodo 2000-2001*. Trabajo final de graduación de Licenciatura. Escuela de Economía, Universidad de Costa Rica
- Cliff, A.D. y J.K. Ord. 1981. *Spatial Processes: Models and Applications*. Londres: Pion
- Collado, A. 2004. Distribución espacial de la fecundidad adolescente en la Gran Area Metropolitana de Costa Rica. En *Costa Rica a la luz del censo del 2000*, ed. L. Rosero, 29-62. San José: Centro Centroamericano de Poblacion, Universidad de Costa Rica, Programa Estado de la Nacion, Instituto Nacional de Estadística y Censos
- Duncan, O.D. y B. Duncan. 1955a. A methodological analysis of segregation indexes. *American Sociological Review*, 41, p. 210-217
- Duncan, O.D. y Duncan, B. 1955b. Residential distribution and occupational stratification. *American Journal of Sociology*, 60, 493-503
- Duncan, O.D., R.P. Cuzzoert y B. Duncan. 1961. *Statistical geography. Problems in analyzing areal data*. Glencoe, Illinois: The Free Press of Glencoe
- Fotheringham, A.S., C. Brundson y M. Charlton. 2002. *Geographically Weighted Regression*. West Sussex: John Wiley & Sons
- Hall, C. 1978. *El café y el desarrollo histórico geográfico de Costa Rica*. San José: Universidad Nacional
- Jakubs, J. F. 1981. A distance based segregation index. *Journal of Socio-Economic Plannig Sciences*, 15, 129-141

- Leung, Y., C.L. Mei y W.X. Zhang. 2000. Statistical tests for spatial nonsationarity based on the geographically wighted regression model. *Environment and Planning A*, 32(1), 9-32
- Madrigal, J. 2004. Estratificación de hogares y segmentos por niveles de ingreso en el censo 2000. En *Costa Rica a la luz del censo del 2000*, ed. L. Rosero. San José: Centro Centroamericano de Población, Universidad de Costa Rica, Programa Estado de la Nación, Instituto Nacional de Estadística y Censos
- Massey, D. 2002. A brief history of human society: the origin and role of emotion in social life. *American Sociological Review*, 67, 1.
- Massey, D.S. 1985. Ethic residential segregation: a theoretical syntesis and empirical review. *Sociology and Social Research*, 69, 315-350.
- Massey, D.S. y N.A. Denton. 1988 The dimensions of residential segregation. *Social Forces*, 67, 281-315
- Massey, D., M. White y V. Phua. 1996. The dimensions of segregation revisited. *Sociological Methods & Research*, 24, 2.
- Massey, D.S. y N.A. Denton. 1989. Hypersegregation in U.S. Metropolitan Areas: Black and Hispanic segregation along five dimensions. *Demography*, 26(3), 373-391.
- Mayor, M. A.J. López. 2005. *El análisis shift-share espacial: nuevos desarrollos*. Oviedo, Universidad de Oviedo, Departamento de Economía Aplicada.
- Mora, M. y F. Solano. 1992. *Nuevas tendencias del desarrollo urbano en Costa Rica: el caso del Area Metropolitana de San José*. San José, Alma Mater
- Moran, P.A.P. 1950. Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*, 37(1-2), 17-23
- Morrill, R.L. On the measure of geographical segregation. *Geography Research Forum*, 1991, vol. 11, p. 25-36.
- Morrill, R.L. Racial segregation and class in a liberal metropolis. *Geographical Analysis*, 1995, vol. 27, p. 22-41.
- Pérez, E. 2010. Tendencias en los patrones de urbanización en la Gran Área Metropolitana, 2001-2008. Presentado en las *Jornadas de Investigación de la Facultad de Ingeniería 2010*, 17-20 de agosto
- Pujol Mesalles, R. 1988. *Policy Instruments for Spatial Development of the San Jose Greater Metropolitan Area: Regulation, Taxation and Infrastructure Investments*. Tesis de Maestría. Departamento de Planificación de Ciudades, Universidad de California-Berkeley
- Pujol Mesalles, R. 2002. Diferencias entre zonas urbanas y rurales de Costa Rica: análisis estadístico de la información del Censo 2000. Presentado en el simposio *Costa Rica a la luz del Censo del 2000*
- Pujol, R. y el equipo de ProDUS. 2004. *Segregación Social en el Gran Área Metropolitana*. San José, ProDUS para el Programa Estado de la Nación.
- Pujol, R. 2005. Sistema de transporte en la región metropolitana de San José. En *Transporte urbano en Latinoamérica y el Caribe: Estudio de casos (San José, Puebla, Puerto España, Puerto Príncipe)*, ed. Y. Bussièrre. San José, FLACSO-Costa Rica
- Pujol R, E. Pérez y L. Sánchez. 2009. *Hacia un cambio en la oferta de vivienda en*

*la GAM: Una exploración desde los grandes desafíos planteados por la demanda potencial de vivienda de la región.* Programa Estado de la Nación en Desarrollo Humano Sostenible. XV Informe. San José, Costa Rica.

- R Development Core Team 2009. *R: A language and environment for statistical computing.* R Foundation for Statistical Computing. Viena, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>
- Sabatini, F., G. Cáceres y J. Cerda. 2001. Segregación residencial en las principales ciudades chilenas: Tendencias de las tres últimas décadas y posibles cursos de acción. *Eure*, 27(82), 21-42
- Solano, J. y R. Pujol Mesalles. 2005. *Análisis sobre la Localización Espacial de los Precarios en la Gran Área Metropolitana.* San José: ProDUS, Universidad de Costa Rica para FUPROVI
- Stearns, L.B. y J.R. Logan. 1986. Measuring trends in segregation: three dimensions, three measures. *Urban Affairs Quarterly*, 22, pp. 124-150.
- White, M. J. 1986. Segregation and diversity measures in population distribution. *Population Index*, 52, pp. 198-221.
- White, M. J. 1983. The measurement of spatial segregation. *American Journal of Sociology*, 88, pp. 1008-1019.
- Wong, D.W.S. 1993. Spatial indices of segregation. *Urban Studies*, 30, pp. 559-572.
- Wong, D.W.S. 1999. Geostatistics as measures of spatial segregation. *Urban Geography*, 20, pp. 635-647
- Wong, D.W.S. 1998. Measuring multiethnic spatial segregation. *Urban Geography*, 19, pp. 77-87