



MINISTÉRIO DA CIÊNCIA E TECNOLOGIA

INSTITUTO NACIONAL DE PESQUISAS ESPACIAIS

**ÍNDICES ESPACIAIS PARA MENSURAR A SEGREGAÇÃO RESIDENCIAL:
O CASO DE SÃO JOSÉ DOS CAMPOS (SP)**

Flávia da Fonseca Feitosa

Dissertação de Mestrado do Curso de Pós-Graduação em Sensoriamento Remoto,
orientada pelos Drs. Gilberto Câmara e Antônio Miguel Vieira Monteiro.

INPE
São José dos Campos

2005

MINISTÉRIO DA CIÊNCIA E TECNOLOGIA
INSTITUTO NACIONAL DE PESQUISAS ESPACIAIS

ÍNDICES ESPACIAIS PARA MENSURAR A SEGREGAÇÃO RESIDENCIAL:
O CASO DE SÃO JOSÉ DOS CAMPOS (SP)

Flávia da Fonseca Feitosa

Dissertação de Mestrado do Curso de Pós-Graduação em Sensoriamento Remoto,
orientada pelos Drs. Gilberto Câmara e Antônio Miguel Vieira Monteiro.

INPE
São José dos Campos
2005

*Ao retornar de sua última missão,
Marco Polo encontrou Kublai Khan a sua espera,
sentado diante de um tabuleiro de xadrez.
Com um gesto, convidou-o a sentar à sua frente
e descrever-lhe as cidades que visitara
apenas com o auxílio do xadrez.
(...)*

*Ao contemplar essas paisagens essenciais,
Kublai refletia sobre a ordem invisível
que governava a cidade,
sobre as regras a que respondiam o seu surgir
e formar-se e prosperar e adaptar-se às estações
e definhando e cair em decadência.*

*Às vezes, parecia-lhe estar prestes a descobrir
um sistema coerente e harmônico que estava por trás
das infinitas deformidades e desarmonias,
mas nenhum modelo resistia
à comparação com o jogo de xadrez.*

*Pode ser que, em vez de insistir em evocar
com o magro auxílio de peças de marfim
visões de qualquer modo destinadas ao esquecimento,
bastasse jogar uma partida segundo as regras
e contemplar cada um dos estados sucessivos do tabuleiro,
como uma das inúmeras formas
em que o sistema de formas se organiza e se destrói.*

Italo Calvino, em “As Cidades Invisíveis”.

*A meus pais,
Emilson Feitosa e
Vera Lúcia da Fonseca Feitosa.*

AGRADECIMENTOS

Agradeço a todos que contribuíram, de forma direta ou indireta, para a realização deste trabalho, em especial:

Aos meus orientadores, Dr. Gilberto Câmara e Dr. Antônio Miguel V. Monteiro, pela confiança, orientação, apoio e constante incentivo.

Ao INPE, pela oportunidade de participar de seu programa de pós-graduação, e à CAPES, pelo apoio financeiro durante o curso de mestrado.

À equipe da DPI, por estarem sempre dispostos a ajudar.

À Patrícia Genovez, Marcelo Alves e Cláudia Gonçalves, pela concessão de dados referentes à área de estudo.

Ao Marcelino P. S. Silva e Thomas Koschitzki, pelas implementações indispensáveis para a elaboração deste trabalho e por toda boa vontade, disposição e incentivo.

Às amigas Paulina Hoffmann e Carolina M. D. Pinho, pelo companheirismo durante nossos trabalhos de campo.

Aos amigos do INPE, pelos momentos de alegria e descontração, principalmente aos amigos Andréia, Cláudia, Elisabeth, André, Veraldo, Roberta, Fabrício, Thiago, Eloy, Ivonete, Olga, Danilo, Adair, Sérgio, Marcelo, Murilo, Luciana, Daniela, Rogério, Eva, Karla, Alexandre, Ana Carolina, Joanito e Joelma.

À minha família, pela eterna torcida, e principalmente a meus pais, pelo constante apoio, entusiasmo e por me incentivarem a prosseguir pelo caminho que escolhi.

RESUMO

Segregação residencial representa a separação entre famílias pertencentes a distintos grupos sociais. Na América Latina, onde os atributos que a caracterizam são principalmente socioeconômicos, são inúmeras as evidências acerca dos impactos negativos que este fenômeno provoca sobre a cidade e a vida de seus cidadãos. Tais constatações têm demandado uma compreensão mais detalhada sobre a segregação residencial.

Neste sentido, medidas de segregação são ferramentas úteis para a análise de padrões, causas e conseqüências deste fenômeno. Contudo, a maioria dos estudos focados em sua mensuração baseia-se em índices não-espaciais e globais, ou seja, medidas incapazes de considerar o arranjo espacial da população e de apontar as variações do grau de segregação ao longo da cidade. Além disto, a utilização de índices de segregação nestes trabalhos não vem acompanhada da adoção de um limiar criterioso que determine se a distribuição populacional em questão é segregada ou não.

Esta dissertação tem como objetivo a elaboração e avaliação de métodos e técnicas de mensuração da segregação capazes de superar as limitações mencionadas. Especificamente, foram propostos: (a) índices espaciais de segregação, construídos a partir da extensão de índices globais e não-espaciais existentes; (b) índices locais de segregação, desenvolvidos a partir da decomposição dos índices espaciais propostos; e (c) a aplicação de um teste estatístico para a verificação da significância dos índices calculados sobre um determinado arranjo populacional.

Os métodos e técnicas propostos foram avaliados sobre um conjunto de dados artificiais bem como sobre os dados de São José dos Campos (SP) referentes aos anos de 1991 e 2000. Por intermédio deste experimento, foi possível a identificação de padrões de segregação residencial vigentes na cidade no período estudado.

SPATIAL INDICES FOR MEASURING RESIDENTIAL SEGREGATION: THE CASE OF SÃO JOSÉ DOS CAMPOS (SP)

ABSTRACT

Residential segregation is the separation among families belonging to different social groups. In Latin America, where the attributes that characterize segregation are mainly socioeconomic, there are several evidences about the negative impacts of this phenomenon on the city and the life of their citizens. Such evidences have demanded a more detailed comprehension of residential segregation.

In this context, segregation measures are useful tools for the analysis of patters, causes and consequences of this phenomenon. However, most of the studies focused on segregation measurement have so far relied on nonspatial and global indices. In other words, the applied measures are unable to consider the spatial arrangement of population and to show the variation of segregation along the city. Besides, the use of segregation measures in these studies has not been followed by any procedure for assessing a threshold that determines whether a certain population distribution is segregated or not.

The purpose of this work is the formulation and evaluation of methods and techniques of segregation measurement that are able to overcome the mentioned shortcomings. Specifically, we proposed: (a) spatial segregation indices, obtained by the extension of existing global and nonspatial indices; (b) local indices of segregation, developed by the decomposition of the proposed spatial indices; and (c) the application of a statistical test to determine the significance of the computed indices.

The proposed methods and techniques were evaluated using an artificial dataset as well as São José dos Campos (SP) data from 1991 and 2000. By means of this experiment, it was possible to identify segregation patterns in the city during the period of study.

SUMÁRIO

Pág.

LISTA DE FIGURAS

LISTA DE TABELAS

LISTA DE SÍMBOLOS

LISTA DE SIGLAS E ABREVIATURAS

| | |
|-------------------------------------------------------------------------------------|------------|
| CAPÍTULO 1 - INTRODUÇÃO | 27 |
| 1.1 Objetivos..... | 32 |
| 1.2 Organização da Dissertação..... | 33 |
| CAPÍTULO 2 - SEGREGAÇÃO RESIDENCIAL: CONCEITOS E MEDIDAS.. | 35 |
| 2.1 Segregação Residencial Socioeconômica: Definição e Contextualização | 35 |
| 2.2 Medidas de Segregação Residencial | 42 |
| 2.2.1 Primeira Fase: Medidas de Segregação Dicotômicas..... | 42 |
| 2.2.2 Segunda Fase: Medidas de Segregação para Vários Grupos..... | 44 |
| 2.2.3 Terceira Fase: Medidas Espaciais de Segregação | 46 |
| CAPÍTULO 3 - MEDIDAS ESPACIAIS DE SEGREGAÇÃO RESIDENCIAL... | 51 |
| 3.1 Construção de Índices Espaciais de Segregação | 51 |
| 3.2 Elaboração de Índices Locais de Segregação | 59 |
| 3.3 Índices Espaciais de Segregação para Superfícies de Densidade Populacional..... | 61 |
| 3.4 Validação dos Resultados dos Índices de Segregação Residencial..... | 64 |
| 3.5 Experimentos Utilizando Conjuntos de Dados Artificiais | 67 |
| 3.6 Considerações Adicionais..... | 77 |
| CAPÍTULO 4 - SEGREGAÇÃO RESIDENCIAL EM SÃO JOSÉ DOS CAMPOS | 79 |
| 4.1 Área de Estudo | 79 |
| 4.2 Índices Espaciais de Segregação para Dados Agregados em Áreas..... | 86 |
| 4.2.1 Intensidade Populacional Local..... | 88 |
| 4.2.2 Índices Globais e Locais: Dimensão Dispersão/Agrupamento | 89 |
| 4.2.3 Índices Globais e Locais: Dimensão Exposição/Isolamento | 103 |
| 4.3 Índices Espaciais de Segregação para Superfícies de Densidade Populacional..... | 120 |
| 4.3.1 Densidade Populacional Local | 122 |
| 4.3.2 Índices Globais e Locais: Dimensão Dispersão/Agrupamento | 123 |
| 4.3.3 Índices Globais e Locais: Dimensão Exposição/Isolamento | 129 |
| 4.4 Considerações Adicionais..... | 136 |
| CAPÍTULO 5 - CONCLUSÕES | 139 |
| REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 145 |
| APÊNDICE A | 153 |
| COMPATIBILIZAÇÃO DOS DADOS CENSITÁRIOS DE SÃO JOSÉ DOS CAMPOS..... | 153 |

| | |
|----------------------------------------------------------------------------------|------------|
| A.1 Dados de Entrada..... | 153 |
| A.2 Registro das Imagens LANDSAT e Delimitação das Áreas de Ocupação Urbana..... | 155 |
| A.3 Compatibilização dos Dados Censitários de 1991 e 2000..... | 157 |
| APÊNDICE B..... | 163 |
| GERAÇÃO DE SUPERFÍCIES DE DENSIDADE POPULACIONAL | 163 |

LISTA DE FIGURAS

| | |
|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| 2.1 - Problema do tabuleiro de damas (<i>checkerboard problem</i>). | 46 |
| 2.2 - Dimensões da segregação residencial. | 47 |
| 3.1 - Exemplo de distribuição simulada do índice de dissimilaridade $\check{D}(m)$ | 66 |
| 3.2 - Conjuntos de dados artificiais. | 68 |
| 3.3 - Função gaussiana. | 69 |
| 3.4 - Distribuição simulada do índice $\check{D}(m)$, largura de banda de 10 m, para os conjuntos de dados A e B. | 71 |
| 3.5 - Índice de dissimilaridade local, calculado para os conjuntos de dados A, B e C. | 73 |
| 3.6 - Índice de isolamento local do grupo 1, calculado para os conjuntos de dados A, B e C. | 75 |
| 3.7 - Índice de exposição local do grupo 1 ao grupo 3, calculado para os conjuntos de dados A, B e C. | 76 |
| 4.1 - Localização da área de estudo, São José dos Campos. | 80 |
| 4.2 - Referenciais da área urbana de São José dos Campos. | 81 |
| 4.3 - Comparação da renda e escolaridade dos chefes de família em 1991 e 2000, na cidade de São José dos Campos. | 85 |
| 4.4 - Mapa da porcentagem de chefes de família com rendimento superior a 20 salários mínimos. | 85 |
| 4.5 - Mapa da porcentagem de chefes de família com rendimento de até 2 salários mínimos. | 86 |
| 4.6 - Distribuição simulada do índice $\check{D}(m)$ (em laranja) e o valor observado sobre os dados originais (em vermelho) - renda dos chefes de família no ano 2000 e larguras de banda de 400 m e 2000 m. | 91 |
| 4.7 - Abrangência aproximada das funções de proximidade utilizadas no cômputo dos índices locais. | 94 |
| 4.8 - Espacialização dos índices locais de dissimilaridade (1991 e 2000) considerando a variável renda dos chefes de família, largura de banda igual a 400 m. | 95 |
| 4.9 - Espacialização dos índices locais de dissimilaridade (1991 e 2000) considerando a variável escolaridade dos chefes de família, largura de banda igual a 400 m. | 96 |
| 4.10 - Identificação das 10 unidades de área com os maiores índices de dissimilaridade local (ano 2000, $bw = 400$ m) e composição populacional destas unidades e de suas intensidades populacionais locais. | 97 |
| 4.11 - Rua do bairro Campo dos Alemães. | 98 |
| 4.12 - Condomínio no bairro Jardim Colinas. | 98 |
| 4.13 - Identificação das 10 unidades de área com os menores índices de dissimilaridade local (ano 2000, $bw = 400$ m) e composição populacional destas unidades e de suas intensidades populacionais locais. | 99 |
| 4.14 - Espacialização dos índices locais de dissimilaridade (1991 e 2000) considerando a variável renda dos chefes de família, largura de banda igual a 2000 m. | 100 |
| 4.15 - Identificação das 10 unidades de área com os maiores índices de dissimilaridade local (ano 2000, $bw = 2000$ m) e composição populacional destas unidades e suas intensidade populacionais locais. | 102 |

| | |
|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| 4.16 - Espacialização dos índices locais de isolamento dos chefes de família com rendimento de 20 s.m. ou superior (1991 e 2000), largura de banda igual a 400 m. | 111 |
| 4.17 - Caracterização dos núcleos de isolamento de chefes de família com rendimento superior a 20 s.m. (ano 2000, bw = 400 m)..... | 113 |
| 4.18 - Espacialização dos índices locais de isolamento dos chefes de família com 15 anos de estudo ou mais (1991 e 2000), largura de banda igual a 400 m. | 114 |
| 4.19 - Espacialização dos índices locais de isolamento dos chefes de família com rendimento de até 2 s.m. ou sem rendimento (1991 e 2000), largura de banda igual a 400 m. | 115 |
| 4.20 - Espacialização dos índices locais de isolamento dos chefes de família com 3 anos de estudo ou menos (1991 e 2000), largura de banda igual a 400 m..... | 116 |
| 4.21 - Locais identificados como núcleos de isolamento de chefes de família com rendimento de até 2 salários mínimos (ano 2000, bw = 400 m)..... | 117 |
| 4.22 - Espacialização dos índices locais de exposição dos chefes de família com rendimento de até 2 s.m. ou sem rendimento aos chefes de família com rendimento superior a 20 s.m. (1991 e 2000), largura de banda igual a 400 m..... | 118 |
| 4.23 - Favelas (indicadas em azul) que se situam em áreas cujo índice local de exposição dos chefes de família com rendimento inferior a 2 s.m. aos chefes com rendimento superior a 20 s.m. apresentou-se elevado no ano 2000. | 120 |
| 4.24 - Polígono de grandes dimensões cuja área ocupada é contígua à de polígonos vizinhos..... | 123 |
| 4.25 - Espacialização do índice local de dissimilaridade (ano 2000) considerando a variável renda dos chefes de família, largura de banda igual a 400 m. | 125 |
| 4.26 - Comparação entre mapas dos índices de dissimilaridade local para dados de contagem agregados e para superfícies de densidade, considerando a variável renda dos chefes de família e vizinhança local, largura de banda igual a 400 m..... | 126 |
| 4.27 - Identificação das áreas correspondentes às 100 células com os maiores valores de $\tilde{d}_j(m)$ | 127 |
| 4.28 - Comparação entre mapas dos índices de dissimilaridade para dados de contagem agregados e para superfícies de densidade, considerando a variável renda dos chefes de família e largura de banda igual a 2000 m. | 128 |
| 4.29 - Comparação entre mapas dos índices de isolamento local dos chefes de família com rendimento superior a 20 s.m., para dados de contagem agregados e para superfícies de densidade, largura de banda igual a 400 m..... | 133 |
| 4.30 - Polígono com grande disparidade interna: comparação entre os resultados dos índices de isolamento para dados de contagem agregados e para superfícies de densidade. | 135 |
| A.1 - Distribuição dos pontos de controle sobre a área urbana – Imagem LANDSAT-5/TM (27/04/90). | 156 |
| A.2 - Delimitação das manchas urbanas (em vermelho) sobre as imagens LANDSAT-5/TM (27/04/90) e LANDSAT-7/ETM+ (09/01/00)..... | 157 |
| A.3 - Processo de elaboração da base geográfica compatibilizada. | 158 |
| A.4 - Exemplos de registros da tabela de equivalência e geometria dos polígonos correspondentes. | 160 |
| A.5 - Setor 35499005000045 (1991) sobre a mancha urbana de 1990. | 160 |

| | |
|--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| B.1 - Subtração da máscara de densidade nula sobre os setores censitários de 2000 para a obtenção das áreas residenciais ou mistas contidas em cada setor censitário. .. | 165 |
| B.2 - Campo dos Alemães: (a) Setor com tipologia homogênea das edificações e (b) foto do bairro. | 166 |
| B.3 - Centro da Cidade: (a) Setor com disparidades tipológicas internas, porém sem padrões de agrupamento e (b) foto do bairro..... | 166 |
| B.4 - Banhado: Setor com disparidades tipológicas internas quanto à situação socioeconômica) e com padrões de agrupamento. | 167 |
| B.5 - Vila Tatetuba: Setor com disparidades tipológicas internas quanto à densidade e com padrões de agrupamento. | 168 |

LISTA DE TABELAS

| | |
|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----|
| 3.1 - Comparação entre índices espaciais e não-espaciais da dimensão dispersão/agrupamento (variação entre 0 e 1). | 70 |
| 3.2 - Comparação entre índices espaciais e não-espaciais da dimensão exposição/isolamento (variação entre 0 e 1)..... | 72 |
| 4.1 - Evolução da população de São José dos Campos no período entre 1940 e 2000. . | 83 |
| 4.2 - Grupos socioeconômicos considerando as variáveis renda e escolaridade dos chefes de família, a proporção destes grupos nos anos de 1991 e 2000 (τ_n) e o valor da variável renda ou escolaridade atribuído para cada um deles (X_n). | 88 |
| 4.3 - Índices globais da dimensão dispersão/agrupamento, considerando a variável renda dos chefes de família. | 90 |
| 4.4 - Índices globais da dimensão dispersão/agrupamento, considerando a variável escolaridade dos chefes de família. | 91 |
| 4.5 - Índices espaciais de exposição considerando a variável renda e função gaussiana com largura de banda igual a 400 m. | 105 |
| 4.6 - Índices espaciais de exposição considerando a variável renda e função gaussiana com largura de banda igual a 2000 m. | 105 |
| 4.7 - Índices espaciais de exposição considerando a variável escolaridade e função gaussiana com largura de banda igual a 400 m. | 106 |
| 4.8 - Índices espaciais de exposição considerando a variável escolaridade e função gaussiana com largura de banda igual a 2000 m. | 106 |
| 4.9 - Índices espaciais de isolamento considerando a variável renda, função gaussiana e largura de banda igual a 400 m. | 109 |
| 4.10 - Índices espaciais de isolamento considerando a variável renda, função gaussiana e largura de banda igual a 2000 m. | 109 |
| 4.11 - Índices espaciais de isolamento considerando a variável escolaridade, função gaussiana e largura de banda igual a 400 m. | 110 |
| 4.12 - Índices espaciais de isolamento considerando a variável escolaridade, função gaussiana e largura de banda igual a 2000 m. | 110 |
| 4.13 - Índices espaciais de dissimilaridade para superfícies de densidade considerando as variáveis renda e escolaridade dos chefes de família (ano de 2000) e larguras de banda de 400 m e 2000 m. | 124 |
| 4.14 - Índices espaciais de exposição para superfícies de densidade considerando a variável renda dos chefes de família. | 130 |
| 4.15 - Índices espaciais de exposição para superfícies de densidade considerando a variável escolaridade dos chefes de família. | 131 |
| 4.16 - Índices espaciais de isolamento para superfícies de densidade considerando a variável renda dos chefes de família. | 132 |
| 4.17 - Índices espaciais de isolamento para superfícies de densidade considerando a variável escolaridade dos chefes de família. | 132 |
| A.1 - Formação dos setores de 1996 quanto à composição da área e operação para a formação. | 155 |
| A.2 - Especificações das imagens LANDSAT incorporadas ao banco de dados. | 155 |

A.3 - Coordenadas dos pontos de controle para o registro das imagens. 156

LISTA DE SÍMBOLOS

- $\tilde{\rho}_j$ - Densidade populacional local da célula j
- $\tilde{\rho}_{jm}$ - Densidade populacional local do grupo m na célula j
- D - Índice de dissimilaridade (não-espacial)
- $D(m)$ - Índice de dissimilaridade generalizado (para 2 ou mais grupos populacionais)
- $P_{(m,n)}^*$ - Índice de exposição do grupo m ao n (não-espacial)
- I - Índice de interação
- Q_m - Índice de isolamento do grupo m (não-espacial)
- ISR - Índice de segregação residencial (não-espacial)
- \tilde{L}_j - Intensidade populacional local na unidade de área j
- \tilde{L}_{jm} - Intensidade populacional local do grupo populacional m na unidade de área j
- τ_n - Proporção do grupo populacional n
- τ_m - Proporção do grupo populacional m
- $\tilde{\tau}_{jm}$ - Proporção local do grupo m na unidade de área j (dados agregados)
- $\tilde{\tau}_{jm}$ - Proporção local do grupo m na unidade de área j (dados contínuos)
- σ^2 - Variância
- $\tilde{D}(m)$ - Versão espacial do índice de dissimilaridade generalizado para dados agregados
- $\tilde{D}(m)$ - Versão espacial do índice de dissimilaridade generalizado para dados contínuos
- $\tilde{P}_{(m,n)}^*$ - Versão espacial do índice de exposição do grupo m ao n para dados agregados
- $\tilde{P}_{(m,n)}^*$ - Versão espacial do índice de exposição do grupo m ao n para dados contínuos
- \tilde{Q}_m - Versão espacial do índice de isolamento do grupo m para dados agregados

- \tilde{Q}_m - Versão espacial do índice de isolamento do grupo m para dados contínuos
- \tilde{ISR} - Versão espacial do índice de segregação residencial para dados agregados
- $d_j(m)$ - Versão local do índice $D(m)$ (não-espacial)
- $\tilde{d}_j(m)$ - Versão local do índice $\tilde{D}(m)$ (para dados agregados)
- $\tilde{d}_j(m)$ - Versão local do índice $\tilde{D}(m)$ (para dados contínuos)
- $p_{j(m,n)}^*$ - Versão local do índice $P_{(m,n)}^*$ (não-espacial)
- $\tilde{p}_{j(m,n)}^*$ - Versão local do índice $\tilde{P}_{(m,n)}^*$ (para dados agregados)
- $\tilde{p}_{j(m,n)}^*$ - Versão local do índice $\tilde{P}_{(m,n)}^*$ (para dados contínuos)
- q_{jm} - Versão local do índice Q_m (não-espacial)
- \tilde{q}_{jm} - Versão local do índice \tilde{Q}_m (para dados agregados)
- \tilde{q}_{jm} - Versão local do índice \tilde{Q}_m (para dados contínuos)

LISTA DE SIGLAS E ABREVIATURAS

| | |
|-----------|-------------------------------------------------------------------------|
| a.e. | - Ano(s) de estudo |
| CEDEST | - Centro de Estudos de Desigualdades Sócio-Territoriais |
| CTA | - Centro Técnico Aeroespacial |
| DPI | - Divisão de Processamento de Imagens (INPE) |
| ETM+ | - <i>Enhanced Thematic Mapper Plus</i> |
| FUNCATE | - Fundação de Ciência, Aplicações e Tecnologia Espaciais |
| ICMS | - Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Prestação de Serviços |
| IBGE | - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística |
| INPE | - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais |
| ITA | - Instituto Tecnológico de Aeronáutica |
| LANDSAT | - <i>Land Satellite</i> |
| <i>bw</i> | - Largura de banda (<i>bandwidth</i>) |
| LEGAL | - Linguagem Espacial para Geoprocessamento Algébrico |
| MAUP | - <i>Modifiable Areal Unit Problem</i> |
| PMSJC | - Prefeitura Municipal de São José dos Campos |
| s.m. | - Salário(s) mínimo(s) |
| TM | - Sensor <i>Thematic Mapper</i> |
| SIG | - Sistema de Informação Geográfica |
| SPRING | - Sistema de Processamento de Informações Georeferenciadas |
| SAD/69 | - <i>South America Datum</i> – 1969 |
| UTM | - <i>Universal Transverse Mercator</i> (Sistema de Projeção Geográfica) |

ZRUF - Zona Residencial Unifamiliar Homogênea

CAPÍTULO 1

INTRODUÇÃO

Embora represente a maior economia da América do Sul, o Brasil permanece como o campeão das desigualdades socioeconômicas na América Latina e Caribe (The World Bank, 2004). Segundo dados referentes à distribuição de renda no país, apenas 1% da população concentra 13,5% do total de rendimentos, um percentual próximo aos 14,4% acumulados pelos 50% menos favorecidos economicamente (IBGE, 2004b).

As desigualdades socioeconômicas materializam-se de maneira mais evidente nas cidades, locais marcados por contrastes (Kowarick, 2000) e nos quais emergem as mais diversas soluções habitacionais: favelas e habitações autoconstruídas em condições precárias, conjuntos habitacionais para famílias de baixa renda, edifícios formando condomínios de médio padrão, bairros de classe média com casas confortáveis, edifícios luxuosos e condomínios murados com casas de alto padrão controladas por sistemas de vigilância. Estas manifestações espaciais das desigualdades estão associadas à *segregação residencial socioeconômica*, conceito definido neste trabalho como a separação entre o local de moradia de famílias pertencentes a diferentes grupos socioeconômicos. A segregação residencial reflete uma disputa desigual em torno da apropriação das melhores combinações oferecidas pelas características físicas do território e pelas infra-estruturas urbanas que condicionam os fluxos de deslocamento para o trabalho, comércio e lazer (Villaça, 1998).

Na América Latina, existem inúmeros registros acerca das alterações que a segregação residencial provoca nos padrões de uso, ocupação e comportamento nas cidades, assim como dos danos que tais alterações geram nas mais diversas áreas (Caldeira, 2000; Kowarick, 2000; Ribeiro, 2001; Rodríguez, 2001; Sabatini et al., 2001; Genovez, 2002; Koga, 2003; Luco e Rodríguez, 2003; Maricato, 2003; Ribeiro e Santos Júnior, 2003; Torres, 2004). Situações de acentuada segregação residencial estão comumente relacionadas à imposição de prejuízos para famílias em desprivilegiada condição

socioeconômica, como dificuldades de acesso a equipamentos e serviços urbanos, infraestrutura precária ou inexistente e uma maior exposição a deslizamentos, enchentes e problemas de saúde. Dados estatísticos refletem este nítido contraste entre os locais de moradia dos grupos com diferentes condições socioeconômicas ao apontar, por exemplo, que entre os 10% mais favorecidos economicamente, 81,9% dos domicílios têm saneamento adequado, enquanto para os 40% menos favorecidos, este percentual é de apenas 37,3% (IBGE, 2000b).

Além das questões inerentes a características do território, a segregação residencial também mantém estruturas de oportunidades diferenciadas para cada grupo socioeconômico, o que tende a intensificar e reproduzir a exclusão social¹. A combinação entre exclusão e segregação está diretamente relacionada à redução das oportunidades de qualificação profissional e emprego, à discriminação racial e social, ao aumento da gravidez na adolescência, a uma maior exposição à violência, bem como à aquisição de um conjunto de valores, expectativas e condutas que dificultam uma mobilidade social ascendente (Rodríguez, 2001; Sabatini et al., 2001; Luco e Rodríguez, 2003; Maricato, 2003; Torres, 2004). Além disto, a concentração de famílias com baixo rendimento, antes associada ao surgimento de movimentos sociais reivindicativos, tem apresentado indícios de deterioração da vida comunitária e da capacidade de ação coletiva, conseqüentes da atuação de forças consideradas “erosivas”, como a criminalidade, baixa auto-estima e desconfiança (Sabatini et al., 2001; Luco e Rodriguez, 2003).

Em suma, a segregação não é somente um reflexo da desigualdade socioeconômica do país, como também um mecanismo de agravamento e reprodução da mesma (Luco e Rodríguez, 2003; Maricato, 2003). Associados a este processo, estão ainda impactos que afetam não apenas os excluídos, mas todos os moradores da cidade, como o aumento da violência, do medo e a proliferação de soluções como condomínios exclusivos e *shopping centers*, que intensificam ainda mais a segregação e suas

¹ Exclusão social, neste trabalho, é compreendida a partir do conceito *relacional e multidimensional* de exclusão/ inclusão social definido por Sposati (1996). Este conceito considera a existência de uma relação intrínseca entre a exclusão e a inclusão social resultante de uma interação entre múltiplas dimensões, tais como autonomia, desenvolvimento humano, equidade e qualidade de vida.

conseqüências (Caldeira, 2000). Além disto, estes empreendimentos contribuem para a deterioração da cidade ao fragmentá-la, renegar os espaços públicos e o convívio entre os diferentes (Caldeira, 2000). Tal realidade, hoje tão evidente, vai ao encontro do alerta de Lefebvre, ainda na década de 70, sobre a “destruição morfológica da cidade e da vida pública” promovida pelo fenômeno da segregação (Lefebvre, 2001, p. 95).

Diante dos inúmeros impactos negativos sobre a cidade e a vida de seus cidadãos, a segregação residencial vem assumindo um papel de destaque nos debates sobre políticas públicas urbanas (Rodríguez, 2001; Sabatini et al., 2001; Luco e Rodríguez, 2003; Torres et al., 2003; Torres, 2004). A emergente necessidade de novas propostas de políticas públicas que minimizem o processo de segregação residencial tem demandado uma compreensão mais detalhada do fenômeno. O atendimento a esta demanda, que representou a base da motivação do presente trabalho, depende de dois elementos básicos (Ramos, 2002): (a) um conjunto de conceitos e teorias que caracterizem a segregação residencial, seus padrões, causas e implicações e (b) métodos e técnicas de representação espacial e análise deste objeto de estudo.

A evolução no processo de compreensão da segregação residencial ocorre com a interação cíclica entre estes dois elementos: enquanto os conceitos e teorias fundamentam o processo de representação e análise da segregação, este permite a detecção de aspectos capazes de revelar novas propriedades do fenômeno. Estas propriedades devem ser traduzidas em novos conceitos e teorias - ou no refinamento dos já existentes - que, por sua vez, realimentam o ciclo e viabilizam uma contínua mutação dos elementos básicos. O foco desta dissertação diz respeito a um destes elementos, a construção de métodos e técnicas de representação e análise da segregação residencial, mais especificamente, de sua mensuração.

Apesar da atual ênfase destinada à questão da segregação residencial socioeconômica, existe ainda um reduzido número de trabalhos latino-americanos focados em sua mensuração. Os poucos trabalhos existentes baseiam-se em medidas não-espaciais, como o tradicional índice de dissimilaridade (Telles, 1995; Sabatini et al., 2001; Torres, 2004) ou índices baseados em variância (Rodríguez, 2001; Luco e Rodríguez, 2003).

Embora muito úteis, estes índices não consideram o arranjo espacial das unidades de área nas quais os dados utilizados estão agregados. Além disso, as medidas de segregação não vêm acompanhadas de um limiar criterioso que determine se a distribuição populacional em questão é segregada ou integrada. Em geral, limiares fixos são utilizados na interpretação dos resultados dos índices de segregação calculados, desconsiderando o fato de que estes variam em função da escala e geometria das unidades de área nas quais os dados analisados estão agregados.

Outra deficiência inerente aos tradicionais índices de segregação diz respeito ao seu caráter global, ou seja, são medidas sintéticas da segregação da cidade como um todo. Contudo, a segregação residencial é um processo que varia ao longo da cidade, e, por conseguinte, estudos desta natureza devem ser complementados pela aplicação de índices locais, capazes de apontar quais áreas encontram-se em situação mais crítica.

Considerando as questões levantadas, esta dissertação parte da hipótese de que a segregação residencial é um fenômeno mensurável, passível de representação a partir de dados socioeconômicos. O aprimoramento desta mensuração, porém, depende dos seguintes aspectos:

- (a) ***A incorporação da dimensão espacial*** - Além das características populacionais de cada unidade de área considerada, os índices de segregação devem captar também o arranjo espacial entre estas unidades. Para tanto, os índices devem incluir dados espaciais em suas formulações e, por conseguinte, a adoção de um Sistema de Informação Geográfica (SIG) torna-se imprescindível neste processo.
- (b) ***A aplicação de procedimentos estatísticos sobre os resultados dos índices de segregação para a verificação de sua significância*** - Caso contrário, as análises sobre os resultados obtidos têm uma utilidade limitada, sendo incapazes de revelar se a distribuição populacional da área de estudo representa um caso significativo ou não de segregação residencial.
- (c) ***A utilização de índices locais de segregação residencial*** - As medidas de segregação devem ser capazes de indicar não apenas o grau de segregação da

cidade como um todo, como também de discriminar as variações do fenômeno nas diferentes áreas da cidade por intermédio de índices locais. A produção de mapas de índices locais permite a detecção de padrões espaciais de segregação na cidade e pode atuar como ferramenta de auxílio ao planejamento de políticas públicas. Portanto, índices globais e locais de segregação residencial devem ser utilizados de maneira complementar.

Partindo destas premissas, esta dissertação consistiu na elaboração de métodos e técnicas de mensuração da segregação residencial e na aplicação destes sobre a realidade da cidade de São José dos Campos nos anos de 1991 e 2000. O estudo de caso teve como propósito a avaliação dos métodos e técnicas propostos, bem como a identificação de padrões da segregação residencial em São José dos Campos no período em questão.

Este trabalho insere-se em uma linha de pesquisa do Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE) voltada à construção de indicadores socioterritoriais² e que vem produzindo teses e dissertações sobre o tema (Genovez, 2002; Ramos, 2002; Neves, 2003; Silva, 2004). O fato de alguns destes trabalhos terem realizado seus experimentos sobre os dados socioeconômicos de São José dos Campos influenciou na escolha desta cidade como área-piloto da presente dissertação. Desta forma, espera-se que este trabalho represente mais um avanço neste esforço coletivo de compreensão dos processos socioeconômicos que atuam na configuração de São José dos Campos.

A seleção das variáveis consideradas para a composição dos grupos populacionais utilizados nos cálculos dos índices de segregação também é fruto do diálogo com pesquisas desenvolvidas no INPE. De acordo com o trabalho de Genovez (2002), no qual os indicadores de exclusão/inclusão social propostos por Sposati (1996) foram avaliados e revistos para a realidade de São José dos Campos, as variáveis *renda e escolaridade dos chefes de família* revelaram-se como as mais significativas na determinação da exclusão/inclusão da cidade. Por conseguinte, foram estas as variáveis

² O termo indicadores socioterritoriais diz respeito a “dados sociais numéricos tratados e analisados espacialmente” (Genovez, 2002, p. 21).

adotadas neste trabalho como representativas do *status* socioeconômico das famílias joseenses.

1.1 Objetivos

Esta dissertação tem como objetivo geral desenvolver e avaliar métodos e técnicas de mensuração da segregação residencial que sejam capazes de captar a dimensão espacial do fenômeno e suas variações ao longo da cidade. Como resultado, espera-se fornecer um instrumental aplicável a distintas cidades brasileiras que viabilize uma melhor compreensão da segregação residencial e forneça subsídios para o estabelecimento de políticas públicas que a minimizem.

Para atender a este objetivo geral, os seguintes objetivos específicos foram propostos:

- (a) Construir índices espaciais de segregação residencial, aplicáveis a dados agregados em áreas, a partir de índices globais não-espaciais.
- (b) Desenvolver índices locais de segregação residencial, a partir da decomposição dos índices espaciais de segregação construídos, que explicitem a contribuição de cada unidade de área na composição dos índices globais de segregação.
- (c) Definir e aplicar um teste estatístico que forneça a significância dos índices de segregação calculados para uma determinada distribuição populacional.
- (d) Aplicar os métodos e técnicas resultantes dos objetivos citados acima sobre os dados de renda e escolaridade dos chefes de família de São José dos Campos relativos aos anos de 1991 e 2000. Avaliar os resultados obtidos e identificar os padrões de segregação residencial vigentes na cidade.
- (e) Comparar índices espaciais de segregação aplicáveis a dados de natureza discreta (dados agregados em área) e contínua (superfícies de densidade populacional), apontando as vantagens e desvantagens da utilização de cada um.

1.2 Organização da Dissertação

Esta dissertação está organizada em cinco capítulos. No **Capítulo 2 - Segregação Residencial: Conceitos e Medidas** - são apresentados: (a) os conceitos e teorias relativos à segregação residencial que fundamentaram a elaboração dos métodos e técnicas propostos e a avaliação dos resultados obtidos no estudo de caso, e (b) uma revisão das principais medidas de segregação existentes.

O **Capítulo 3 - Medidas Espaciais de Segregação Residencial** - é destinado à apresentação de novos índices espaciais globais e locais desenvolvidos para a mensuração da segregação residencial, bem como do teste estatístico utilizado para a verificação da significância dos resultados dos índices. Na seqüência, estes índices são aplicados sobre um conjunto de dados artificiais e avaliados. O capítulo também apresenta índices espaciais de segregação para superfícies de densidade populacional, propostos por Reardon e O'Sullivan (2004), que ainda não haviam sido utilizados em trabalhos empíricos até a elaboração desta dissertação.

O **Capítulo 4 - Segregação Residencial em São José dos Campos** - inicia-se com uma apresentação da cidade de São José dos Campos, área escolhida para o estudo de caso, com ênfase nos aspectos relativos à distribuição de seus distintos grupos socioeconômicos no decorrer do século XX. Em seguida, é apresentada a aplicação e interpretação dos índices espaciais propostos sobre os dados censitários de São José dos Campos referentes aos anos de 1991 e 2000. O capítulo descreve ainda um experimento que abrange índices que empregam dados de naturezas distintas (discretos e contínuos). Para a realização deste experimento, índices de segregação para superfícies de densidade populacional (Reardon e O'Sullivan, 2004) foram aplicados para a realidade de São José dos Campos em 2000 e seus resultados foram avaliados e comparados aos obtidos com os índices propostos neste trabalho, que se baseiam em dados de contagem populacional agregados em áreas.

No *Capítulo 5 - Conclusões* - uma discussão geral a respeito do trabalho é realizada, com ênfase na avaliação dos resultados e contribuições da dissertação.

CAPÍTULO 2

SEGREGAÇÃO RESIDENCIAL: CONCEITOS E MEDIDAS

A realização de análises quantitativas a respeito da segregação residencial requer a construção de uma representação computacional capaz de capturar o objeto do estudo em questão. Tal construção deve partir da adoção de um referencial teórico-conceitual para o qual serão avaliadas soluções matemáticas e computacionais que possam ser utilizadas na conversão da segregação residencial “real” para sua representação computacional. Este processo de modelagem, portanto, envolve uma mediação, cuja existência deve estar sempre em evidência para que as limitações das representações computacionais e análises sobre elas realizadas sejam reconhecidas (Ramos, 2002).

Considerando estas questões, a primeira seção deste capítulo apresenta o referencial teórico-conceitual adotado neste trabalho para a modelagem da segregação residencial e análises sobre os resultados obtidos. Em seguida, é apresentada uma revisão acerca das principais medidas de segregação existentes, classificadas de acordo com as contribuições metodológicas a elas atribuídas.

2.1 Segregação Residencial Socioeconômica: Definição e Contextualização

De maneira geral, segregação remete a uma idéia de afastamento ou isolamento entre diferentes grupos populacionais. Este “afastamento ou isolamento” pode assumir significados distintos, o que nos permite identificar dois tipos de segregação: uma de cunho sociológico e outra de cunho geográfico (White, 1983; Rodríguez, 2001; Sabatini et al., 2001). Em termos sociológicos, segregação representa a ausência de interação entre os distintos grupos populacionais, ao passo que em termos geográficos, representa a separação espacial entre grupos populacionais diferentes (Rodríguez, 2001). De acordo com Rodríguez (2001), embora ambos os tipos de segregação possam estar relacionados, a presença de um deles não assegura necessariamente o outro: em uma sociedade dividida em castas, por exemplo, a ausência de interação entre os diferentes

grupos prevalece, ainda que estejam próximos uns dos outros (Rodríguez, 2001; Sabatini et al., 2001).

Apesar da relevância de ambos os tipos de segregação, esta dissertação aborda apenas a segregação em termos geográficos, mais especificamente, uma modalidade que se refere ao afastamento entre o local de residência das famílias pertencentes a distintos grupos sociais: a *segregação residencial*.

Nos anos 20, estudos específicos sobre a segregação residencial passaram a ser desenvolvidos nos Estados Unidos, onde desde então foram elaborados inúmeros trabalhos sobre o tema, alguns deles considerados clássicos como o de Park e Burgess (1925), Hoyt (1939), Duncan e Duncan (1955) e os de Massey e Denton (1988, 1993). Respondendo às demandas dos problemas sociais norte-americanos, a maioria dos estudos realizados - em especial os focados na mensuração da segregação - concentrava-se na questão racial. Na América Latina, porém, os atributos mais representativos na caracterização da segregação residencial são os de ordem socioeconômica (Villaça, 1998; Rodríguez, 2001; Luco e Rodríguez, 2003). Por tratar da realidade brasileira, este trabalho aborda, portanto, a questão da *segregação residencial socioeconômica*.

Desde os anos 70, a segregação residencial socioeconômica tem sido abordada em estudos brasileiros (Lago, 2000). Os trabalhos desenvolvidos nos anos 70 e 80 qualificavam o padrão de segregação residencial brasileiro que vinha se consolidando desde os anos 50 sob uma perspectiva “dual” (Lago, 2000), ou seja, caracterizado por um forte contraste entre o centro rico, legalizado e bem-equipado, e as periferias pobres, precárias e muitas vezes ilegais (Lago, 1998, 2000; Caldeira, 2000; Torres et al., 2003).

Segundo Caldeira (2000), este padrão “Centro-Periferia” apresenta quatro características principais: (a) as classes sociais habitam áreas distantes uma das outras, as classes médias e altas nos bairros centrais e as de menor rendimento em periferias precárias e esquecidas pelo poder público; (b) o padrão espacial é disperso ao invés de concentrado; (c) a aquisição da casa própria torna-se regra para a maioria dos moradores da cidade, fato que vem associado à proliferação de casas autoconstruídas; e (d) o

sistema de transporte baseia-se no uso de ônibus para as classes trabalhadoras, que precisam enfrentar horas de viagem no percurso casa-trabalho, e automóveis para as classes média e alta. O somatório destas características consolidou a noção de “padrão periférico de urbanização” (Ribeiro e Lago, 1991; Lago, 2000), marcado pela predominância das camadas de menor renda, a autoconstrução de moradias e a precariedade da infra-estrutura e serviços públicos nas áreas periféricas da cidade (Maricato, 1979; Kowarick, 1979; Santos, 1980; Villaça, 1998).

Contudo, as transformações econômicas e sociais ocorridas no país a partir da crise desencadeada nos anos 80 introduziram um novo padrão de segregação residencial que vem se sobrepondo ao padrão dicotômico que prevalecia até então (Ribeiro e Lago, 1991; Lago, 1998; Caldeira, 2000; Lago, 2000; Torres et al., 2003). Os quatro sinais que sustentaram a necessidade de revisão dos conceitos estabelecidos foram (Ribeiro e Lago, 1991; Torres et al., 2003): (a) a maior diversidade social em áreas até então exclusivas das camadas de baixa renda; (b) a difusão da pobreza por todo o tecido urbano através da retomada do crescimento das favelas, tanto nas áreas centrais quanto nas áreas periféricas, (c) a emergência de novos espaços de residência, trabalho, lazer e consumo, protegidos por aparatos de segurança, destinados à classe média e alta, e (d) uma presença maior do Estado nas periferias, melhorando o acesso à infra-estrutura e serviços públicos nestas áreas.

Este novo padrão de segregação, que se caracteriza por uma maior proximidade física entre as classes, está associado à busca, por parte das classes privilegiadas economicamente, de estratégias que evitem o contato entre os diferentes. O resultado disto foi o surgimento de novas modalidades de segregação, como condomínios exclusivos, apart-hotéis e *shopping centers*. Caldeira (2000) utiliza o termo “enclaves fortificados” para designar estes novos espaços nos quais se enclausuram os grupos populacionais com melhores condições socioeconômicas, que buscam no enclave uma forma de proteção da violência. Portanto, a crescente proximidade entre as classes não implica em uma maior interação entre elas: a separação entre classes distintas deixa de ser necessariamente garantida por uma distância absoluta e passa a ser também mantida por distâncias que são asseguradas por obstáculos como muros e sistemas de vigilância.

Esta realidade estabelece novos desafios para a representação computacional da segregação residencial.

Apesar disto, Sabatini et al. (2001) afirmam que, embora as classes mais altas mantenham-se protegidas por enclaves, as famílias de baixa renda que residem em áreas próximas a estes empreendimentos são beneficiadas tanto em termos objetivos (empregos, serviços e infra-estrutura urbana), quanto em termos subjetivos, como a sensação de pertencer a um lugar que está prosperando. Tais benefícios estão, portanto, associados à *redução da escala da segregação*³ (Sabatini et al., 2001).

Sob uma outra perspectiva, Villaça (1998) chama atenção para uma tendência distinta, relacionada ao *aumento da escala da segregação*. Segundo o autor, diante deste contexto caracterizado por uma maior proximidade entre as classes - ou da redução da escala da segregação - é importante que também observemos o espaço em termos de sua *macrosegregação*, ou seja, por grandes regiões da cidade. Desta forma, a segregação é compreendida como “um processo segundo o qual diferentes classes ou camadas sociais tendem a se concentrar cada vez mais em diferentes *regiões gerais* ou *conjuntos de bairros da metrópole*” (Villaça, 1998, p. 142; grifo do autor).

Villaça afirma que, mesmo diante desta maior heterogeneidade de classes sociais no espaço intra-urbano⁴, verifica-se que o padrão de segregação segue o modelo de setores de círculo proposto pelo economista norte-americano Hoyt em 1939, segundo o qual a segregação não assume um padrão de círculos em torno do centro da cidade, e sim de setores a partir dele.

Em concordância com o modelo de Hoyt, é possível verificar que o processo de auto-segregação das elites tende a seguir uma determinada direção de expansão territorial a partir do centro da cidade (Villaça, 1998). A manutenção desta direção atende a uma lógica de exclusividade residencial, que acentua a integração e conexão entre os bairros

³ Neste contexto, o termo “escala” refere-se à proximidade entre os elementos no espaço, e não ao sentido cartográfico da palavra.

⁴ A expressão “espaço intra-urbano” designa apenas o que é essencialmente urbano, ou seja, o espaço cotidiano, “estruturado pelas condições de deslocamento do ser humano, seja enquanto portador de força de trabalho, seja enquanto consumidor” (Villaça, 1998, p. 22).

das camadas médias e altas “e outros elementos vitais definidores dos deslocamentos espaciais, especialmente os locais de compra, serviços e empregos” (Villaça, 1998, p. 202). Aos residentes deste eixo, é atenuada a necessidade de circular por toda a cidade e, por conseguinte, são reduzidas as possibilidades de conectarem-se com outras realidades e de relacionarem-se com pessoas de nível socioeconômico inferior (Luco e Rodríguez, 2003).

É relevante observar que a modificação ocorrida no padrão de segregação a partir dos anos 80 tornou a estrutura da cidade mais complexa e, por este motivo, demandou a formulação de novos conceitos - como o de enclaves fortificados (Caldeira, 2000) e o de macrosegregação (Villaça, 1998). Esta complexidade também se reflete em termos operacionais e remete à importância de um aspecto básico na mensuração e análise da segregação residencial: a escala.

Dado que a representação computacional da segregação residencial implica na análise da composição populacional de sub-áreas que compõe a área de estudo, o primeiro passo para qualquer indagação empírica sobre este fenômeno consiste em especificar a escala de análise (Rodríguez, 2001). Este procedimento viabiliza uma interpretação mais apropriada dos resultados e evita situações em que o analista seja conduzido ao erro de considerar um local como não segregado, quando ele o é a determinada escala (macrosegregação, por exemplo) e/ou em uma modalidade peculiar de segregação (como os enclaves fortificados) (Rodríguez, 2001).

Neste sentido, os tradicionais índices de segregação não-espaciais tornam-se limitados não apenas por desconsiderarem o arranjo espacial entre as unidades de áreas adotadas, como também pelo fato de que a captura das distintas escalas de segregação por estes índices restringe-se à adoção de unidades de área diferentes, como setores censitários e distritos. Contudo, estas unidades pré-estabelecidas não representam necessariamente as escalas mais apropriadas para a captação do padrão de segregação residencial da cidade. Surge, portanto, a necessidade de medidas mais flexíveis, que possam partir da informação mais detalhada disponível (geralmente fornecida por setores censitários) e generalizá-la para a análise da segregação residencial em escalas mais abrangentes. A

abordagem de mensuração espacial da segregação que será apresentada no Capítulo 3 representa uma alternativa para esta questão.

Além da imposição de novos desafios às técnicas de representação computacional, a atual complexidade do padrão de segregação residencial também demanda a adoção de políticas mais diversificadas para a sua minimização. Tais políticas precisam ser estabelecidas complementarmente por distintas instâncias governamentais (municipal, estadual e federal) e devem ser capazes de atuar tanto sobre a recuperação de áreas segregadas, quanto sobre os mecanismos que promovem a segregação.

É impossível apontar um único mecanismo promotor da segregação residencial. Em geral, a segregação está associada a um conjunto de causas complementares que estimulam a maneira como as diferentes classes sociais apropriam-se do território e estruturam o espaço intra-urbano. Segundo Torres et al. (2003), os trabalhos brasileiros sobre o tema apontam basicamente três grupos de causas da segregação residencial socioeconômica. O primeiro deles está focado no *mercado de trabalho*, sendo este considerado o responsável pela segregação e baixas condições de vida de parte da população (Torres et al., 2003). Trabalhos como o de Kowarick (2000), Lago (1998,2000), Ribeiro (2001) e Mendonça (2002) estão de acordo com esta vertente. Os três últimos autores citados, em particular, ao partirem da hipótese de que as transformações no mercado de trabalho são o motor das mudanças nas estruturas sócio-espaciais, utilizam a variável “ocupação” como central e comum às análises das cidades estudadas e constroem tipologias dos espaços em termos do perfil sócio-ocupacional dos residentes para analisar aspectos relativos à segregação.

Sob a vertente que enfatiza o mercado de trabalho, os instrumentos governamentais capazes de atuar sobre as desigualdades sociais e a segregação são principalmente os relativos a políticas macroeconômicas, como políticas fiscais e monetárias.

O segundo grupo de causas destaca a dinâmica do *mercado imobiliário*, concentrando-se na maneira como os incorporadores alocam grupos sociais por intermédio de mecanismos de valorização da terra (Abramo, 2001), como restrições de oferta, níveis de preço e lógicas de localização de atividades comerciais e residenciais. Esta vertente

ênfatisa a disputa pelo uso da terra promovida pelos incorporadores e que favorece a auto-segregação das classes superiores e a expulsão daqueles com menores rendimentos (segregação imposta). Para minimizar estes efeitos, o Estado pode interferir por intermédio de: (a) políticas de controle da especulação imobiliária através de sobretaxas para terrenos não ocupados à espera de valorização (Sabatini et al., 2001); (b) incentivo à diversificação dos usos, principalmente o estabelecimento de usos não residenciais em áreas ocupadas por famílias de baixa renda, o que evita a concentração de comércio e serviços em uma única área da cidade (Sabatini et al., 2001); e (c) políticas de acesso universal (e de qualidade) à infra-estrutura e serviços como saúde, educação e transporte (Luco e Rodríguez, 2003).

Embora o Estado possa desempenhar um papel ativo na mitigação da segregação residencial, ele também é capaz de promover sua intensificação, seja por atuação direta ou permissividade (Rolnik, 1997). Por esta razão, o próprio *poder regulador do Estado* representa o terceiro grupo de causas da segregação apontado pela literatura sobre o tema. De acordo com esta vertente, o Estado pode acentuar a segregação residencial por intermédio de investimentos e obras públicas (Sugai, 2002) ou da legislação (Rolnik, 1997).

Algumas intervenções públicas incidem de maneira direta sobre a segregação, como projetos de “renovação urbana” de áreas deterioradas - geralmente Centros Históricos - que promovem a expulsão de famílias de baixa renda do local (Luco e Rodríguez, 2003). As políticas habitacionais também são iniciativas que podem contribuir para a intensificação da segregação residencial nas cidades. Em geral, tais políticas visam suprir o déficit existente através da maximização da quantidade de novas construções e edificam habitações populares nas zonas periféricas onde o valor do solo é muito inferior, promovendo a segregação e estigmatização dos moradores destas áreas (Luco e Rodríguez, 2003). Nos Estados Unidos e em alguns países da Europa, onde projetos de habitação popular que favorecem a homogeneização do espaço foram amplamente adotados, o efeito negativo destas políticas é atualmente motivo de preocupação e a minimização da segregação residencial já é objeto de intervenção direta por parte do Estado (Sabatini et al., 2001).

Sabatini et al. (2001) e Luco e Rodríguez (2003) destacam as lições de alguns países em programas destinados ao estabelecimento de uma política de integração urbana e de mitigação da segregação e seus efeitos. Entre as iniciativas citadas, estão políticas de dispersão das classes menos favorecidas, através do estabelecimento de quotas de habitações populares por distrito ou do fornecimento de subsídios habitacionais para a remoção de famílias localizadas em áreas com acentuada concentração de pobreza. As políticas adotadas também envolvem a dispersão das classes média e alta através do estímulo à construção de empreendimentos de padrão elevado em áreas situadas fora do eixo de expansão dos bairros destinados a estas classes. Embora a última iniciativa citada não garanta a interação entre distintas classes sociais, contribui para a redução da escala da segregação na cidade e, por conseguinte, traz benefícios a famílias excluídas que habitam em áreas próximas aos novos empreendimentos (Sabatini et al., 2001).

Outras iniciativas também devem ser adotadas no combate à segregação e seus efeitos, como políticas de fortalecimento do espaço público nas áreas residenciais e o desenvolvimento de programas de controle da criminalidade e insegurança (Luco e Rodríguez, 2003). Torres (2004) sugere ainda a adoção de políticas integradas, envolvendo distintos órgãos e secretarias, com o objetivo de elevar rapidamente as condições de vida em áreas consideradas problemáticas.

2.2 Medidas de Segregação Residencial

Embora a América Latina ainda apresente poucos estudos preocupados em mensurar a segregação residencial, alguns países já dispõem de tradição na elaboração e aplicação de medidas de segregação. Nesta seção, é apresentada uma revisão das principais medidas de segregação existentes, classificadas em três fases, cada qual caracterizada por diferentes contribuições metodológicas.

2.2.1 Primeira Fase: Medidas de Segregação Dicotômicas

A primeira fase dos estudos de mensuração da segregação começou no final da década de 40 e início da década de 50, quando vários índices passaram a ser propostos e discutidos nos Estados Unidos. Nesta fase, todos os trabalhos de destaque limitaram-se

à mensuração da segregação entre apenas dois grupos populacionais. A justificativa para isto deve-se aos propósitos para os quais tais índices foram elaborados: a dicotômica realidade americana dos anos 50 aos 70 – era dos direitos civis – na qual as diferenças entre brancos e negros eram o foco de muitos estudos sociológicos (Reardon e Firebaugh, 2002).

A medida mais popular desta fase é o índice de dissimilaridade (*dissimilarity index - D*), indicado por Duncan e Duncan, em 1955, como o mais apropriado para a mensuração do grau de segregação entre dois grupos populacionais (Duncan e Duncan, 1955). O índice de dissimilaridade, ainda muito utilizado nos dias de hoje, constitui um indicador da relação existente entre a composição populacional das unidades de área (por exemplo, setores ou bairros) e a composição populacional de toda a área de estudo (cidade ou aglomerado urbano). Conceitualmente, este índice mede a proporção da população de um grupo que deveria se mudar para outras áreas para que a composição populacional em cada uma das unidades de área seja idêntica à da cidade como um todo. O índice varia entre zero (integração completa) e 1 (segregação completa), e sua formulação é a seguinte:

$$D = \frac{1}{2} \sum_{j=1}^J \frac{N_{jm}}{N_m} - \frac{N_{jn}}{N_n}$$

Onde N_{jm} e N_{jn} representam o número de indivíduos pertencentes ao grupo m e n , respectivamente, na área j ; e N_m e N_n representam o número de indivíduos pertencentes ao grupo m e n em toda a área de estudo.

Além do índice de dissimilaridade, outras medidas foram propostas, como o índice Gini (Cowell, 1977), índice Atkinson (Atkinson, 1970), índice de exposição/isolamento P^* (Bell, 1954; Lieberman, 1981), índice revisto de isolamento (Bell, 1954) e o índice delta (Duncan et al., 1961, citado por Massey e Denton, 1988).

2.2.2 Segunda Fase: Medidas de Segregação para Vários Grupos

A partir da década de 70, os tradicionais estudos sobre a segregação racial entre brancos e negros começam a ceder espaço a estudos sobre a segregação entre múltiplos grupos, como por exemplo, a segregação entre distintas classes sociais ou entre brancos, negros e hispânicos (Reardon e Firebaugh, 2002).

Diante da inexistência de índices capazes de lidar com vários grupos simultaneamente, os pesquisadores adotaram algumas alternativas práticas, como o cálculo dos índices dicotômicos existentes entre pares de grupos, gerando uma matriz com os graus de segregação entre os diferentes pares; ou ainda o cálculo dos índices entre um grupo social e todos os demais grupos combinados, indicando o quão segregado um determinado grupo apresenta-se em relação aos demais. Embora este procedimento revele questões importantes, os resultados não sintetizam o estado da cidade e sua interpretação torna-se cada vez mais complexa com o aumento do número de grupos sociais envolvidos na análise. Por esta razão, críticas ao caráter dicotômico das medidas existentes começaram a aparecer (Morgan, 1975; Sakoda, 1981; James, 1986; Boisso et al., 1994; Reardon e Firebaugh, 2002).

Em resposta a esta nova demanda, diversos índices para a mensuração da segregação entre vários grupos foram propostos: índice de entropia (Theil e Finizza, 1971), índice de dissimilaridade generalizado (Morgan, 1975; Sakoda, 1981), índice de exposição generalizado (James, 1986), índice Gini generalizado (Boisso et al., 1994; Reardon e Firebaugh, 2002), índice de segregação residencial (Jargowsky, 1996; Rodríguez, 2001), entre outros.

O trabalho de Massey e Denton (1988), motivado pela falta de sistematização na interpretação dos inúmeros índices de segregação existentes, representou outra importante contribuição metodológica deste período. Massey e Denton elaboraram uma definição multidimensional de segregação residencial, afirmando que a mensuração do fenômeno varia ao longo de cinco eixos distintos: *dispersão*, *exposição*, *concentração*, *centralidade* e *agrupamento*. A dimensão *dispersão* refere-se às diferenças na distribuição dos diferentes grupos populacionais ao longo do território, a *exposição*

mede o contato potencial entre os membros de um grupo em relação aos membros de outro grupo (ou dos demais grupos), a *concentração* diz respeito à superfície (área) da cidade ocupada por cada grupo, a *centralidade* indica o grau de proximidade do grupo excluído ao centro da cidade⁵, e a dimensão *agrupamento* resume o grau de separação física entre os distintos grupos (Massey e Denton, 1988).

As duas primeiras dimensões - dispersão e exposição – foram consideradas por Massey e Denton (1988) como dimensões não-espaciais: as medidas de dispersão estão associadas à composição populacional nas unidades de área adotadas, mas não consideram a distância entre estas unidades; enquanto as medidas de exposição refletem a probabilidade de uma pessoa pertencente a um grupo dividir uma unidade de área com uma pessoa pertencente a outro grupo, também desconsiderando qualquer informação espacial a respeito destas unidades. As demais dimensões, no entanto, são consideradas pelos autores como espaciais, visto que necessitam de informações sobre a localização, dimensão e/ou forma dos polígonos que correspondem às unidades de área.

Massey e Denton (1988) classificaram 20 índices de segregação de acordo com as cinco dimensões por eles estabelecidas. O principal mérito deste esforço de classificação e sistematização foi o de ressaltar o fato de que a segregação não apresenta uma única dimensão e que, por conseguinte, os índices de segregação diferem de maneira importante e devem ser aplicados complementarmente. Além disso, o trabalho de Massey e Denton, ao estabelecer dimensões explicitamente espaciais, enfatiza a importância da utilização de informações geográficas na mensuração da segregação e dialoga com a terceira fase das medidas de segregação residencial, que é apresentada a seguir.

⁵ Esta dimensão não se aplica à realidade latino-americana, pois presume características peculiares das cidades norte-americanas, nas quais os grupos excluídos tendem a viver nas áreas centrais da cidade (Sabatini et al., 2001).

2.2.3 Terceira Fase: Medidas Espaciais de Segregação

Em meados da década de 80, vários trabalhos passaram a apontar a principal deficiência dos índices de segregação existentes: a ausência de uma espacialidade explícita⁶, ou seja, o arranjo espacial das unidades de área consideradas no cômputo dos índices não influencia em seus resultados.

No caso do índice de dissimilaridade, por exemplo, se considerarmos que cada unidade de área é dominada apenas por um grupo populacional, o resultado de D será igual a 1 (segregação máxima), mesmo que áreas vizinhas às unidades ocupadas por um determinado grupo sejam caracterizadas por outros grupos. Esta limitação tem sido apontada como o “problema do tabuleiro de damas” (*checkerboard problem*) (White, 1983; Massey e Denton, 1988; Wong, 2003a), pois se imaginarmos a área de estudo do exemplo dado como um tabuleiro de damas, o índice de dissimilaridade obtido será sempre máximo, independente do arranjo das “peças” do tabuleiro. A Figura 2.1 ilustra este problema: embora o arranjo 2 apresente uma configuração muito mais segregada do que a do arranjo 1, o índice de dissimilaridade é máximo ($D = 1$) em ambos os casos.

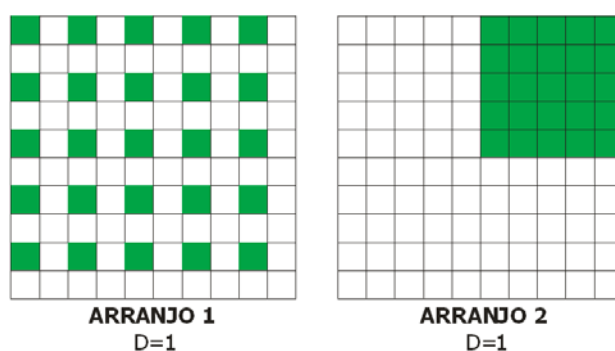


FIGURA 2.1 - Problema do tabuleiro de damas (*checkerboard problem*).

FONTE: Adaptado de Wong (2003a, p. 67).

Em resposta a esta inadequação dos índices tradicionais sob uma perspectiva espacial, alguns índices de segregação foram propostos (Jakubs, 1981; Morgan, 1983; White,

⁶ Reardon e O’Sullivan (2004) afirmam que, embora o índice de dissimilaridade (assim como outros índices clássicos) seja considerado “não-espacial” pela grande maioria dos pesquisadores, é possível constatar a existência de uma espacialidade implícita. Isto pode ser afirmado porque a unidade de área considerado no cálculo do índice (setores, bairros, distritos, etc.) é uma entidade definida espacialmente e influencia diretamente nos resultados dos índices.

1983, 1986; Morril, 1991; Wong, 1993, 1998, 1999, 2003a; Reardon e O’Sullivan, 2004). Estes índices utilizam informações geográficas de forma explícita em suas formulações, gerando resultados distintos quando a localização dos grupos de população é alterada.

Tendo como base esta concepção espacial de mensuração da segregação, Reardon e O’Sullivan (2004), a partir de alguns questionamentos sobre o trabalho de Massey e Denton (1988), postularam apenas duas dimensões conceituais primárias para a segregação residencial: *dispersão* (ou *agrupamento*) e *exposição* (ou *isolamento*), conforme o apresentado na FIGURA 2.2.

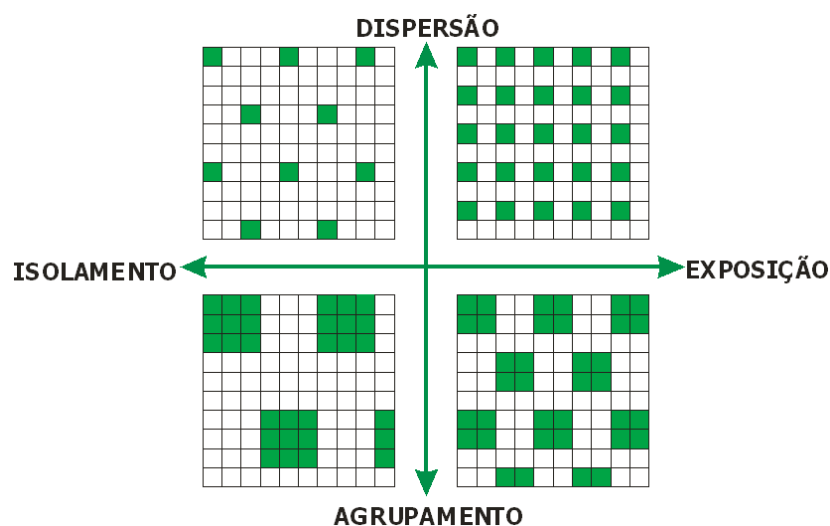


FIGURA 2.2 - Dimensões da segregação residencial.
 FONTE: Adaptado de Reardon e O’Sullivan (2004, p. 42).

A dimensão *dispersão/agrupamento* refere-se ao quão equilibradamente distribuídos encontram-se os diferentes grupos no espaço residencial (Reardon e O’Sullivan, 2004). A dimensão *exposição/isolamento*, por sua vez, diz respeito à capacidade de encontro entre membros de grupos distintos (ou do mesmo grupo, no caso do isolamento) (Reardon e O’Sullivan, 2004).

De maneira geral, a revisão das cinco dimensões de Massey e Denton realizada por Reardon e O’Sullivan (2004) consistiu no seguinte:

- (a) Junção das dimensões *dispersão* e *agrupamento*: de acordo com Reardon e O’Sullivan, a distinção que Massey e Denton estipularam entre estas dimensões

baseia-se apenas na escala de agregação dos dados. Por exemplo, o grau de dispersão em um determinado nível de agregação (como o dos setores censitários) está diretamente associado ao grau de agrupamento em um nível mais desagregado (como quadras). Portanto, se as medidas de segregação fossem derivadas da informação sobre a localização dos indivíduos, não haveria distinção conceitual entre as dimensões dispersão e agrupamento.

- (b) Manutenção da dimensão exposição, porém conceitualizada como explicitamente espacial.
- (c) Consideração das dimensões *centralidade* e *concentração* como subcategorias da dimensão dispersão/agrupamento.

Entre as medidas espaciais de dispersão/agrupamento podemos citar inúmeras variações do índice de dissimilaridade (Morris, 1991; Wong, 1993, 1998, 2003a; Reardon e O'Sullivan, 2004), o índice de proximidade espacial SP (White, 1983), uma extensão do índice de entropia (Reardon e O'Sullivan, 2004), entre outros. Em relação às medidas espaciais da dimensão exposição/isolamento, podemos citar duas variações do índice não-espacial de exposição/isolamento (Bell, 1954; Lieberman, 1981): PC^* (Morgan, 1983) e \tilde{P}^* (Reardon e O'Sullivan, 2004).

Apesar das diversas medidas espaciais existentes, a grande maioria dos estudos empíricos baseia-se apenas em índices não-espaciais. Este fato pode ser justificado pela comodidade oferecida pelas medidas não-espaciais, que são facilmente computadas em planilhas eletrônicas. Já as medidas espaciais necessitam da extração de informações geográficas, um procedimento que implica em implementações computacionais nem sempre acessíveis aos pesquisadores da área. São raros e pouco divulgados os softwares disponíveis para o cálculo de medidas espaciais (Wong e Chong, 1998; Apparicio, 2000; Wong, 2003a). Além disto, estes softwares lidam apenas com medidas globais de segregação e não incluem qualquer procedimento de validação estatística destas medidas.

O próximo capítulo apresenta as medidas espaciais - globais e locais - propostas nesta dissertação e que foram aplicadas ao estudo da segregação residencial em São José dos Campos (Capítulo 4). A utilização destas medidas demandou a elaboração de um software capaz de computá-las e testar sua significância. Este software, que foi desenvolvido por Thomas Koschitzki e Marcelino P. S. Silva por solicitação da autora deste trabalho, será disponibilizado e poderá contribuir para um incremento do número de trabalhos empíricos que utilizam índices espaciais de segregação.

CAPÍTULO 3

MEDIDAS ESPACIAIS DE SEGREGAÇÃO RESIDENCIAL

Este capítulo apresenta as medidas espaciais de segregação residencial utilizadas neste trabalho. Inicialmente, na Seção 3.1, são propostos índices espaciais de segregação aplicáveis a dados de contagem populacional agregados em áreas. Estes novos índices foram obtidos a partir da extensão de índices não-espaciais existentes e representam versões espaciais dos mesmos. Em seguida, na Seção 3.2, são propostos índices locais de segregação, obtidos a partir da decomposição das medidas elaboradas na seção anterior.

A Seção 3.3 apresenta uma abordagem de mensuração espacial da segregação baseada em dados contínuos (superfícies de densidade populacional) proposta por Reardon e O'Sullivan (2004), bem como índices espaciais de segregação dela oriundos. A aplicação destes índices e dos índices propostos nas Seções 3.1 e 3.2 sobre os dados de São José dos Campos será apresentada no Capítulo 4, acompanhada da comparação entre os resultados obtidos e de uma discussão acerca da influência da natureza dos dados utilizados (discretos ou contínuos) sobre as análises efetuadas.

A Seção 3.4 propõe uma alternativa para uma questão importante e comumente negligenciada nos estudos de mensuração da segregação: a validação dos resultados dos índices de segregação. Esta alternativa consiste na aplicação de um teste estatístico capaz de indicar se os índices calculados para um determinado arranjo populacional apresentam resultados significativos ou não. Finalmente, na Seção 3.5, as técnicas apresentadas são aplicadas a um conjunto de dados artificiais e avaliadas.

3.1 Construção de Índices Espaciais de Segregação

Esta seção descreve uma etapa de trabalho cujo objetivo foi a construção de medidas espaciais de segregação, ou seja, medidas sensíveis ao arranjo espacial das unidades de área adotadas. Para tanto, foram estendidos quatro índices não-espaciais de segregação:

o índice de dissimilaridade generalizado $D(m)$ (Morgan, 1975; Sakoda, 1981), o índice de segregação residencial ISR (Jargowsky, 1996; Rodríguez, 2001), o índice de exposição $P_{(m,n)}^*$ (Bell, 1954) e o índice de isolamento Q_m (Bell, 1954)⁷. Considerando as dimensões conceituais postuladas por Reardon e O'Sullivan (2004) (FIGURA 2.2), os índices $P_{(m,n)}^*$ e Q_m representam a dimensão exposição/isolamento enquanto os índices $D(m)$ e ISR medem a dimensão dispersão/agrupamento.

Os índices $D(m)$, $P_{(m,n)}^*$ e Q_m foram estendidos por representarem dimensões distintas e pela fácil interpretação de seus resultados. Contudo, alguns pesquisadores têm criticado a aplicação destes índices a estudos de segregação socioeconômica baseados em variáveis contínuas (renda dos chefes de família, por exemplo), dado que os mesmos foram originalmente elaborados para a mensuração de segregação entre grupos raciais e étnicos, cujos indicadores são variáveis categóricas (Jargowsky, 1996; Rodríguez, 2001; Reardon e Firebaugh, 2002). Segundo tais críticas, estes índices são incapazes de utilizar a distribuição original das variáveis contínuas em suas formulações e requerem a aplicação de cortes arbitrários para o estabelecimento de grupos socioeconômicos, o que é particularmente problemático em estudos desta natureza (quais são os grupos socioeconômicos? quantos são?). Considerando estes argumentos, o índice de segregação residencial (ISR) também foi estendido neste trabalho. O ISR é mais apropriado para estudos que utilizem variáveis contínuas por ser uma medida baseada em variâncias, o que permite a utilização da distribuição original destas variáveis.

Cabe salientar, porém, que a maioria dos estudos empíricos utilizam dados agregados em unidades de área, como setores censitários ou distritos. Nestes casos, as variáveis não são disponibilizadas em sua distribuição original e sim em intervalos artificialmente estabelecidos, como “chefes de família com rendimento de até 2 salários mínimos”, “chefes de família com rendimento entre 2 e 5 salários mínimos” e assim por diante. Portanto, em trabalhos que utilizam dados desta natureza, o estabelecimento de grupos

⁷ O índice de isolamento Q_m corresponde a um caso particular do índice de exposição $P_{(m,n)}^*$. Neste trabalho, optou-se pela utilização de símbolos diferenciados para a representação destes índices em virtude da distinção que deve ser efetuada no momento de interpretação dos resultados de cada um deles.

populacionais é necessariamente mantido e o mérito do *ISR* passa a restringir-se a sua capacidade de considerar o ordenamento entre estes grupos. Ou seja, através do *ISR* é possível indicar, por exemplo, que o grupo “chefes de família sem rendimento” assemelha-se mais ao grupo “chefes com rendimento de até 2 salários mínimos” do que ao grupo “chefes com rendimento superior a 20 salários mínimos”.

O procedimento de extensão dos índices não-espaciais adotado neste trabalho baseia-se na abordagem proposta por Wong (1998), aplicável a dados de contagem populacional. Em seu trabalho, Wong (1998) propõe a definição de *vizinhanças que extrapolem os limites das unidades de área adotadas*. Estas vizinhanças são determinadas por funções de proximidade e são estabelecidas para cada unidade de área. A escolha da função de proximidade é efetuada pelo analista e deve atender aos propósitos do estudo em questão.

Para o cômputo de índices espaciais a partir desta abordagem, é necessária a obtenção da *intensidade populacional local (composite population counts)* de todas as unidades de área (Wong, 1998). A intensidade populacional local da unidade de área j considera tanto a população de j quanto a das unidades *vizinhas* à j e, na prática, representa a soma da população de todas as áreas, ponderada por sua proximidade à área j . Formalmente, a intensidade populacional local da área j (\tilde{L}_j) pode ser calculada da seguinte maneira:

$$\tilde{L}_j = \sum_{j=1}^J d(N_j), \quad (3.1)$$

onde N_j representa o número de indivíduos na área j , J é o número total de unidades de área no recorte de estudo (cidade ou aglomerado urbano), e $d(.)$ é a função de proximidade que define a vizinhança de j .

A função $d(.)$ estabelece os pesos de todas as unidades de área para o cômputo da intensidade populacional local da área j e pode assumir formas distintas. Por exemplo, $d(N_j)$ na Equação 3.1 pode representar uma função que declina à medida que a distância absoluta entre os centróides das áreas j e i aumenta. Isto significa que a

intensidade populacional local de j será mais influenciada pela população localizada em unidades de área próximas do que por aquelas localizadas em unidades mais distantes.

De maneira similar à Equação 3.1, a intensidade populacional local do grupo m na área j (\tilde{L}_{jm}) é obtida da seguinte maneira:

$$\tilde{L}_{jm} = \sum_{j=1}^J d(N_{jm}), \quad (3.2)$$

onde N_{jm} representa o número de indivíduos pertencentes ao grupo m na área j , e $d(.)$ é a função de proximidade que define a vizinhança de j .

Considerando esta abordagem, os índices de segregação não-espaciais podem ser considerados como casos particulares dos índices espaciais que adotam uma função de proximidade limitada às fronteiras das unidades de área: a função apresenta valor igual a 1 se os indivíduos moram na mesma unidade (são vizinhos) e valor igual a zero se os indivíduos moram em unidades distintas (não são vizinhos). Este fato confirma a afirmação de Reardon e O'Sullivan (2004) sobre a existência de uma “espacialidade implícita” nos índices considerados não-espaciais.

Contudo, como a noção de proximidade que adotam é restrita, os índices não-espaciais (ou com uma espacialidade implícita) mostram-se incapazes de considerar a maneira como as unidades de área estão espacialmente dispostas (*checkerboard problem*). Além disto, estes índices limitam-se às análises das escalas representadas pelas unidades de áreas disponíveis (setores censitários, distritos, etc.), ao passo que os índices espaciais aqui apresentados, por adotarem vizinhanças definidas por funções de proximidade a serem escolhidas pelo pesquisador, viabilizam a análise da segregação residencial em distintas escalas. Esta flexibilidade apresentada pelos índices espaciais representa uma propriedade essencial para auxiliar na captura da complexidade dos padrões de segregação vigentes nas cidades brasileiras.

A proporção local do grupo m na área j ($\tilde{\tau}_{jm}$) é definida como a razão entre a intensidade populacional local do grupo m na área j (\tilde{L}_{jm}) e a intensidade populacional local da área j (\tilde{L}_j), ou seja:

$$\tilde{\tau}_{jm} = \frac{\tilde{L}_{jm}}{\tilde{L}_j} . \quad (3.3)$$

A partir do conceito de intensidade populacional local, os índices $D(m)$, $P_{(m,n)}^*$, Q_m e ISR foram modificados e passaram a incorporar informações espaciais em suas formulações. Desta forma, versões espaciais dos índices não-espaciais puderam ser obtidas. As versões espaciais de $D(m)$, $P_{(m,n)}^*$ e Q_m propostas neste trabalho são correlatas aos índices desenvolvidos por Reardon e O'Sullivan (2004). A principal diferença é que estes autores elaboraram índices para superfícies de densidade populacional, ao passo que os índices de segregação apresentados nesta seção são aplicáveis a dados de contagem populacional, assim como os índices não-espaciais originais.

Este trabalho propõe uma versão espacial do índice de dissimilaridade generalizado ($\tilde{D}(m)$) definida da seguinte maneira:

$$\tilde{D}(m) = \sum_{j=1}^J \sum_{m=1}^M \frac{N_j}{2NI} |\tilde{\tau}_{jm} - \tau_m| , \quad (3.4)$$

onde

$$I = \sum_{m=1}^M (\tau_m)(1 - \tau_m) . \quad (3.5)$$

Nas Equações 3.4 e 3.5, N é a população total da área de estudo, N_j é a população total na área j , τ_m é a proporção do grupo m na área de estudo, $\tilde{\tau}_{jm}$ é a proporção local do grupo m na vizinhança da área i , J é o número total de unidades de área, e M é o número total de grupos populacionais. A letra I simboliza o índice de interação, uma medida de diversidade da população (White, 1986).

A versão espacial do índice de dissimilaridade generalizado - $\check{D}(m)$ - varia entre 0 e 1 e representa uma medida da diferença média entre a proporção local dos grupos populacionais em cada unidade de área ($\check{\tau}_{jm}$) e a proporção destes grupos populacionais na cidade como um todo (τ_m).

Cabe salientar que os resultados do índice $\check{D}(m)$ não são alterados com a modificação da composição populacional da cidade. Para este índice, o importante é a *comparação* entre a proporção local dos grupos populacionais nas unidades de área e a proporção destes grupos na cidade toda, sendo indiferente se as proporções entre os grupos populacionais que habitam a área de estudo são equivalentes (por exemplo, 0,5 para o grupo m e n) ou distintas (como 0,1 para o grupo m e 0,9 para o grupo n).

Wong (1998) também desenvolveu uma versão espacial de $D(m)$ baseada no conceito de intensidade populacional local. Contudo, no caso do índice proposto por Wong, cada unidade de análise contribui da mesma maneira para a composição do índice, ao passo que no índice apresentado neste trabalho (Equação 3.4), esta contribuição é diferenciada, sendo ponderada pelo número de indivíduos presentes em cada unidade de análise.

Em sua versão não-espacial, o índice de exposição do grupo m ao grupo n ($P_{(m,n)}^*$) é definido como a proporção média do grupo n na unidade de área de cada indivíduo do grupo m . Para a elaboração da versão espacial deste índice ($\check{P}_{(m,n)}^*$), a noção de unidade de área é substituída pela de “*local*”, que abrange não somente a unidade de área em questão como também as unidades de área *vizinhas*. Formalmente, o índice $\check{P}_{(m,n)}^*$ pode ser computado da seguinte maneira:

$$\check{P}_{(m,n)}^* = \sum_{j=1}^J \frac{N_{jm}}{N_m} \left(\frac{\check{L}_{jn}}{\check{L}_j} \right), \quad (3.6)$$

onde N_{jm} é o número de indivíduos pertencentes ao grupo m na área j , N_m é o total de indivíduos pertencentes ao grupo m na área de estudo, \check{L}_{jm} é a intensidade populacional local do grupo n na área j , e \check{L}_j é a intensidade populacional local na área j . O índice de exposição varia entre 0 e 1, sendo 0 o valor que representa a exposição mínima entre os grupos m e n , ou seja, aquele que indica a inexistência de indivíduos do grupo n nos locais (unidades de área + vizinhança) onde habitam indivíduos do grupo m .

Ao contrário do índice de dissimilaridade, o índice de exposição depende da composição populacional da cidade como um todo, ou seja, as proporções de cada grupo são relevantes: o índice de exposição do grupo m ao n , por exemplo, tende a apresentar valores mais altos se a proporção do grupo n em toda a cidade for elevada, e vice-versa. Em virtude desta característica, o índice de exposição é considerado *assimétrico*, ou seja, $\check{P}_{(m,n)}^*$ não é igual a $\check{P}_{(n,m)}^*$, exceto se os grupos m e n tiverem a mesma proporção populacional.

A interpretação dos resultados da aplicação do índice de exposição também depende muito do contexto e dos grupos considerados em seu cômputo. Por exemplo, uma exposição nula entre os grupos m e n representa uma situação de segregação acentuada, ao passo que uma exposição elevada entre os dois grupos pode tanto representar um arranjo populacional integrado quanto um caso em que a alta exposição do grupo m ao grupo n está associada a uma baixa exposição do grupo m aos demais grupos. Em outras palavras, o índice de exposição $\check{P}_{(m,n)}^*$ pode ser entendido tanto como um índice de “integração” quanto como um índice de “segregação”.

O índice de isolamento espacial do grupo m (\check{Q}_m), que representa um caso particular do índice de exposição, pode ser definido como a exposição do grupo m a ele próprio:

$$\check{Q}_m = \sum_{j=1}^J \frac{N_{jm}}{N_m} \left(\frac{\check{L}_{jm}}{\check{L}_j} \right), \quad (3.7)$$

onde N_{jm} é o número de indivíduos pertencentes ao grupo m na área j , N_m é o total de indivíduos pertencentes ao grupo m na área de estudo, \check{L}_{jm} é a intensidade populacional local do grupo m na área j , e \check{L}_j é a intensidade populacional local na área j . O índice de isolamento apresenta uma variação entre 0 (mínimo isolamento) e 1 (máximo isolamento). Assim como o índice de exposição, seus resultados são suscetíveis à composição populacional da cidade como um todo.

Considerando uma variável contínua X (como renda e escolaridade), o quarto índice proposto neste trabalho – o índice de segregação residencial \check{ISR} - baseia-se no fato de que a variância *total* de X em uma cidade (σ_{total}^2) equivale à soma da variância *interna* de cada unidade de análise (σ_{intra}^2) e da variância *entre* as unidades de análise (σ_{entre}^2) (Jargowsky, 1996), ou seja:

$$\sigma_{total}^2 = \sigma_{intra}^2 + \sigma_{entre}^2 \quad (3.8)$$

Acrescentando uma perspectiva espacial a esta idéia, pode-se afirmar que quanto maior a participação da variância *entre* os distintos *locais* da cidade na composição da variância total, menor será a probabilidade de interação entre os diferentes grupos populacionais. Seguindo esta lógica, este trabalho propõe uma versão espacial do ISR (\check{ISR}) que representa a proporção da variância estimada *total* de X nos locais da cidade ($\check{\sigma}_{total}^2$) explicada pela variância estimada *entre* os distintos locais da cidade ($\check{\sigma}_{entre}^2$):

$$\check{ISR} = \frac{\check{\sigma}_{entre}^2}{\check{\sigma}_{total}^2} \quad (3.9)$$

A variância estimada *entre* os locais da cidade ($\check{\sigma}_{entre}^2$) é obtida da seguinte maneira:

$$\check{\sigma}_{entre}^2 = \frac{\sum_{j=1}^J w_j (\check{X}_j^2 - \check{X}^2)}{\sum_{j=1}^J w_j} \quad (3.10)$$

sendo

$$\bar{X}_j = \sum_{m=1}^M \tilde{\tau}_{jm} X_m \quad \text{e} \quad \bar{X} = \frac{\sum_{j=1}^J w_j \bar{X}_j}{\sum_{i=1}^J w_j} . \quad (3.11)(3.12)$$

Nas Equações 3.10, 3.11 e 3.12, X_m é o valor da variável X para o grupo m , $\tilde{\tau}_{jm}$ é a proporção local do grupo m na área j , \bar{X}_j é a média ponderada de X considerando a proporção local de todos os grupos m na área j , e \bar{X} é a média de \bar{X}_j na cidade, ponderada por w_i . O símbolo w_i representa um fator populacional que indica a importância relativa de cada unidade de área e é equivalente à intensidade populacional local na área j (\bar{L}_j).

A variância total de X nos locais da cidade (σ_{total}^2) é calculada da seguinte maneira:

$$\sigma_{total}^2 = \sum_{m=1}^M \tilde{\tau}_m (X_m - \bar{X})^2 , \quad (3.13)$$

onde $\tilde{\tau}_m$ representa a proporção local do grupo m considerando todas as vizinhanças da cidade. Assim como os demais índices, o \bar{ISR} varia entre 0 e 1: o valor 0 representa segregação mínima, dado que a variância entre os distintos locais na cidade é nula, enquanto o valor 1 representa segregação máxima.

3.2 Elaboração de Índices Locais de Segregação

Todos os índices de segregação apresentados até o momento representam medidas globais, que sintetizam o grau de segregação residencial em toda a cidade. Contudo, a segregação residencial não é um processo uniforme ao longo da cidade e a aplicação exclusiva de índices globais pode implicar na perda de informações significativas para a compreensão do fenômeno. Portanto, além dos índices globais, é importante contar

ainda com índices locais que possam ser exibidos através de mapas (Wong, 2003b) e que permitam a observação do grau de segregação nos distintos pontos da cidade.

Este trabalho propõe índices locais de segregação, obtidos a partir da decomposição dos índices globais $\check{D}(m)$, $\check{P}_{(m,n)}^*$ e \check{Q}_m . Estes índices locais indicam o quanto cada unidade de área contribui para a medida global da segregação da cidade. A versão local do índice $\check{D}(m)$ - $\check{d}_j(m)$ - é definida como:

$$\check{d}_j(m) = \sum_{m=1}^M \frac{N_j}{2NI} |\check{\tau}_{jm} - \tau_m|, \quad (3.14)$$

onde N é a população total da área de estudo, N_j é a população total na área j , $\check{\tau}_{jm}$ representa a proporção local do grupo m na vizinhança da área j , τ_m representa a proporção do grupo m em toda a cidade, e I representa o índice de interação, descrito na Equação 3.5.

Seguindo o mesmo raciocínio, o índice local de exposição é obtido da seguinte maneira:

$$\check{P}_{j(m,n)}^* = \frac{N_{jm}}{N_m} \left(\frac{\check{L}_{jn}}{\check{L}_j} \right), \quad (3.15)$$

onde N_{jm} representa o número de indivíduos do grupo m na área j , N_m é o número de indivíduos do grupo m em toda a cidade, \check{L}_{jn} é a intensidade populacional local do grupo n na área j , e \check{L}_j é a intensidade populacional local na área j .

Para a obtenção do índice local de isolamento \check{q}_{jm} , basta substituir \check{L}_{jn} pela intensidade populacional local do próprio grupo m na área j (\check{L}_{jm}). O \check{ISR} , ao contrário dos demais índices espaciais, não permite a geração de índices locais a partir da abordagem de decomposição apresentada nesta seção.

3.3 Índices Espaciais de Segregação para Superfícies de Densidade Populacional

Os estudos de segregação residencial requerem dados provenientes de levantamentos populacionais que coletam informações relativas a indivíduos localizados em pontos específicos do espaço. Contudo, tais informações são de caráter confidencial e sua disponibilização precisa ser cuidadosa, visto que a privacidade dos indivíduos deve ser preservada. Por esta razão, a solução comumente adotada para a representação destes dados é sua agregação geográfica a unidades de área (Martin, 1996). Este procedimento parte da premissa de que as características populacionais apresentam um padrão discreto, que pode ser representado por polígonos fechados internamente homogêneos e com variações abruptas entre si. Sabe-se, porém, que normalmente o processo de delimitação destas unidades de área não objetiva a determinação de locais relativamente homogêneos, estando condicionado apenas a critérios operacionais de levantamento (setores censitários) ou políticos (distritos e municípios) (Câmara et al., 2002a).

Como o estabelecimento das unidades de área desconsidera a distribuição espacial da população, os resultados de análises realizadas sobre dados agregados são influenciados pela definição espacial das fronteiras das unidades de área. Esta interferência é conhecida como *Problema das Unidades de Áreas Modificáveis* – MAUP (Openshaw, 1984). Considerando este fato e estendendo-o para os estudos de segregação, pode-se afirmar, portanto, que todas as medidas de segregação baseadas em contagem populacional agregada em área - sejam elas *espaciais* ou *não-espaciais* - estão condicionadas às fronteiras das unidades de área adotadas. Nestas medidas, assume-se que duas famílias que moram em residências relativamente afastadas uma da outra, mas na mesma unidade de área, estão mais próximas do que duas famílias cujas residências são muito próximas, porém localizadas em unidades distintas.

Em análises temporais, as alterações nos resultados das medidas provocadas pelo MAUP são ainda maiores, dado que as fronteiras das unidades de área são geralmente modificadas ao longo do tempo. Estudos de segregação sob estas condições são dificultados, pois não é possível distinguir se as mudanças indicadas pelos resultados de

fato ocorreram ou se representam meras distorções provocadas pelas alterações nas fronteiras das unidades de áreas nas quais os dados utilizados estão agregados.

Na tentativa de minimizar as limitações expostas, Reardon e O'Sullivan (2004) propuseram uma abordagem alternativa de mensuração da segregação baseada em superfícies de densidade populacional. A utilização de superfícies de densidade permite representar a distribuição da população de maneira contínua, através de células de resolução fixa. A área destas células representa apenas um suporte para a coleta dos dados, sendo seus limites desconsiderados no cálculo das medidas de segregação.

Contudo, como a exata localização dos indivíduos não é disponibilizada na prática, a densidade populacional deve ser estimada a partir dos setores censitários (ou outra unidade de área) nos quais os dados de contagem foram agregados (Reardon e O'Sullivan, 2004). Neste caso, o procedimento mais comum é o de ponderação por área, que divide a contagem populacional do setor por sua área e atribui o valor de densidade obtido a cada célula contida neste setor. Outros procedimentos de estimativa de densidade também podem ser utilizados, como por exemplo, a krigagem (Krige, 1951; Issaks e Srivastava, 1989), o método picnofilático (Tobler, 1979) e o método dos centróides ponderados (Martin, 1996). No trabalho de Kampel (2004), é apresentada uma revisão dos principais métodos para a representação da população em superfícies de densidade, bem como a proposição de novos métodos baseados em dados de sensoriamento remoto e técnicas de análise espacial.

Similarmente ao trabalho de Wong (1998), a abordagem desenvolvida por Reardon e O'Sullivan (2004) baseia-se na utilização de funções de proximidade para a definição do que os autores denominam *ambiente local* (*local environment*) de cada célula. Partindo desta abordagem, os autores desenvolveram alguns índices espaciais, entre eles uma versão espacial do índice de dissimilaridade generalizado ($D(m)$), do índice de exposição ($P_{(m,n)}^*$) e do índice de isolamento (Q_m).

Para o cômputo destes índices, é necessária a obtenção da estimativa da densidade populacional local (*population density of the local environment*) de todas as células. A

densidade populacional local da célula j equivale à média da densidade de todas as células, ponderadas por sua proximidade à célula j (Reardon e O'Sullivan, 2004). Formalmente, é definida da seguinte maneira:

$$\tilde{\rho}_j = \sum_{j=1}^J d(\rho_j), \quad (3.16)$$

onde ρ_j é a densidade populacional na célula j , J é o número total de células e $d(.)$ é a função de proximidade que define a vizinhança de j . Seguindo a mesma lógica, a densidade populacional local do grupo m na célula j é definida como:

$$\tilde{\rho}_{jm} = \sum_{j=1}^J d(\rho_{jm}), \quad (3.17)$$

onde ρ_{jm} é a densidade populacional do grupo m na célula j .

A proporção local do grupo m na célula j ($\tilde{\tau}_{jm}$) é obtida a partir da razão entre a densidade populacional local do grupo m na célula j ($\tilde{\rho}_{jm}$) e a densidade populacional local na célula i ($\tilde{\rho}_j$):

$$\tilde{\tau}_{jm} = \frac{\tilde{\rho}_{jm}}{\tilde{\rho}_j}. \quad (3.18)$$

Para cada célula, a soma da proporção local de todos os grupos é sempre equivalente a 1.

O cálculo da versão espacial de $D(m)$ a partir de dados de densidade populacional é efetuado da seguinte maneira (Reardon e O'Sullivan, 2004):

$$\tilde{D}(m) = \sum_{j=1}^J \sum_{m=1}^M \frac{\rho_j}{2NI} |\tilde{\tau}_{jm} - \tau_m|, \quad (3.19)$$

onde N representa a população total da área de estudo, ρ_j é a densidade populacional local da célula j , τ_m é a proporção do grupo m na área de estudo, $\tilde{\tau}_{jm}$ é a proporção local do grupo m na célula j , e I representa o índice de interação (Equação 3.5).

O índice de exposição espacial do grupo m ao grupo n ($\tilde{P}_{(m,n)}^*$) obtido a partir de superfícies de densidade é definido como:

$$\tilde{P}_{(m,n)}^* = \sum_{j=1}^J \frac{\rho_{jm}}{N_m} \tilde{\tau}_{jn} , \quad (3.20)$$

onde ρ_{jm} é a densidade populacional do grupo m na célula j , N_m representa o número total de indivíduos pertencentes ao grupo m e $\tilde{\tau}_{jn}$ representa a proporção local do grupo n na célula j . O índice de isolamento espacial para dados de densidade populacional (\tilde{Q}_m) pode ser obtido com a substituição no grupo n pelo grupo m na Equação 3.20.

Ao contrário das versões baseadas em contagem populacional, os índices $\tilde{D}(m)$, $\tilde{P}_{(m,n)}^*$ e \tilde{Q}_m não apresentam valores máximos pré-estabelecidos, o que prejudica a leitura de seus resultados, em especial os dos índices de exposição e isolamento ($\tilde{P}_{(m,n)}^*$ e \tilde{Q}_m).

Embora Reardon e O'Sullivan (2004) tenham desenvolvido apenas índices espaciais globais, é possível a elaboração de medidas locais a partir dos índices apresentados nesta seção. Para tanto, basta aplicar o mesmo procedimento de decomposição efetuado sobre os índices baseados em contagem populacional (Seção 3.2).

3.4 Validação dos Resultados dos Índices de Segregação Residencial

Embora a maioria dos índices de segregação apresente uma variação fixa (geralmente entre 0 e 1), não existe um limiar estabelecido de maneira criteriosa capaz de definir se os índices calculados para um determinado conjunto de dados indicam um estado de segregação ou não. Em geral, os trabalhos empíricos que utilizam medidas de segregação têm adotado limiares fixos, como os estabelecidos por Massey e Denton

(1987, 1993) para o índice de dissimilaridade. De acordo com os autores, um índice de dissimilaridade de 0 a 0,3 indica uma segregação suave, de 0,3 a 0,6 representa uma segregação moderada e acima de 0,6 indica uma segregação severa. Sabe-se, contudo, que os índices de segregação variam de acordo com a escala e geometria das unidades de análise (efeitos do MAUP). Estes índices tendem, por exemplo, a apresentar valores maiores com o aumento do número de áreas computadas, um efeito conhecido como *grid problem* (White, 1983; Massey e Denton, 1988). No caso dos índices espaciais, o mesmo efeito ocorre com a diminuição da abrangência da função de proximidade que define as vizinhanças consideradas no cômputo. Portanto, os resultados obtidos a partir de unidades de área ou funções de proximidade distintas não podem ser comparados, assim como a estipulação de limiares fixos para a interpretação destes resultados não representa uma solução adequada.

Outra alternativa muito adotada para a interpretação das medidas de segregação, é a comparação entre os índices obtidos para cidades distintas, muitas vezes acompanhada da elaboração de um *ranking* de cidades a partir destes dados. Neste caso, comete-se novamente o equívoco da comparação de índices obtidos para geometrias diferenciadas.

Como alternativa a esta limitação, este trabalho propõe a aplicação de um teste de hipótese, conhecido como *teste de pseudo-significância* (Anselin, 1995), para o estabelecimento da validade estatística dos índices espaciais de segregação. Para que se saiba o que esperar quando uma determinada hipótese é verdadeira, os testes de hipótese são geralmente conduzidos para uma hipótese contrária ao que de fato se quer provar, denominada *hipótese nula* (Freund e Perles, 1999). No caso dos índices de segregação, por exemplo, os testes deverão ser conduzidos para a hipótese nula de que a distribuição dos grupos populacionais na cidade *não* representa um arranjo segregado. Se a hipótese nula for rejeitada, aceita-se uma hipótese alternativa, que no caso seria a de que o arranjo populacional *é* segregado.

Para execução do teste de pseudo-significância, os dados correspondentes a cada unidade de área devem ser aleatoriamente permutados inúmeras vezes entre as áreas, produzindo distintos arranjos espaciais dos grupos populacionais. As permutações

geradas são utilizadas na construção de uma distribuição de referência que é confrontada ao valor do índice obtido a partir dos dados originais (Câmara et al., 2002b). Se o valor observado for *superior* aos valores dos índices computados para os arranjos populacionais aleatórios, a hipótese nula será rejeitada.

A FIGURA 3.1 apresenta um exemplo de aplicação do teste de pseudo-significância sobre o índice de dissimilaridade $\check{D}(m)$. Neste caso, a distribuição de referência, em laranja, foi construída a partir de 99 permutações aleatórias e o valor observado está representado pela cor azul.

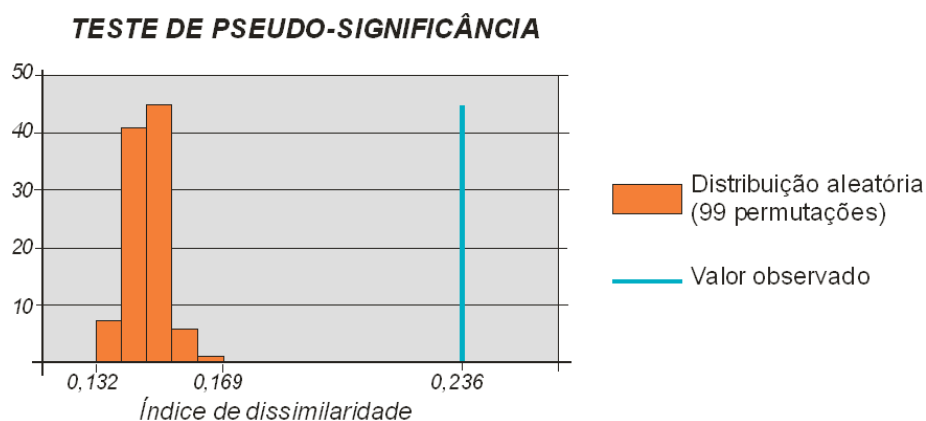


FIGURA 3.1 - Exemplo de distribuição simulada do índice de dissimilaridade $\check{D}(m)$.

Observa-se na FIGURA 3.1 que o valor observado é superior aos calculados para os arranjos populacionais gerados aleatoriamente, ou seja, corresponde ao extremo superior da distribuição construída. Portanto, rejeita-se a hipótese nula de que o arranjo populacional não é segregado.

Na prática, a verificação da significância dos índices é efetuada através do cálculo do nível de pseudo-significância (*p-valor*) para cada índice computado. O *p-valor* representa a probabilidade de rejeitarmos a hipótese nula quando ela é verdadeira (Freund e Perles, 1999). Como o *p-valor* representa um erro, a condição para que um índice seja considerado significativo é a de que seu *p-valor* seja baixo. O valor 0,05 é comumente adotado como limiar neste processo (Freund e Perles, 1999), ou seja, um índice com *p-valor* inferior a 0,05 é considerado significativo. Este limiar, porém, pode ser alterado a critério do pesquisador.

Formalmente, o p-valor é calculado da seguinte maneira (Anselin, 2003):

$$p\text{-valor} = \frac{d+1}{D+1}, \quad (3.21)$$

onde d representa o número de permutações aleatórias cujo índice de segregação é superior ou igual ao índice calculado para o conjunto de dados observado, e D representa o número total de permutações geradas. Por representar uma probabilidade, o p-valor varia de 0 a 1.

A aplicabilidade dos testes de pseudo-significância a índices espaciais de segregação será ilustrada na próxima seção, na qual os índices apresentados nas Seções 3.1 e 3.2 são testados em conjuntos de dados artificiais.

3.5 Experimentos Utilizando Conjuntos de Dados Artificiais

Para efeito de comparação entre as medidas espaciais e não-espaciais, três conjuntos de dados artificiais foram elaborados (FIGURA 3.2). Os conjuntos de dados foram compostos por 144 áreas de dimensões idênticas (10mX10m) e quatro grupos populacionais de mesma proporção (0,25 cada). Em cada conjunto, os grupos populacionais foram distribuídos de maneira diferenciada: (a) o conjunto A configura um caso de extrema segregação, no qual cada área apresenta apenas indivíduos do mesmo grupo e as áreas caracterizadas pelo mesmo grupo estão agrupadas; (b) no conjunto B, cada área também possui apenas indivíduos do mesmo grupo, porém as áreas caracterizadas por um determinado grupo estão dispersas de maneira equilibrada; e (c) o conjunto C representa um caso de máxima integração, onde cada área apresenta a mesma composição populacional do conjunto como um todo.

Para cada conjunto, foram calculados os índices não-espaciais $D(m)$, ISR , $P_{(m,n)}^*$ e Q_m bem como os índices espaciais $\check{D}(m)$, \check{ISR} , $\check{P}_{(m,n)}^*$ e \check{Q}_m (TABELAS 3.1 e 3.2). Estes cálculos, assim como os do estudo de caso (Capítulo 4), foram efetuados através de um software elaborado especificamente para este trabalho, no qual as técnicas apresentadas

neste capítulo foram implementadas. Conforme o mencionado no capítulo anterior, este software foi desenvolvido por Marcelino P. S. Silva e Thomas Koschitzki.

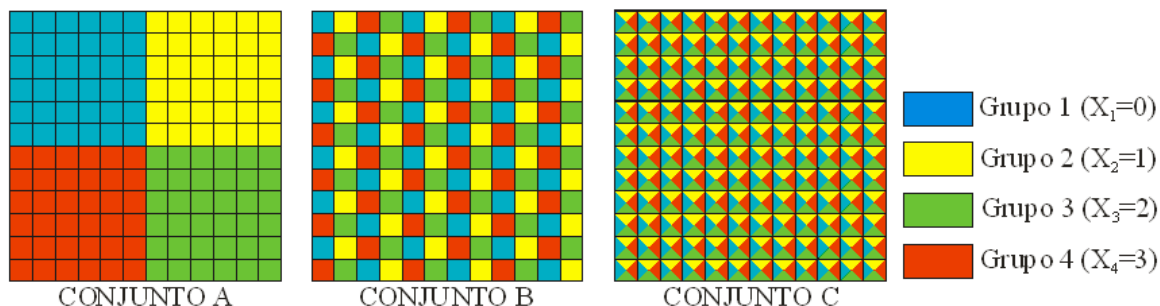


FIGURA 3.2 - Conjuntos de dados artificiais.

Os cálculos dos índices da dimensão dispersão/agrupamento ($D(m)$, $\check{D}(m)$, ISR e \check{ISR}) consideraram todos os grupos populacionais, ao passo que os índices da dimensão exposição/isolamento foram aplicados na mensuração da exposição do grupo 1 ao grupo 3 ($P_{(1,3)}^*$ e $\check{P}_{(1,3)}^*$) e isolamento do grupo 1 (Q_1 e \check{Q}_1). As vizinhanças de cada unidade de área, necessárias para o cômputo dos índices espaciais, foram definidas por funções gaussianas, assim como a ilustrada na FIGURA 3.3. Funções gaussianas com larguras de banda 10 m e 30 m foram utilizadas, visto que o peso que rege a influência das unidades mais próximas ou mais distantes sobre a composição populacional de cada vizinhança pode ser regulado através da adoção de larguras de banda diferenciadas. Ou seja, a adoção de uma largura de banda menor implica no estabelecimento de vizinhanças mais locais, que receberão uma influência muito maior das unidades de área próximas. Por outro lado, a adoção de larguras de banda maiores implica no estabelecimento de vizinhanças mais abrangentes, que também consideram a composição populacional de unidades de área mais distantes. A adoção de diferentes larguras de banda representa uma estratégia muito útil para a captura de padrões de segregação residencial em distintas escalas.

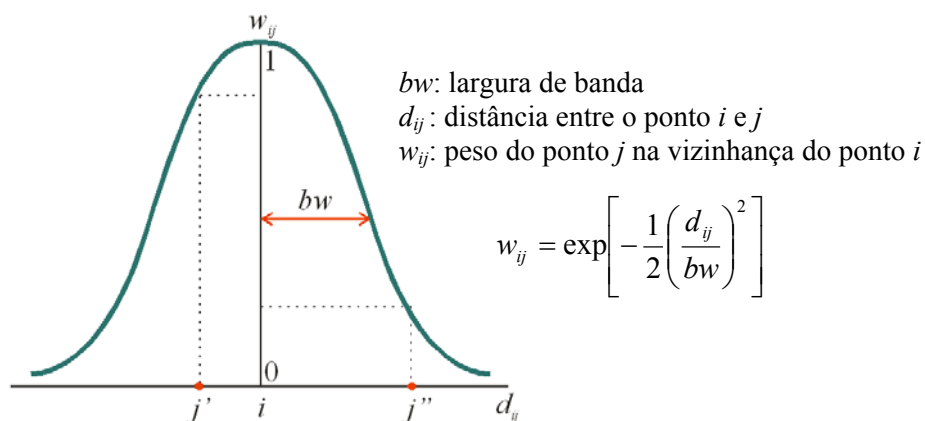


FIGURA 3.3 - Função gaussiana.

FONTE: Adaptado de Fotheringham et al. (2002, p. 44).

Para o cálculo das médias e variâncias, utilizadas no ISR e \tilde{ISR} , um valor diferenciado da variável X foi atribuído a cada grupo. Estes valores variaram entre zero e três, conforme indica a legenda da FIGURA 3.2.

Com o intuito de validar as medidas obtidas, 99 permutações aleatórias foram efetuadas a partir dos conjuntos de dados. Os índices de segregação foram calculados para cada uma das permutações e, com o resultado, pseudo-distribuições foram construídas para cada um deles. A partir destas distribuições simuladas, a pseudo-significância dos índices pôde ser obtida.

Como os conjuntos A e B são constituídos por arranjos diferentes a partir dos mesmos dados (unidades ocupadas exclusivamente por um grupo populacional), a mesma pseudo-distribuição é válida para ambos. No caso do conjunto de dados C, o teste de pseudo-significância não é aplicável, dado que todas as células apresentam os mesmos valores.

Cabe salientar que resultados apresentados nesta seção foram obtidos a partir da aplicação de índices para dados populacionais agregados em área. Se calculássemos a densidade populacional de cada unidade de área, considerando-as como células, e aplicássemos índices de segregação para dados contínuos, os mesmos resultados seriam obtidos, com a única diferença de que os índices não estariam contidos em intervalos pré-estabelecidos entre 0 e 1. Após o cômputo e validação das medidas globais, os

índices locais de segregação $\check{d}_j(m)$, $\check{p}_{j(1,3)}^*$ e \check{q}_{j1} também foram obtidos e espacializados, conforme mostram as FIGURAS 3.5, 3.6 e 3.7.

Considerando os índices globais calculados para os conjuntos A e B (TABELAS 3.1 e 3.2), observa-se que, embora o primeiro conjunto apresente claramente uma configuração muito mais segregada do que o segundo, os índices não-espaciais foram incapazes de diferenciá-los. Na dimensão dispersão/agrupamento, tanto o índice de dissimilaridade ($D(m)$) quanto o de segregação residencial (ISR) indicaram valores iguais a 1 (TABELA 3.1). Na dimensão exposição/isolamento, os índices indicaram exposição nula entre os grupos 1 e 3 ($P_{(1,3)}^*=0$) e isolamento máximo do grupo 1 ($Q_1=1$) (TABELA 3.2). Em suma, todos os índices indicaram uma situação de máxima segregação para os conjuntos A e B. Estes resultados exemplificam o problema do tabuleiro de damas (*checkerboard problem*), ou seja, em qualquer caso onde as unidades de área estejam ocupadas apenas por indivíduos do mesmo grupo, os índices de segregação não-espaciais indicarão o grau máximo de segregação, independente do arranjo espacial destas unidades.

TABELA 3.1 - Comparação entre índices espaciais e não-espaciais da dimensão dispersão/agrupamento (variação entre 0 e 1).

| Índices de Dissimilaridade - $D(m)$ e $\check{D}(m)$ | | | | | | |
|----------------------------------------------------------------------------------------|--------------|---------|----------------------|---------|----------------------|---------|
| | Não-espacial | | Gaussiana, bw 10 m | | Gaussiana, bw 30 m | |
| | $D(m)$ | p-valor | $\check{D}(m)$ | p-valor | $\check{D}(m)$ | p-valor |
| Conjunto A | 1 | - | 0,86 | 0,01 | 0,54 | 0,01 |
| Conjunto B | 1 | - | 0,05 | 1 | 0,04 | 1 |
| Conjunto C | 0 | - | 0 | - | 0 | - |
| Índices de Segregação Residencial - ISR e \check{ISR} | | | | | | |
| | Não-espacial | | Gaussiana, bw 10 m | | Gaussiana, bw 30 m | |
| | ISR | p-valor | \check{ISR} | p-valor | \check{ISR} | p-valor |
| Conjunto A | 1 | - | 0,82 | 0,01 | 0,39 | 0,01 |
| Conjunto B | 1 | - | 0,07 | 1 | 0,01 | 1 |
| Conjunto C | 0 | - | 0 | - | 0 | - |

bw : largura de banda

Os índices espaciais, por sua capacidade de considerar as unidades vizinhas, superam esta limitação e permitem a diferenciação entre os conjuntos A e B. Considerando a

dimensão dispersão/agrupamento (TABELA 3.1), os índices $\check{D}(m)$ e $\check{I}SR$ calculados sobre o conjunto A apresentaram valores elevados e significativos (p-valor=0,01), enquanto os calculados para o conjunto B apresentaram valores quase nulos e não significativos (p-valor=1).

A FIGURA 3.4 mostra as distribuições simuladas do índice $\check{D}(m)$ (largura de banda igual a 10 m) elaboradas para o teste de pseudo-significância. No caso do conjunto A, o valor observado do índice ($\check{D}(m) = 0,86$) é superior ao obtido sobre os arranjos simulados aleatoriamente. Portanto, rejeita-se a hipótese nula de que a distribuição dos grupos populacionais *não* representa um arranjo segregado. O contrário ocorreu em relação ao conjunto B, para o qual a hipótese nula foi aceita.

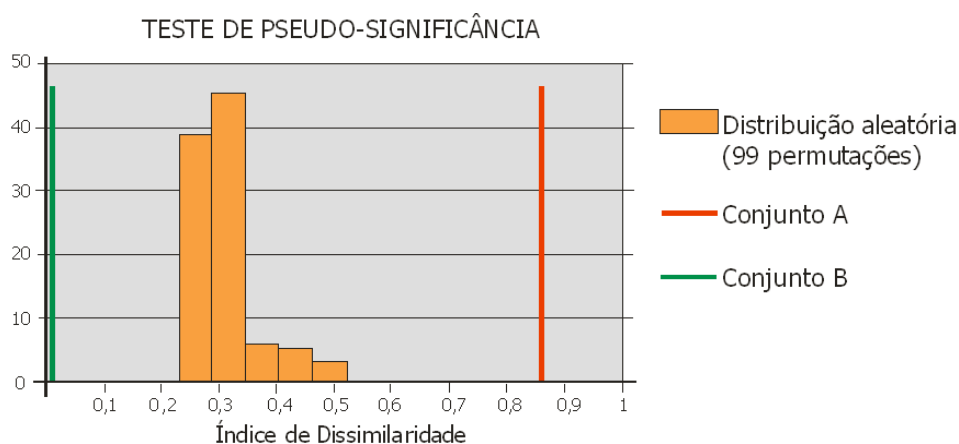


FIGURA 3.4 - Distribuição simulada do índice $\check{D}(m)$, largura de banda de 10 m, para os conjuntos de dados A e B.

Conforme o mencionado na Seção 3.1, os índices de exposição e isolamento dependem da composição populacional da cidade como um todo. Por esta razão, é importante que se tenha em mente a proporção de cada grupo populacional na cidade no processo de interpretação destes índices. No caso do conjunto de dados elaborado para estes testes, onde a proporção dos quatro grupos é de 0,25, um arranjo populacional integrado deverá apresentar índices exposição e isolamento sempre próximos a 0,25. Isto significa dizer que a composição populacional dos *locais* da cidade (unidades de área + vizinhanças) permite um contato equitativo entre os membros de um grupo e os membros de todos os demais grupos. Já um arranjo segregado deverá apresentar índices

de exposição próximos a zero (não há exposição entre grupos distintos) e índices de isolamento próximos a 1.

Seguindo este raciocínio, a análise dos índices espaciais de isolamento e exposição calculados (TABELA 3.2) confirma os resultados obtidos através dos índices da dimensão dispersão/agrupamento, ou seja, indicação de segregação no conjunto A e de integração nos conjuntos B e C. O índice \check{Q}_1 revelou-se significativo para o conjunto A (p-valor=0,01) e não-significativo para o conjunto B (p-valor=1). Ou seja, a hipótese nula de que *não* há isolamento do grupo 1 foi rejeitada para o conjunto A e aceita para o conjunto B.

TABELA 3.2 - Comparação entre índices espaciais e não-espaciais da dimensão exposição/isolamento (variação entre 0 e 1).

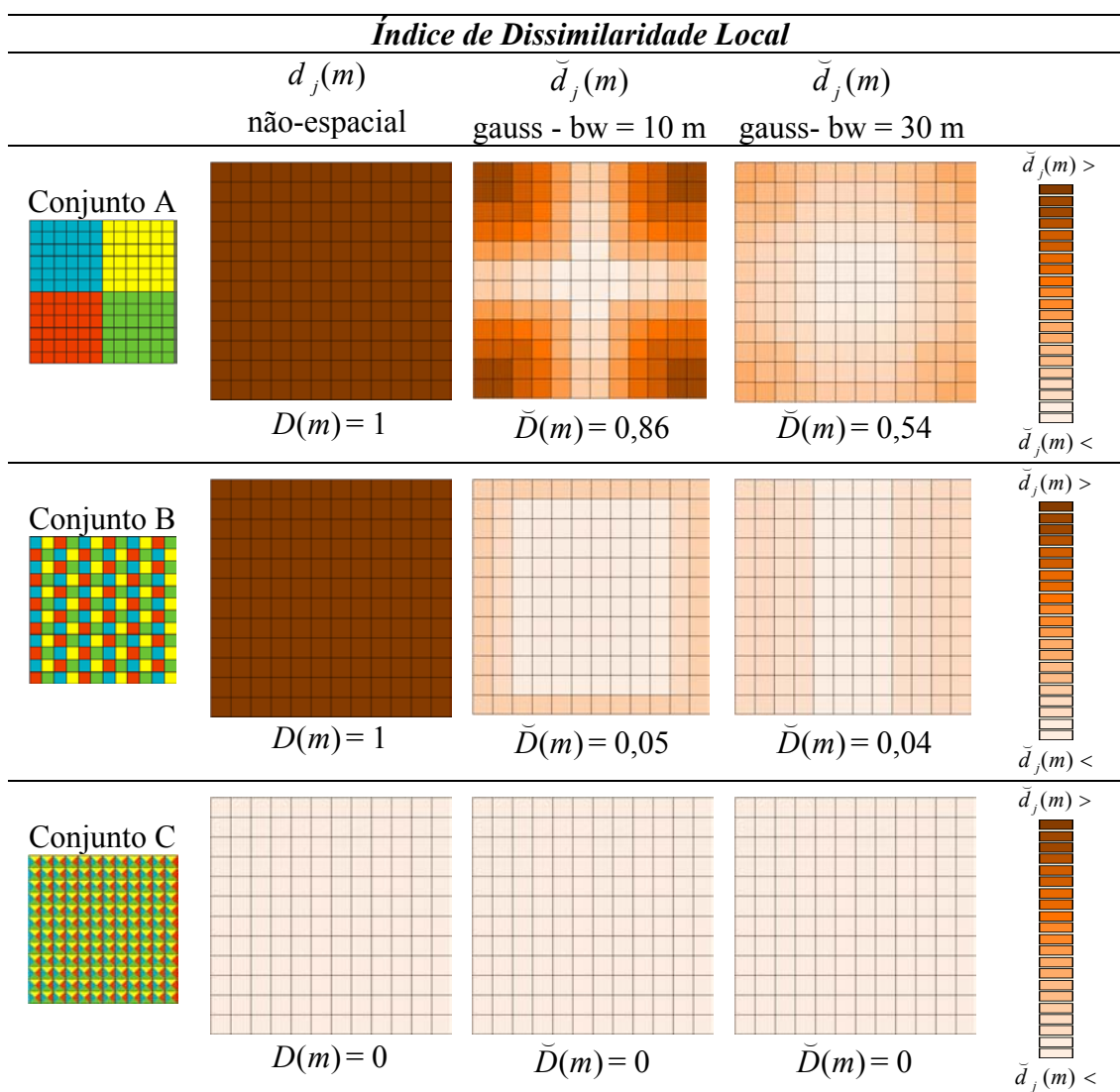
| Índices de Isolamento do Grupo 1- Q_1 e \check{Q}_1 | | | | | | |
|-------------------------------------------------------------------------------------------|---------------|---------|-----------------------|---------|-----------------------|---------|
| | Não-espacial | | Gaussiana, bw 10 m | | Gaussiana, bw 30 m | |
| | Q_1 | p-valor | \check{Q}_1 | p-valor | \check{Q}_1 | p-valor |
| Conjunto A | 1 | - | 0,882 | 0,01 | 0,615 | 0,01 |
| Conjunto B | 1 | - | 0,272 | 1 | 0,253 | 1 |
| Conjunto C | 0,25 | - | 0,25 | - | 0,25 | - |
| Índices de Exposição - $P_{(1,3)}^*$ e $\check{P}_{(1,3)}^*$ | | | | | | |
| | Não-espacial | | Gaussiana, bw 10 m | | Gaussiana, bw 30 m | |
| | $P_{(1,3)}^*$ | p-valor | $\check{P}_{(1,3)}^*$ | p-valor | $\check{P}_{(1,3)}^*$ | p-valor |
| Conjunto A | 0 | - | 0,003 | 1 | 0,046 | 1 |
| Conjunto B | 0 | - | 0,235 | 0,01 | 0,247 | 0,01 |
| Conjunto C | 0,25 | - | 0,25 | - | 0,25 | - |

bw : largura de banda

O índice $\check{P}_{(1,3)}^*$, que neste caso representou mais um índice de “integração” do que de “segregação”, apresenta um valor não-significativo para o conjunto A (p-valor=1) e um valor significativo para o conjunto B (p-valor=0,01). Este resultado significa afirmar que a hipótese nula de que famílias pertencentes ao grupo 1 *não* estão expostas às do grupo 3 foi aceita para o conjunto A e rejeitada para o conjunto B.

Os resultados dos índices globais de segregação são mais bem compreendidos por intermédio da espacialização dos índices locais de segregação, que mostram a

contribuição de cada unidade de área na composição dos índices globais (FIGURAS 3.5, 3.6 e 3.7).



bw: largura de banda

gauss: função gaussiana

FIGURA 3.5 - Índice de dissimilaridade local, calculado para os conjuntos de dados A, B e C.

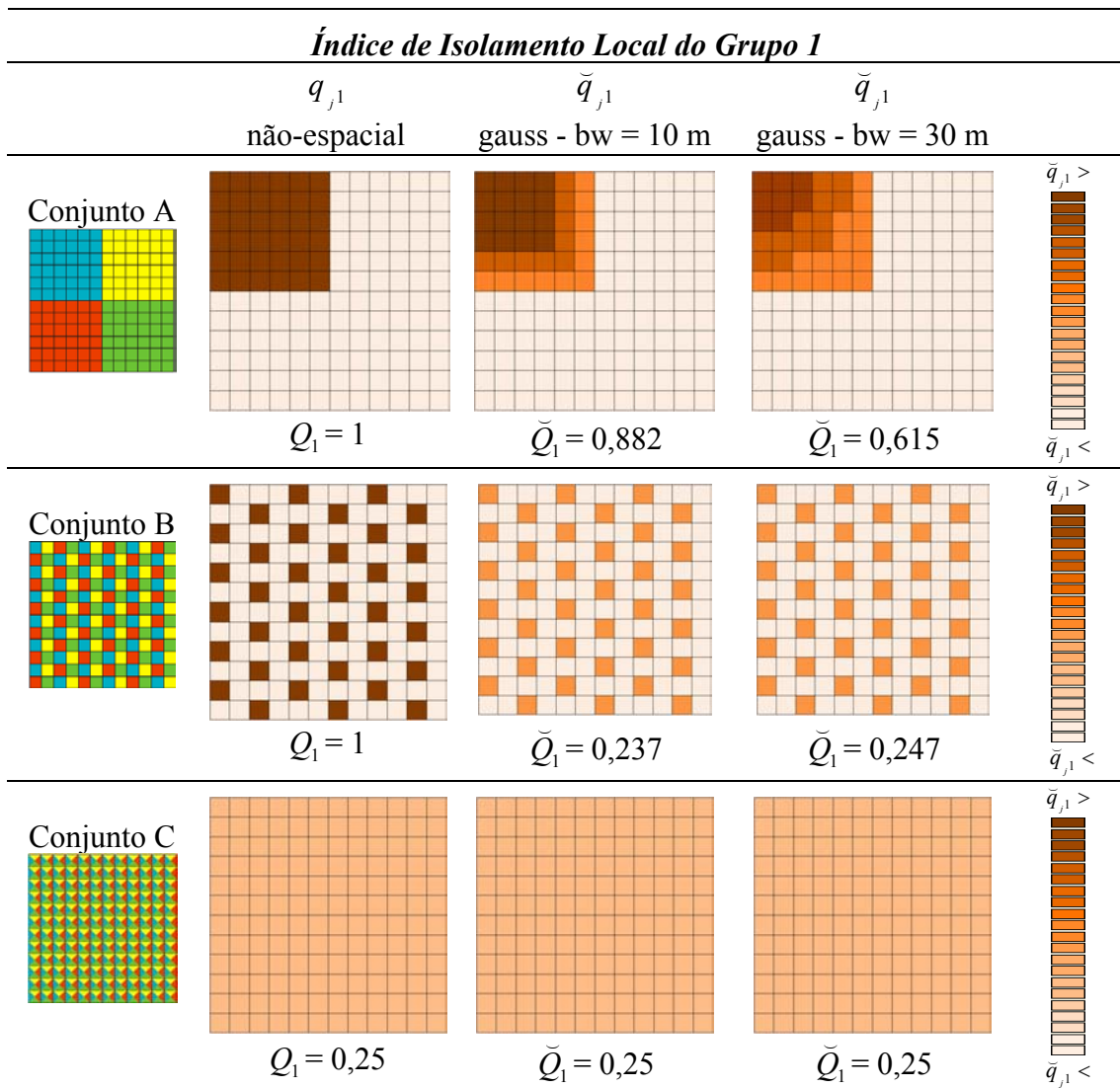
A FIGURA 3.5 apresenta os resultados do índice local de dissimilaridade ($\check{d}_j(m)$). Por intermédio desta figura, é possível observar que o conjunto de dados A apresenta algumas unidades integradas no centro do conjunto, onde os distintos grupos se encontram. Graças a estas unidades integradas, os índices espaciais de dissimilaridade

globais ($\check{D}(m)$) não apresentaram os valores máximos de segregação, apesar da configuração extremamente segregada do conjunto A.

No conjunto B, para o qual o índice de dissimilaridade espacial é quase nulo ($\check{D}(m)=0,05$), espacialização dos índices de dissimilaridade local chama a atenção pela ocorrência de um efeito de borda (FIGURA 3.5). Este efeito, que é inerente a qualquer índice espacial, ocorre em virtude da omissão de dados que não pertencem à área de estudo, o que prejudica a estimativa dos índices nas unidades localizadas próximas ao limite da área de estudo. No caso particular do conjunto B, que é composto por unidades de área nas quais predominam apenas um grupo populacional, a estimativa populacional da vizinhança é essencial para que os índices reconheçam a diversidade populacional da vizinhança de cada uma das unidades e apontem a distribuição do conjunto como sendo integrada. Nas unidades de área localizadas nos limites do conjunto B, porém, a estimativa populacional da vizinhança fica prejudicada pela falta de dados e estas unidades passam a apresentar um grau de segregação levemente superior ao das demais, o que provoca o efeito de borda observado na FIGURA 3.5.

A FIGURA 3.6 apresenta os resultados dos índices de isolamento local do grupo 1 (\check{q}_{j1}). De maneira análoga ao verificado sobre o índice de dissimilaridade local, é possível verificar na FIGURA 3.6 que as áreas do conjunto A onde se concentram os indivíduos pertencentes ao grupo 1 apresentam um isolamento decrescente em direção ao centro do conjunto. Este decréscimo é mais acentuado se consideramos uma vizinhança mais abrangente, no caso, a vizinhança definida pela função gaussiana com largura de banda de 30 m.

O contrário ocorre na FIGURA 3.7, que apresenta dos resultados dos índices de exposição local do grupo 1 ao grupo 3 ($\check{p}_{j(1,3)}^*$). Neste caso, os valores do índice local de exposição calculados para o conjunto A são mais elevados nas unidades de área centrais.



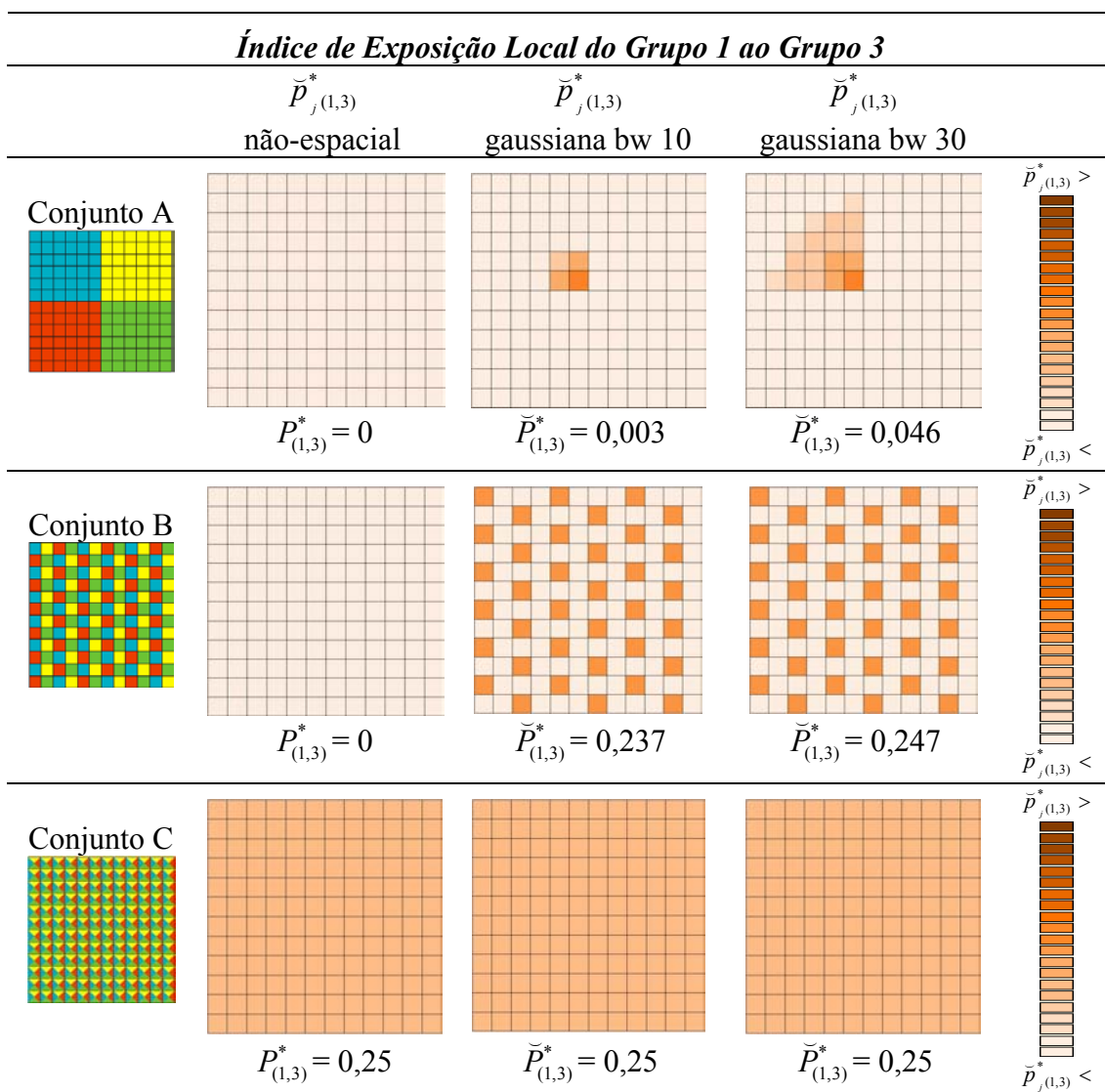
bw: largura de banda

gauss: função gaussiana

FIGURA 3.6 - Índice de isolamento local do grupo 1, calculado para os conjuntos de dados A, B e C.

É importante lembrar que, em sua versão espacial, o isolamento do grupo 1 reflete a proporção média do grupo 1 nos locais onde habitam os indivíduos deste mesmo grupo, enquanto a exposição do grupo 1 ao grupo 3 reflete a proporção média do grupo 3 nos locais onde habitam indivíduos do grupo 1. Portanto, apenas as áreas onde os indivíduos do grupo 1 estão presentes contribuem para a composição dos índices de isolamento e exposição calculados e são ressaltadas na visualização dos índices locais (FIGURAS 3.6 e 3.7). Por esta razão, embora os índices globais de isolamento e exposição nos conjuntos B e C sejam praticamente os mesmos (próximos a 0,25), seus índices locais

apresentam-se diferenciados: no conjunto C as unidades contribuem igualmente para a composição do índice global, ao passo que no conjunto B somente as unidades onde estão localizados indivíduos do grupo 1 o fazem.



bw: largura de banda
gauss: função gaussiana

FIGURA 3.7 - Índice de exposição local do grupo 1 ao grupo 3, calculado para os conjuntos de dados A, B e C.

A adoção de vizinhanças definidas por funções de proximidade com larguras de banda maiores resultou em índices de segregação mais baixos. Nestes casos, a vizinhança de cada área abrange um maior número de unidades de área e, por conseguinte, costuma apresentar uma maior diversidade de grupos populacionais e um índice de segregação

inferior. Estas variações no índice também podem ser consideradas como um efeito de escala do MAUP (*grid problem*), que impede a comparação de índices calculados com diferentes larguras de banda. Apesar disto, a seleção de diferentes larguras de banda representa um recurso importante, que permite a análise da segregação em diferentes escalas, uma questão que vem sendo levantada em inúmeros trabalhos da área (Sabatini et al., 2001; Rodríguez, 2001; Torres, 2004). De acordo com Sabatini et al. (2001), ambas as dimensões da segregação podem mostrar tendências distintas se analisadas sob diferentes escalas.

3.6 Considerações Adicionais

Este capítulo teve como principal propósito a elaboração de índices de segregação capazes de superar o caráter não-espacial e exclusivamente global que caracteriza as medidas tradicionalmente aplicadas em estudos empíricos de segregação residencial. Para tanto, índices de segregação que incorporam informações geográficas em suas formulações foram construídos a partir da extensão de índices existentes. Foram propostos também índices locais, obtidos a partir da decomposição dos novos índices espaciais globais.

A abordagem adotada neste processo de construção de medidas espaciais, baseada no conceito de *intensidade populacional local*, permitiu a obtenção de índices de segregação bastante flexíveis. Estes índices permitem a adoção de qualquer função de proximidade no cômputo dos índices, cabendo ao usuário a escolha da função considerada como a mais apropriada ao conceito e abrangência das “vizinhanças” adotadas no estudo em questão. Diante da atual complexidade do padrão de segregação nas cidades brasileiras, esta propriedade dos índices apresentados revela-se de grande importância, dado que viabiliza a elaboração de análises em várias escalas, partindo daquela na qual os dados estão disponibilizados em maior detalhamento até escalas mais abrangentes.

Considerando o fato de que as duas dimensões da segregação postuladas por Reardon e O’Sullivan (2004) contribuem de maneira diferenciada para a compreensão deste

fenômeno, foram construídos índices espaciais para cada uma delas: os índices $\check{P}_{(m,n)}^*$ e \check{Q}_m para a dimensão exposição/isolamento, e os índices $\check{D}(m)$ e \check{ISR} para a dimensão dispersão/agrupamento. Estes índices permitem análises complementares acerca da segregação residencial em determinada cidade ou aglomerado urbano.

Além da elaboração de índices espaciais globais e locais de segregação, este capítulo propõe a aplicação de um procedimento estatístico para a validação dos índices que possa substituir os métodos comumente utilizados, como o estabelecimento de um ranking de diferentes cidades a partir de seus índices de segregação ou a adoção de limiares fixos que definem se determinado índice representa uma distribuição segregada ou não. O procedimento proposto neste capítulo equivale à aplicação de testes de pseudo-significância que permitam afirmar se determinado índice apresenta validade estatística.

Conjuntos de dados artificiais foram utilizados para uma comparação entre os índices propostos e suas versões não-espaciais e exclusivamente globais. A aplicação dos índices sobre dados artificiais revelou-se bastante didática, permitindo uma melhor compreensão sobre os resultados produzidos pelos índices e sobre a maneira mais apropriada de interpretá-los.

Por intermédio destes experimentos com dados artificiais, foi possível observar que os índices propostos, por considerarem o arranjo espacial entre as unidades de área, são mais informativos do que os índices não-espaciais. Constatou-se também a utilidade dos índices locais de segregação, que permitem um melhor entendimento dos resultados apresentados pelos índices globais e revelam quais as unidades apresentam um maior ou menor grau de segregação.

O capítulo apresentou ainda índices espaciais de segregação propostos por Reardon e O'Sullivan, que mereceram destaque pelo fato de terem sido construídos para dados contínuos (superfícies de densidade populacional). Estes índices, assim como os índices propostos nesta dissertação, foram utilizados no estudo de caso sobre a segregação residencial em São José dos Campos, que será apresentado no Capítulo 4.

CAPÍTULO 4

SEGREGAÇÃO RESIDENCIAL EM SÃO JOSÉ DOS CAMPOS

Este capítulo apresenta uma análise da segregação residencial em São José dos Campos em 1991 e 2000 a partir da interpretação dos índices espaciais apresentados no Capítulo 3. A primeira seção deste capítulo dedica-se a uma breve descrição da área escolhida para o estudo de caso. Em virtude da natureza do trabalho, tal descrição buscou enfatizar aspectos relacionados ao desenvolvimento socioeconômico da cidade e suas implicações na distribuição espacial da população ao longo do século XX.

Na sequência, a Seção 4.2 apresenta a aplicação dos índices propostos na dissertação sobre os dados censitários de São José dos Campos referentes aos anos de 1991 e 2000. São descritos os procedimentos de estimativa populacional da vizinhança, cálculo de índices globais e locais de segregação, bem como a aplicação de testes de pseudo-significância. Paralelamente, os resultados destes procedimentos são analisados e padrões de segregação vigentes na cidade são identificados.

Como alternativa aos índices propostos, que utilizam dados agregados, a Seção 4.3 apresenta resultados obtidos com a utilização de índices aplicáveis a dados contínuos. Índices globais e locais foram calculados a partir de superfícies de densidade populacional referentes ao ano de 2000 e seus resultados foram comparados aos obtidos a partir de dados agregados em área.

4.1 Área de Estudo

O município de São José dos Campos localiza-se no Estado de São Paulo, na região conhecida como Médio Vale do Rio Paraíba do Sul (FIGURA 4.1). A cidade abrange uma área de 1.118 km², situada entre 22° 49' e 23° 18' de latitude sul e entre 45° 40' e 46° 06' de longitude oeste (PMSJC, 1994). A FIGURA 4.1 mostra a área de estudo selecionada para o presente trabalho, que corresponde à área urbana e de expansão

urbana da cidade, de acordo com o macrozoneamento da Prefeitura Municipal de São José dos Campos (PMSJC, 2003).



FIGURA 4.1 - Localização da área de estudo, São José dos Campos.

FONTE: Adaptado de IBGE (2000a) e INPE (2000).

São José dos Campos, considerada uma cidade de porte médio com sua população urbana de 532.717 habitantes (IBGE, 2000a), destaca-se pelo diversificado parque industrial com inúmeros segmentos industriais: aeronáutico, farmacêutico, petroquímico, automobilístico, de telecomunicações e eletrônico.

A configuração urbana do município foi marcada por condicionantes naturais e antrópicos (Rio Paraíba do Sul e sua várzea, topografia montanhosa, Ferrovia, Rodovia Presidente Dutra e o Centro Técnico Aeroespacial) bem como por políticas públicas estabelecidas na cidade ao longo dos anos (FIGURA 4.2). Tais fatores influenciaram a maneira como os diferentes grupo socioeconômicos disputaram o acesso às vantagens do espaço intra-urbano e, por conseguinte, como se distribuíram espacialmente. Ao analisarmos o processo de estruturação da cidade no século XX sob esta perspectiva,

podemos ressaltar alguns momentos representativos do desenvolvimento da cidade e seus reflexos na distribuição espacial de sua população.

O primeiro deles, da década de 20 até a década de 50, representa a primeira fase industrial e a fase sanatorial. A primeira fase industrial teve início com a regulamentação de uma lei municipal de incentivo fiscal em 1920, aprovada pela Câmara Municipal como uma alternativa para recuperar a cidade afetada pelo declínio da economia cafeeira (Cursino e Matta, 2003). A lei de incentivo fiscal e a localização privilegiada da cidade (entre São Paulo e Rio de Janeiro), promoveram a chegada das primeiras indústrias: Fábrica de Louças Santo Eugênio (1921), Cerâmica Santa Lúcia (1922), Tecelagem Parahyba (1925), Cerâmica Weiss (1941) e Rhodia Indústrias Químicas e Têxteis (1946). Estas indústrias localizavam-se na zona norte da cidade (FIGURA 4.2), próximas à estrada de ferro (Cursino e Matta, 2003).

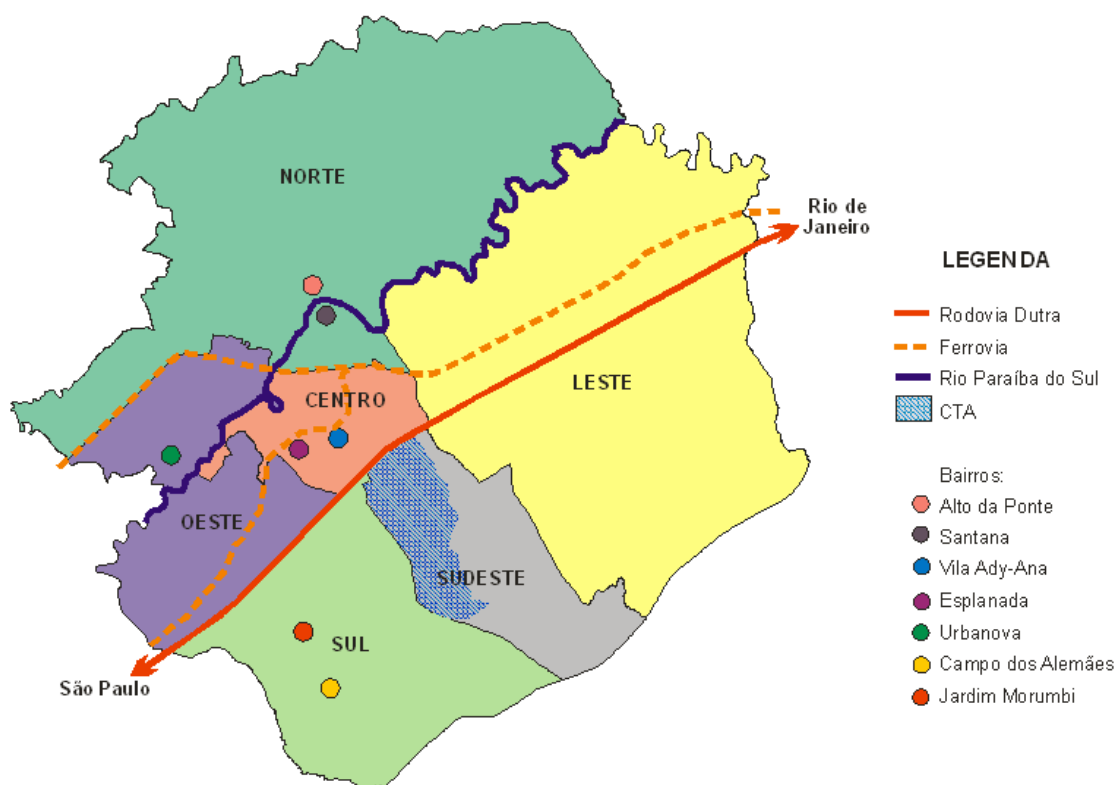


FIGURA 4.2 - Referenciais da área urbana de São José dos Campos.
FONTE: Adaptado de IBGE (2000a) e PMSJC (2003).

A fase sanatorial teve início em 1935, quando uma outra intervenção pública transforma São José dos Campos em “Estância Hidromineral” graças às suas condições climáticas consideradas favoráveis aos tratamentos de tuberculosos (PMSJC, 1994). Com a resolução, a cidade passou a receber recursos oficiais para receber os doentes e grandes sanatórios foram implantados na parte oeste do núcleo central (Cursino e Matta, 2003; PMSJC, 1994).

A chegada de doentes tuberculosos que deveriam ser alojados em edificações afastadas do Centro, a necessidade de áreas destinadas à implantação de indústrias e a demanda por habitações para os trabalhadores destas indústrias que chegavam das áreas rurais, motivaram a criação da primeira lei municipal de zoneamento de São José dos Campos (Dias, 2000). Esta lei, datada de 1938, dividia a cidade em quatro zonas territoriais: industrial, comercial, sanatorial e residencial (Dias, 2000). Em relação à distribuição dos diferentes grupos sociais na zona residencial, este período já apresentava um padrão de segregação bem definido. Enquanto as classes mais altas situavam-se na zona central, muito valorizada graças a sua infra-estrutura e concentração de equipamentos urbanos (Fernandes e Kurkdjian, 2003), a classe de trabalhadores mantinha-se próxima às indústrias (bairros de Santana e Alto da Ponte), localizada no “lado de lá” da estrada de ferro e distanciada das classes de renda superior (FIGURA 4.2) (Oliveira et al., 1999).

Em 1947, com a chegada da estreptomicina no Brasil e sua eficácia no tratamento da tuberculose, a fase sanatorial chega ao fim e a cidade dá início a sua segunda fase industrial (Dias, 2000). Nas décadas de 50 e 60, ocorre um período de forte industrialização, marcado pela construção da Rodovia Presidente Dutra, consolidação do Centro Técnico Aeroespacial (CTA) e implantação de grandes indústrias (Oliveira et al. 1999, Dias 2000, Cursino e Matta, 2003). Inúmeros trabalhadores qualificados e não-qualificados, atraídos pelas ofertas de emprego, impulsionaram o crescimento populacional da cidade, cujas taxas anuais foram de 5,64% e 6,70% durante as décadas de 50 e 60, respectivamente (TABELA 4.1). Neste mesmo período, as taxas de crescimento populacional no Estado de São Paulo foram de 3,57% na década de 50 e 3,20 na década de 60, enquanto as do Brasil foram de 3,17% e 2,76% (IBGE, 2004). O acréscimo populacional em São José dos Campos gerou uma acentuada expansão da

cidade, caracterizada pelo aumento do núcleo antigo e pelo surgimento de loteamentos em locais periféricos e distantes, muitas vezes ilegais (Dias, 2000; Fernandes e Kurkdjian, 2003).

TABELA 4.1 - Evolução da população de São José dos Campos no período entre 1940 e 2000.

| <i>Contagem Populacional</i> | | | <i>Crescimento Populacional</i> | |
|------------------------------|--------------|---------------|---------------------------------|----------------------|
| <i>Ano</i> | <i>Total</i> | <i>Urbana</i> | <i>Período</i> | <i>Taxa (% a.a.)</i> |
| 1940 | 36.279 | 14.474 | 1940/50 | 2,13 |
| 1950 | 44.804 | 26.600 | 1950/60 | 5,64 |
| 1960 | 77.533 | 56.882 | 1960/70 | 6,70 |
| 1970 | 148.332 | 132.482 | 1970/80 | 6,84 |
| 1980 | 287.513 | 276.901 | 1980/91 | 3,99 |
| 1991 | 442.370 | 425.132 | 1991/2000 | 2,23 |
| 2000 | 539.313 | 532.717 | | |

FONTE: Censos Demográficos 1940 – 2000 (IBGE, 2004).

O padrão de segregação conhecido como Centro-Periferia, que vinha se consolidando nas cidades brasileiras de médio e grande porte, passa a dominar a estrutura da cidade de São José dos Campos a partir da década de 50. Neste período, a população das classes média e alta ocupou o centro da cidade e áreas adjacentes a ele na direção oeste, como os bairros Vila Adyana e Esplanada (FIGURA 4.2). Estes locais tiveram um progressivo incremento em seu comércio e serviços, infra-estrutura e atividades educacionais e de lazer (Dias, 2000). Por outro lado, os bairros periféricos - onde se concentrava a classe operária - estavam fora do alcance destas melhorias e muitas vezes desprovidos dos mais básicos serviços. Estes bairros eram resultantes, principalmente, do parcelamento clandestino de glebas rurais e caracterizados por casas autoconstruídas.

Durante a década de 70 e início da década de 80, período caracterizado pela existência de um regime militar no país, o desenvolvimento da cidade foi marcado pelo surgimento de setores industriais aeronáuticos e de armamentos. A cidade, transformada em um pólo aeroespacial e de defesa, também passa a receber investimentos de outros setores da economia, como o da construção civil e comércio (Cursino e Matta, 2003). Novas frentes de trabalho são abertas e o crescimento da cidade permanece acentuado (6,84% a.a.). Boa parte dos migrantes desta fase corresponde a uma classe de trabalhadores

mais pobres e não qualificados oriundos de Minas Gerais e da região Nordeste. Esta população ocupa principalmente favelas e loteamentos periféricos na zona sul e leste. Entre as favelas consolidadas neste período estão as favelas do Banhado e Santa Cruz, localizadas na área central da cidade, e a favela do Vidoca, localizada na zona sul da cidade (Rosa Filho, 2002).

Neste período, condomínios exclusivos voltados para as classes médias e altas começaram a surgir na cidade (Fernandes e Kurkdjian, 2003). Estes condomínios representam o principal instrumento de um novo padrão de segregação, que começava a sobrepor-se ao padrão Centro-Periferia e que permanece em processo de consolidação.

A partir de 1985, com o declínio da indústria bélica e posterior abertura comercial promovida pelo governo Collor, a cidade é atingida por uma grave crise econômica que resulta em mais de 20 mil desempregados (Cursino e Matta, 2003). Neste período, as taxas de crescimento populacional da cidade declinaram significativamente (TABELA 4.1). No entanto, em meados da década de 90, ocorre uma recuperação da atividade industrial, refletida no significativo aumento da arrecadação municipal. Graças a esta recuperação, o município ocupa atualmente a segunda posição na arrecadação de ICMS do Estado, segundo dados da Secretaria do Estado da Fazenda de São Paulo (2004). O balanço desta última década – que representa o período abordado no estudo de caso deste trabalho – revela uma redução da migração, principalmente de trabalhadores não qualificados, assim como um incremento dos indicadores de escolaridade e renda (FIGURA 4.3).

Considerando a distribuição espacial dos distintos grupos socioeconômicos no decorrer da década de 90, nota-se uma concentração dos bairros das classes alta e média na direção oeste, intensificada pela ocupação do bairro Urbanova iniciada em 1989 (PMSJC, 1994) e caracterizada pela existência de inúmeros condomínios exclusivos. A FIGURA 4.4 ilustra a localização das classes de renda superiores no ano de 2000.

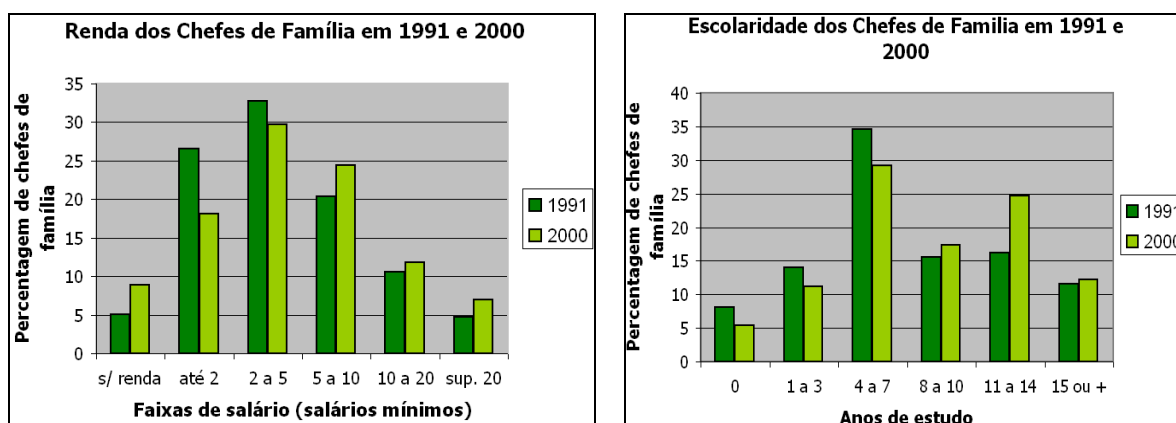


FIGURA 4.3 - Comparação da renda e escolaridade dos chefes de família em 1991 e 2000, na cidade de São José dos Campos.
 FONTE: IBGE (1991, 2000a).

Chefes de família com rendimento superior a 20 salários mínimos

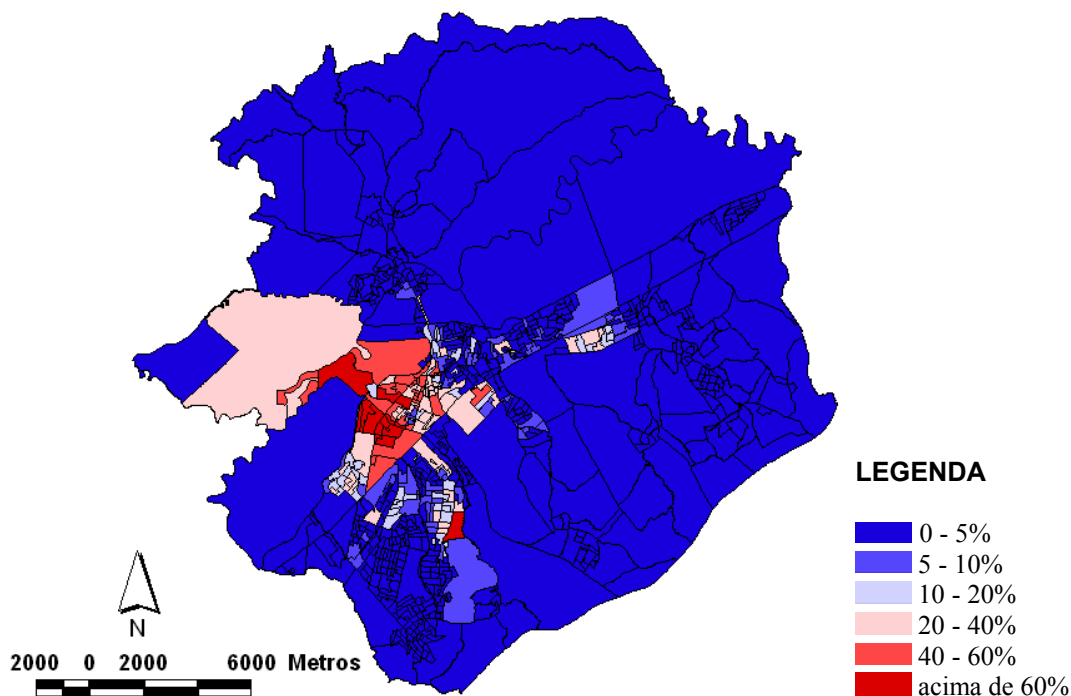


FIGURA 4.4 - Mapa da porcentagem de chefes de família com rendimento superior a 20 salários mínimos.
 FONTE: IBGE (2000a).

Em relação às classes mais populares, ocorreu um processo de expansão da zona Sul (Campo dos Alemães e Jardim Morumbi) e da zona Leste (FIGURA 4.2), além do aparecimento de favelas. Segundo Rosa Filho (2002), a cidade apresentava, em 2000, 9.230 moradores em favelas, dispersos em 22 núcleos, e cerca de 12.000 famílias em

120 loteamentos clandestinos. Por intermédio da FIGURA 4.5, é possível observar a distribuição dos chefes de família com rendimento de até 2 salários mínimos no ano de 2000.

Chefes de família com rendimento de até 2 salários mínimos

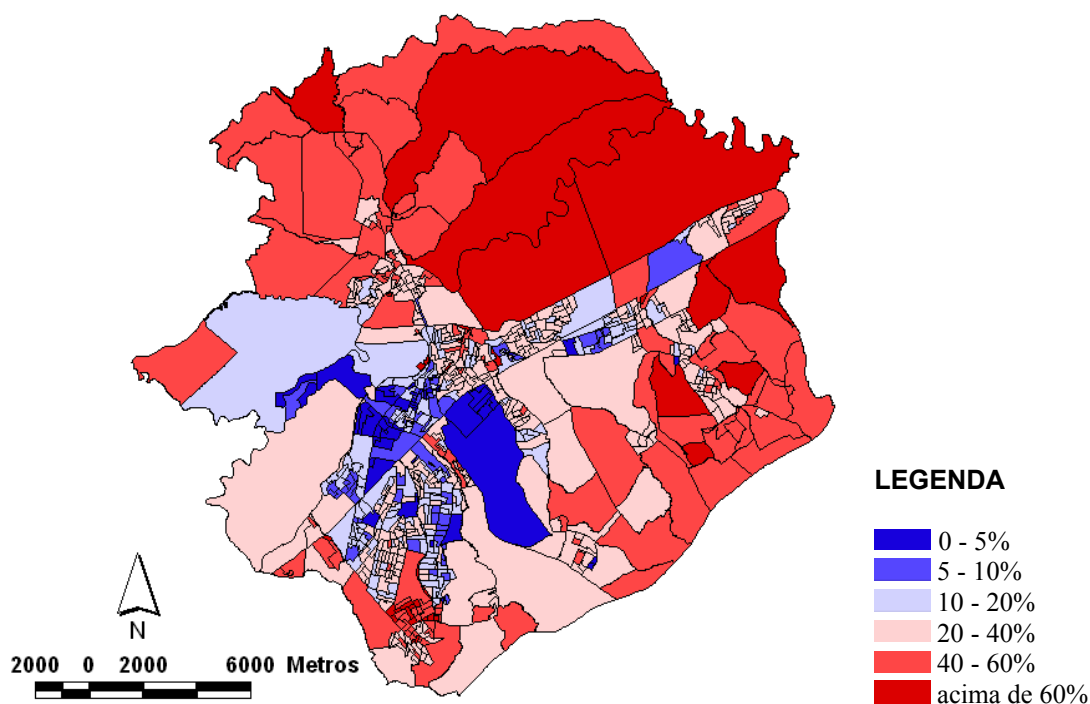


FIGURA 4.5 - Mapa da porcentagem de chefes de família com rendimento de até 2 salários mínimos.

FONTE: IBGE (2000a).

4.2 Índices Espaciais de Segregação para Dados Agregados em Áreas

A aplicação de índices de segregação requer a escolha de variáveis que caracterizem as famílias da área de estudo segundo um critério pré-determinado. Neste trabalho, cujos aspectos de interesse são essencialmente socioeconômicos, os dados relativos a renda e escolaridade dos chefes de família foram selecionados como representativos da situação socioeconômica familiar. Conforme o mencionado no Capítulo 1, estas variáveis foram selecionadas por terem sido apontadas por Genovez (2002) como as mais significativas na determinação da exclusão/inclusão social de São José dos Campos.

Os dados utilizados na análise são provenientes dos Censos Demográficos de 1991 e 2000 (IBGE, 1991, 2000a) e agregados em setores censitários, unidades de área que são modificadas a cada recenseamento. Dado o fato de que os resultados dos índices variam com a alteração das fronteiras das unidades de área (MAUP), uma compatibilização prévia entre os setores censitários das datas abrangidas no estudo foi necessária. Esta compatibilização, cujos detalhes são descritos no Apêndice A e em Feitosa et al. (2005), baseou-se na integração de dados populacionais a dados do meio físico, viabilizada graças à utilização de imagens de satélite (LANDSAT).

A partir da compatibilização entre dados censitários, foram geradas duas tabelas, uma referente ao ano de 1991 e outra ao ano de 2000, contendo os identificadores dos polígonos da base compatibilizada, as coordenadas X e Y de seus centróides e a contagem dos chefes de família pertencentes a cada grupo socioeconômico. Estes grupos socioeconômicos são apresentados na TABELA 4.2 e representam intervalos de faixa salarial ou de anos de estudo dos chefes de família.

A TABELA 4.2 apresenta também a proporção de cada grupo na cidade em 1991 e 2000 (τ_n). Estes dados representam uma informação importante para a interpretação dos índices que são influenciados pela composição populacional da cidade, como os da dimensão exposição/isolamento. Um gráfico que permite a comparação destas proporções nos anos de 1991 e 2000 foi apresentado na FIGURA 4.3.

A TABELA 4.2 fornece ainda o valor da variável renda ou escolaridade atribuído a cada grupo (X_n), dado necessário para o cálculo do índice de segregação residencial $\tilde{I}SR$, cujos resultados serão apresentados na Seção 4.2.2. Estes valores representam a média dos valores extremos dos intervalos de renda ou anos de estudos que caracterizam os grupos populacionais.

TABELA 4.2 - Grupos socioeconômicos considerando as variáveis renda e escolaridade dos chefes de família, a proporção destes grupos nos anos de 1991 e 2000 (τ_n) e o valor da variável renda ou escolaridade atribuído para cada um deles (X_n).

| <i>Renda dos Chefes de Família</i> | | | |
|-------------------------------------------|-----------------|-----------------|-------|
| <i>Grupo</i> | $\tau_n - 1991$ | $\tau_n - 2000$ | X_n |
| Sem rendimento | 0,05 | 0,09 | 0 |
| Até 2 salários mínimos | 0,27 | 0,18 | 1 |
| 2 a 5 salários mínimos | 0,33 | 0,30 | 3,5 |
| 5 a 10 salários mínimos | 0,20 | 0,24 | 7,5 |
| 10 a 20 salários mínimos | 0,11 | 0,12 | 15 |
| Superior a 20 salários mínimos | 0,05 | 0,07 | 22 |
| <i>Escolaridade dos Chefes de Família</i> | | | |
| <i>Grupo</i> | $\tau_n - 1991$ | $\tau_n - 2000$ | X_n |
| Sem instrução ou menos de 1 ano de estudo | 0,08 | 0,05 | 0 |
| Até 3 anos de estudo | 0,14 | 0,11 | 2 |
| 4 a 7 anos de estudo | 0,35 | 0,29 | 5,5 |
| 8 a 10 anos de estudo | 0,16 | 0,17 | 9 |
| 11 a 14 anos de estudo | 0,16 | 0,25 | 12,5 |
| 15 anos de estudo ou mais | 0,12 | 0,13 | 17 |

τ_n : proporção do grupo n na área de estudo

X_n : valor da variável X (renda ou escolaridade) atribuído ao grupo n .

4.2.1 Intensidade Populacional Local

A partir das duas tabelas resultantes da compatibilização dos dados censitários, os índices espaciais de segregação propostos nas Seções 3.1 e 3.2 do Capítulo 3 foram computados e analisados. O primeiro passo para o cálculo destes índices consiste no cômputo da intensidade populacional local (Equação 3.1) de todas as unidades de área nas quais os dados da contagem estão agregados. De acordo com o exposto na Seção 3.1, a intensidade populacional local é obtida pela soma da população de todas as áreas, ponderadas por sua proximidade à unidade de área em questão.

Na prática, o cálculo da intensidade populacional local foi viabilizado por um software, desenvolvido para este trabalho, que permite a seleção da forma e largura de banda a serem utilizadas como parâmetros da função de proximidade que será utilizada. Para os cálculos dos índices da dimensão dispersão/agrupamento, foram definidas oito funções de proximidade, equivalentes a funções gaussianas com larguras de banda (bw) que

variaram entre 200 m e 4400 m. O objetivo da adoção de distintas larguras de banda foi o de verificar se a cidade apresentou tendências de segregação variadas quando consideradas diferentes escalas de análise. A partir dos resultados dos índices calculados para cada largura de banda, apenas duas funções de proximidade foram selecionadas para o cômputo dos índices da dimensão exposição/isolamento e dos índices locais.

Como produto desta etapa, foram obtidas oito tabelas para cada ano, cada uma delas considerando uma função de proximidade distinta. Estas tabelas disponibilizam, além dos dados de entrada, a intensidade populacional local dos chefes de família em cada unidade de área.

4.2.2 Índices Globais e Locais: Dimensão Dispersão/Agrupamento

A partir das tabelas contendo os dados de intensidade populacional local dos chefes de família em cada unidade de área, as versões espaciais do índice de dissimilaridade generalizado ($\tilde{D}(m)$) e do índice de segregação residencial (\tilde{ISR}) foram calculadas (Equações 3.4 e 3.9). Para a obtenção das médias e variâncias requisitadas no cálculo do \tilde{ISR} , foi utilizado o valor da variável renda ou escolaridade do chefe de família (X_n) atribuído a cada grupo socioeconômico (TABELA 4.2).

Após o cômputo dos índices globais $\tilde{D}(m)$ e \tilde{ISR} , foram aplicados testes de pseudo-significância com o intuito de verificar se os índices calculados apresentaram valores significativos ou não. Para a execução deste teste, cujos detalhes foram apresentados na Seção 3.4 do Capítulo 3, os dados correspondentes a cada unidade de área foram permutados 99 vezes entre as áreas de maneira aleatória, produzindo diferentes arranjos espaciais dos grupos populacionais. Para cada um destes arranjos simulados, foi repetido o procedimento de cômputo da intensidade populacional local apresentado na Seção 4.2.1. Sobre estes dados, os índices de segregação foram calculados e utilizados na construção de uma distribuição de referência sobre a qual o índice original pôde ser comparado e seu p-valor obtido (Equação 3.21).

Para cada uma das oito funções de proximidade definidas, o cômputo da intensidade populacional local foi efetuado 100 vezes: um a partir dos dados originais e 99 a partir dos dados simulados. No total, foram geradas 800 tabelas para cada ano (1991 e 2000) e, sobre estas tabelas, os índices $\check{D}(m)$ e \check{ISR} foram calculados considerando a renda e escolaridade dos chefes de família. As TABELAS 4.3 e 4.4 apresentam os índices calculados para cada uma das funções de proximidade (bw) e suas respectivas significâncias (p-valor). A TABELA 4.3 apresenta os índices $\check{D}(m)$ e \check{ISR} calculados para a variável renda dos chefes de família, e a TABELA 4.4 apresenta o cálculo destes índices para a variável escolaridade.

Para os testes de pseudo-significância aplicados sobre o índice de dissimilaridade, a hipótese nula é a de que a distribuição dos grupos populacionais *não* representa um arranjo segregado. Conforme o apresentado nas TABELAS 4.3 e 4.4, o p-valor atribuído aos índices foi igual a 0,01 em todos os casos, o que significa afirmar que a probabilidade de estarmos rejeitando erroneamente a hipótese nula é de apenas 0,01. Do ponto de vista estatístico, portanto, estamos diante de índices de segregação significativos, que indicam que a cidade de São José dos Campos apresenta - tanto em 1991 quanto em 2000 - uma distribuição populacional segregada.

TABELA 4.3 - Índices globais da dimensão dispersão/agrupamento, considerando a variável renda dos chefes de família.

| RENDA – Dimensão Dispersão/Agrupamento | | | | | | | | |
|-----------------------------------------------|----------------------------------|----------------|----------------|----------------|-----------------------------------------|----------------|---------------|----------------|
| <i>bw</i> | <i>Índice de Dissimilaridade</i> | | | | <i>Índice de Segregação Residencial</i> | | | |
| | <i>1991</i> | <i>p-valor</i> | <i>2000</i> | <i>p-valor</i> | <i>1991</i> | <i>p-valor</i> | <i>2000</i> | <i>p-valor</i> |
| | $\check{D}(m)$ | | $\check{D}(m)$ | | \check{ISR} | | \check{ISR} | |
| 200 | 0,259 | 0,01 | 0,264 | 0,01 | 0,288 | 0,01 | 0,317 | 0,01 |
| 400 | 0,223 | 0,01 | 0,236 | 0,01 | 0,238 | 0,01 | 0,275 | 0,01 |
| 800 | 0,180 | 0,01 | 0,201 | 0,01 | 0,169 | 0,01 | 0,205 | 0,01 |
| 1200 | 0,154 | 0,01 | 0,176 | 0,01 | 0,117 | 0,01 | 0,158 | 0,01 |
| 1600 | 0,129 | 0,01 | 0,153 | 0,01 | 0,080 | 0,01 | 0,119 | 0,01 |
| 2000 | 0,110 | 0,01 | 0,133 | 0,01 | 0,055 | 0,01 | 0,088 | 0,01 |
| 3200 | 0,069 | 0,01 | 0,089 | 0,01 | 0,019 | 0,01 | 0,038 | 0,01 |
| 4400 | 0,048 | 0,01 | 0,064 | 0,01 | 0,007 | 0,01 | 0,017 | 0,01 |

bw : largura de banda da função gaussiana que define a vizinhança (em metros).

TABELA 4.4 - Índices globais da dimensão dispersão/agrupamento, considerando a variável escolaridade dos chefes de família.

| ESCOLARIDADE – Dimensão Dispersão/Agrupamento | | | | | | | | |
|------------------------------------------------------|----------------------------------|-----------------|------------------------|-----------------|-----------------------------------------|-----------------|-----------------------|-----------------|
| <i>bw</i> | <i>Índice de Dissimilaridade</i> | | | | <i>Índice de Segregação Residencial</i> | | | |
| | 1991 $\check{D}(m)$ | <i>p</i> -valor | 2000 $\check{D}(m)$ | <i>p</i> -valor | 1991 $\check{I}SR$ | <i>p</i> -valor | 2000 $\check{I}SR$ | <i>p</i> -valor |
| 200 | 0,262 | 0,01 | 0,251 | 0,01 | 0,283 | 0,01 | 0,249 | 0,01 |
| 400 | 0,232 | 0,01 | 0,224 | 0,01 | 0,235 | 0,01 | 0,212 | 0,01 |
| 800 | 0,194 | 0,01 | 0,190 | 0,01 | 0,169 | 0,01 | 0,158 | 0,01 |
| 1200 | 0,168 | 0,01 | 0,170 | 0,01 | 0,126 | 0,01 | 0,126 | 0,01 |
| 1600 | 0,146 | 0,01 | 0,150 | 0,01 | 0,094 | 0,01 | 0,096 | 0,01 |
| 2000 | 0,126 | 0,01 | 0,131 | 0,01 | 0,070 | 0,01 | 0,074 | 0,01 |
| 3200 | 0,082 | 0,01 | 0,091 | 0,01 | 0,028 | 0,01 | 0,033 | 0,01 |
| 4400 | 0,058 | 0,01 | 0,066 | 0,01 | 0,011 | 0,01 | 0,016 | 0,01 |

bw : largura de banda da função gaussiana que define a vizinhança (em metros).

A FIGURA 4.6 mostra as distribuições simuladas do índice $\check{D}(m)$ (em laranja) e os valores dos índices obtidos sobre os dados originais (em vermelho), considerando os dados relativos à renda dos chefes de família no ano 2000 e funções gaussianas com larguras de banda de 400 m e 2000 m. Assim como nos gráficos da FIGURA 4.6, todos os índices apresentados nas TABELAS 4.4 e 4.5 apresentaram valores superiores aos da distribuição simulada, obtida por meio de permutações aleatórias.

**TESTES DE PSEUDO-SIGNIFICÂNCIA
ÍNDICE DE DISSIMILARIDADE**

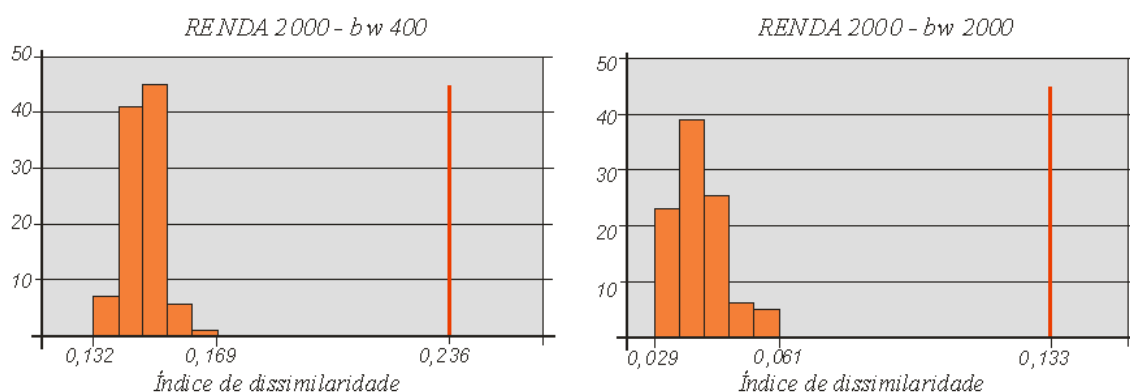


FIGURA 4.6 - Distribuição simulada do índice $\check{D}(m)$ (em laranja) e o valor observado sobre os dados originais (em vermelho) - renda dos chefes de família no ano 2000 e larguras de banda de 400 m e 2000 m.

Os índices apresentados nas TABELAS 4.3 e 4.4 demonstraram a não ocorrência de alterações muito expressivas dos índices de segregação da cidade durante o período

1991-2000. Apesar disto, os índices $\check{D}(m)$ e \check{ISR} revelaram algumas tendências comuns. Considerando a renda dos chefes de família (TABELA 4.3), observou-se que os índices obtidos sobre os dados do ano 2000 apresentaram, em todas as escalas, um pequeno incremento se comparados aos calculados sobre os dados do ano 1991. No caso do índice $\check{D}(m)$, isto significa afirmar que houve um aumento médio da disparidade entre as proporções dos grupos que compõem a intensidade populacional local de cada unidade de área e as proporções dos grupos que compõem a população da cidade como um todo. Confirmando os resultados dos índices $\check{D}(m)$, os índices \check{ISR} mostraram que houve um acréscimo na proporção da variância total dos rendimentos estimada na cidade que é explicada pela variância *entre* os distintos locais da cidade.

Em suma, embora os índices $\check{D}(m)$ e \check{ISR} sejam calculados de maneira bastante diferenciada, ambos apontaram para uma mesma direção: o crescimento populacional da cidade no período de 1991-2000, que foi de 2,2% ao ano, veio acompanhado de uma alteração na distribuição espacial dos distintos grupos classificados quanto à renda do chefe de família que contribuiu para um ligeiro acréscimo da segregação na cidade. Este acréscimo pôde ser verificado em todas as escalas de análise, tanto naquelas definidas por funções de proximidade com larguras de banda mais estreitas, quando nas definidas por funções com larguras de banda mais abrangentes.

Em relação à escolaridade dos chefes de família (TABELA 4.4), porém, a aplicação dos índices $\check{D}(m)$ e \check{ISR} revelou um resultado distinto. De acordo com esses índices, a segregação da cidade no período 1991-2000 apresentou tendências diferenciadas quando analisadas distintas escalas: observou-se um decréscimo dos índices de segregação quando consideradas larguras de banda estreitas, e um acréscimo quando consideradas larguras de banda maiores.

O decréscimo dos índices de segregação quando consideradas larguras de banda estreitas indica a ocorrência de um incremento da diversidade dos grupos populacionais classificados quanto à escolaridade em escalas mais locais. Tal constatação pode estar relacionada ao considerável incremento dos indicadores de escolaridade da população

joseense ocorrido no período 1991-2000, o que permite que chefes de família com níveis superiores de escolaridade residam em bairros voltados a classes mais populares.

De maneira geral, a comparação entre os resultados apresentados nas TABELAS 4.3 e 4.4 revela que os índices de segregação calculados sobre os dados de renda dos chefes de família apresentaram valores muito semelhantes aos obtidos quando adotado o parâmetro escolaridade dos chefes de família. Apesar disto, é possível observar que a variável renda tornou-se um pouco mais expressiva durante o período 1991-2000, principalmente quando analisadas escalas definidas por funções com larguras de banda estreitas. Considerando a largura de banda de 200 m, por exemplo, o \tilde{ISR} computado a partir dos dados de renda em 2000 foi de 0,317, enquanto o obtido a partir dos dados de escolaridade foi de 0,249, inferior ao primeiro. O mesmo não era constatável no ano de 1991, visto que o \tilde{ISR} calculado sobre os dados de renda foi de 0,288, e o calculado para os dados de escolaridade foi de 0,283, ou seja, valores muito semelhantes. Este resultado aponta indícios de que, no ano de 2000, a segregação em escalas definidas por larguras de banda estreitas passa a ser definida mais pela renda dos chefes de família do que por sua escolaridade.

O mesmo não foi observado em escalas definidas por funções de proximidade com larguras de banda mais abrangentes. Nestes casos, os índices calculados para os parâmetros de renda e escolaridade têm valores semelhantes e ambos apresentaram um incremento no período 1991-2000. Tal resultado indica um aumento das disparidades socioeconômicas entre grandes regiões da cidade (macrosegregação).

Os resultados dos índices globais de dispersão/agrupamento são melhor compreendidos através da espacialização do índice local $\tilde{d}_j(m)$. Conforme o exposto na Seção 3.2, o cômputo e espacialização de índices locais permitem a observação do quanto as distintas áreas da cidade contribuem para a composição do índice global de segregação e permitem a identificação de padrões de segregação.

A partir de uma análise sobre os resultados dos índices globais, apenas duas funções de proximidade foram selecionadas para o cômputo e espacialização dos índices locais de

dissimilaridade. A primeira delas é uma função gaussiana com largura de banda de 400 m, que representa uma escala local, e a segunda é uma função com largura de banda de 2000 m, que permite análises em uma escala mais abrangente. A FIGURA 4.7 ilustra, sobre a área de estudo, a abrangência das funções de proximidades escolhidas para o cômputo dos índices.

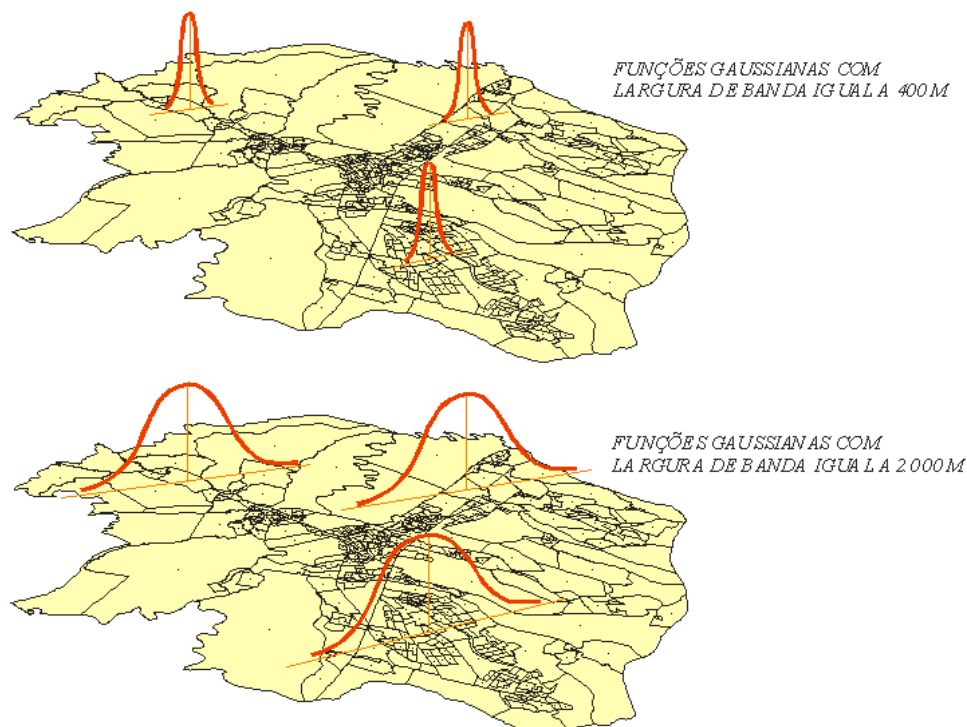


FIGURA 4.7 - Abrangência aproximada das funções de proximidade utilizadas no cômputo dos índices locais.

As FIGURAS 4.8 e 4.9 mostram mapas dos índices de dissimilaridade local para os anos de 1991 e 2000, considerando funções gaussianas com largura de banda igual a 400 m. A FIGURA 4.8 mostra a espacialização dos índices obtidos sobre grupos classificados quanto à variável renda dos chefes de família, enquanto a FIGURA 4.9 ilustra índices que consideraram a variável escolaridade dos chefes de família. Em ambas as figuras, os mesmos intervalos foram utilizados no fatiamento dos mapas.

Os mapas dos índices de dissimilaridade local considerando as variáveis renda e escolaridade dos chefes de família apresentaram resultados muito semelhantes e, por intermédio das FIGURAS 4.8 e 4.9, é possível constatar apenas pequenas variações durante o período 1991-2000. Estas variações, que são um pouco mais intensas quando

considerada a variável renda dos chefes de família, apontam um incremento do grau de segregação na região Norte (circulado em amarelo na FIGURA 4.8), região Leste (em azul), extremo Sul (em preto) e, principalmente, na região Oeste (em verde). Todas estas áreas coincidem com áreas periféricas da cidade que sofreram um aumento populacional no período 1991-2000. Cabe salientar, porém, que parte da interpretação sobre as FIGURAS 4.8 e 4.9 é influenciada pela forma de representação dos dados. Os mapas coropléticos⁸ apresentados destinam maior ênfase visual aos polígonos periféricos com maiores dimensões e, como em 2000 estes polígonos passaram a contribuir mais na composição do índice global de dissimilaridade, esta diferença tende a ser realçada.

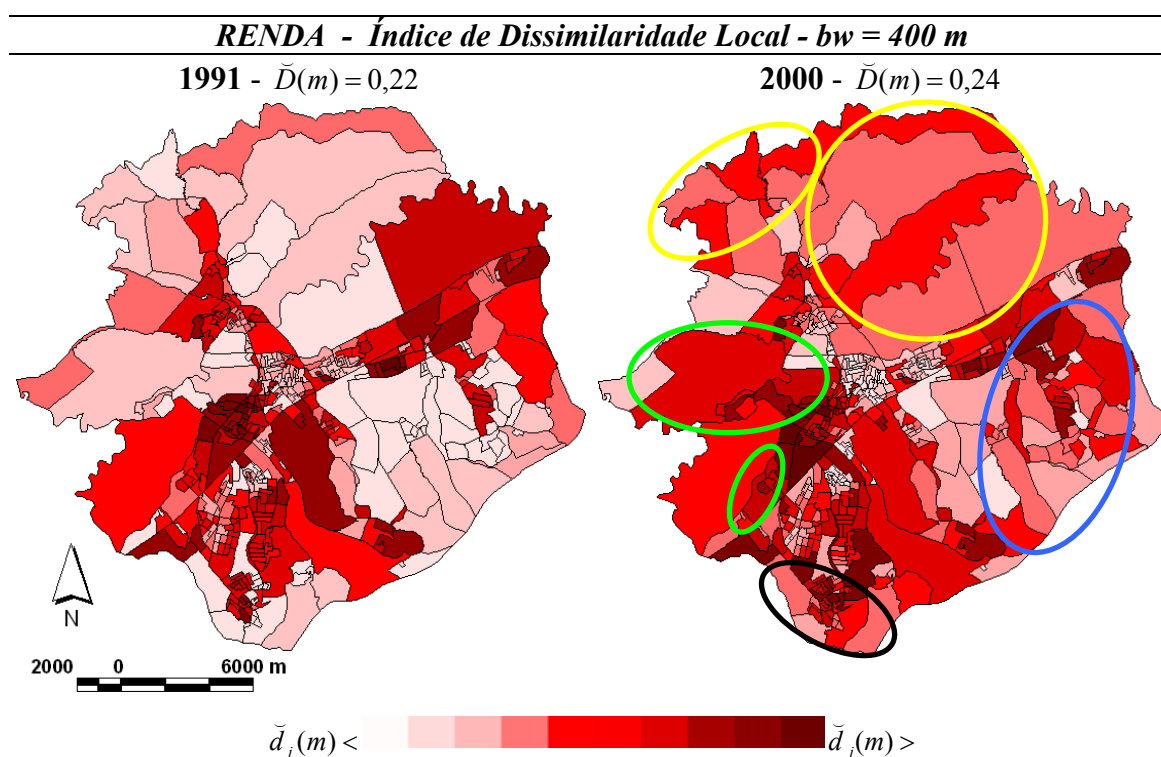


FIGURA 4.8 - Espacialização dos índices locais de dissimilaridade (1991 e 2000) considerando a variável renda dos chefes de família, largura de banda igual a 400 m.

⁸ Mapas coropléticos são aqueles nos quais os valores relativos a algum aspecto de uma área são indicados numa escala de cores.

ESCOLARIDADE - Índice de Dissimilaridade Local - $bw = 400\text{ m}$

1991 - $\bar{D}(m) = 0,23$

2000 - $\bar{D}(m) = 0,22$

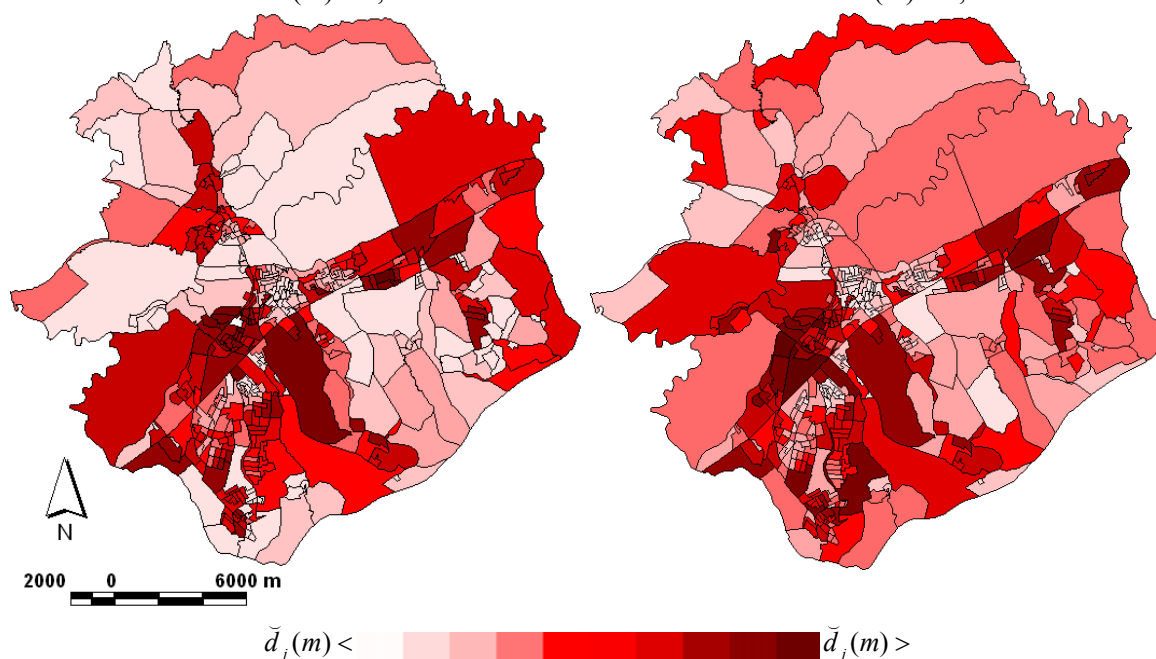


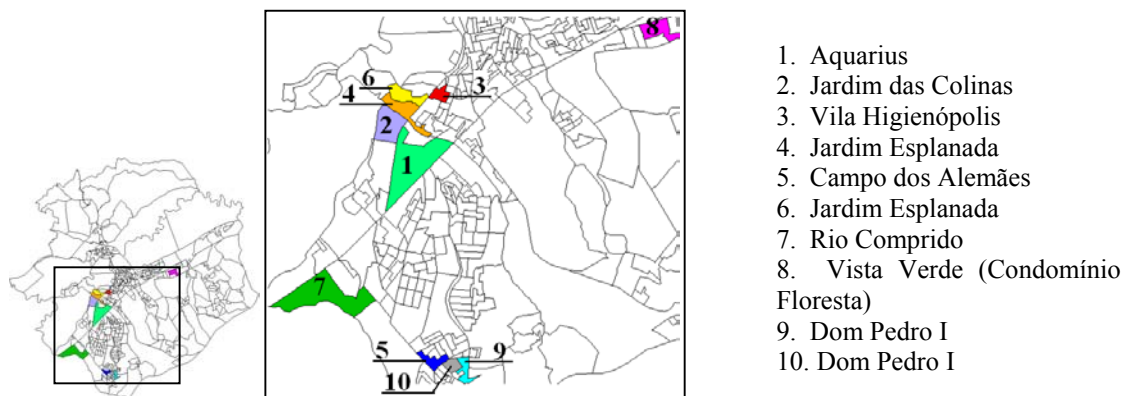
FIGURA 4.9 - Espacialização dos índices locais de dissimilaridade (1991 e 2000) considerando a variável escolaridade dos chefes de família, largura de banda igual a 400 m.

Como a área de estudo dispõe de uma composição populacional bastante heterogênea, os mapas de dissimilaridade local realçam áreas homogêneas da cidade ou, mais especificamente, áreas cuja composição populacional tende para um dos extremos (grupos com melhores ou piores condições socioeconômicas). Na FIGURA 4.10 são identificadas as 10 unidades de área que apresentaram os maiores índices de dissimilaridade local no ano de 2000, quando considerada a variável renda dos chefes de família e largura de banda igual a 400 m. A figura também apresenta gráficos da composição populacional das unidades de área identificadas e de suas intensidades populacionais locais.

Os gráficos da FIGURA 4.10 confirmam que as unidades de área que mais contribuem para o índice global apresentam uma composição populacional distinta daquela apresentada pela área de estudo como um todo. É possível observar também que os gráficos da composição populacional das unidades de área e suas respectivas

intensidades populacionais locais são muito semelhantes, visto que são consideradas funções de proximidade com largura de banda estreita (400 m).

RENDA - Ano 2000 - bw 400 m
10 Unidades de Área com os Maiores Índices de Dissimilaridade Local



Composição Populacional das Unidades de Área Identificadas e suas Vizinhanças

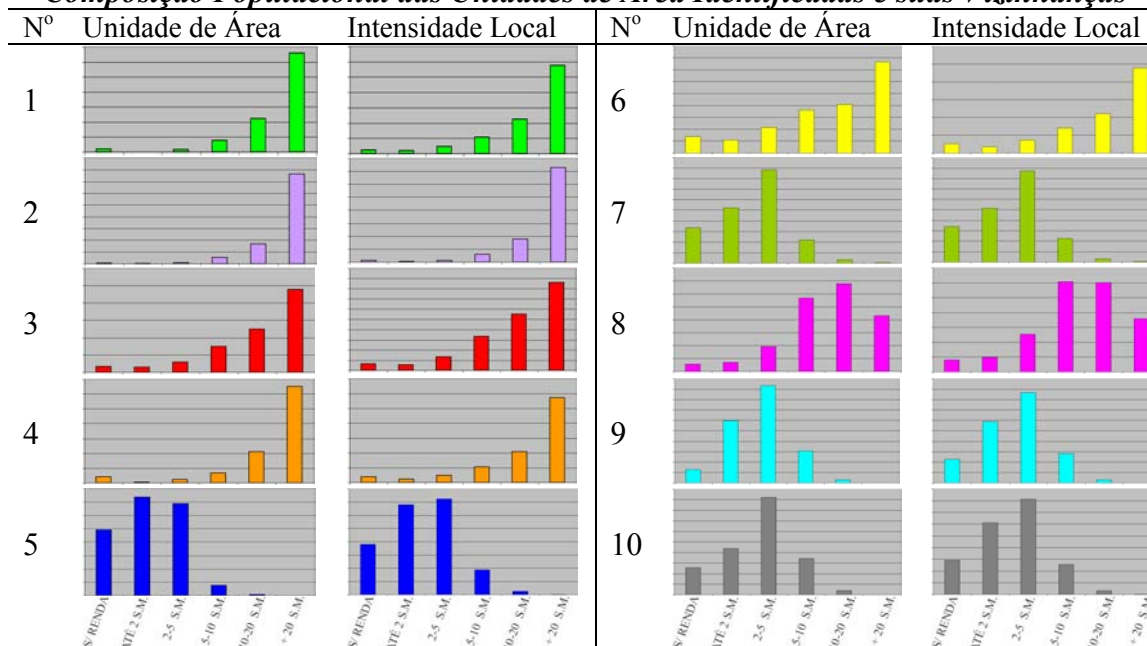


FIGURA 4.10 - Identificação das 10 unidades de área com os maiores índices de dissimilaridade local (ano 2000, bw = 400 m) e composição populacional destas unidades e de suas intensidades populacionais locais.

Entre as unidades de área com os maiores índices de dissimilaridade local, encontram-se bairros dotados de condições de renda opostas, como os bairros de baixa renda Campo dos Alemães, D. Pedro I e Rio Comprido, e bairros de classe média e alta, como Jardim das Colinas, Esplanada e Aquarius. As FIGURAS 4.11 e 4.12 apresentam fotos do

bairro Campo dos Alemães e Jardim Colinas⁹, respectivamente, ambos com elevado índice de dissimilaridade local, porém habitados por grupos populacionais muito distintos.



FIGURA 4.11 - Rua do bairro Campo dos Alemães.



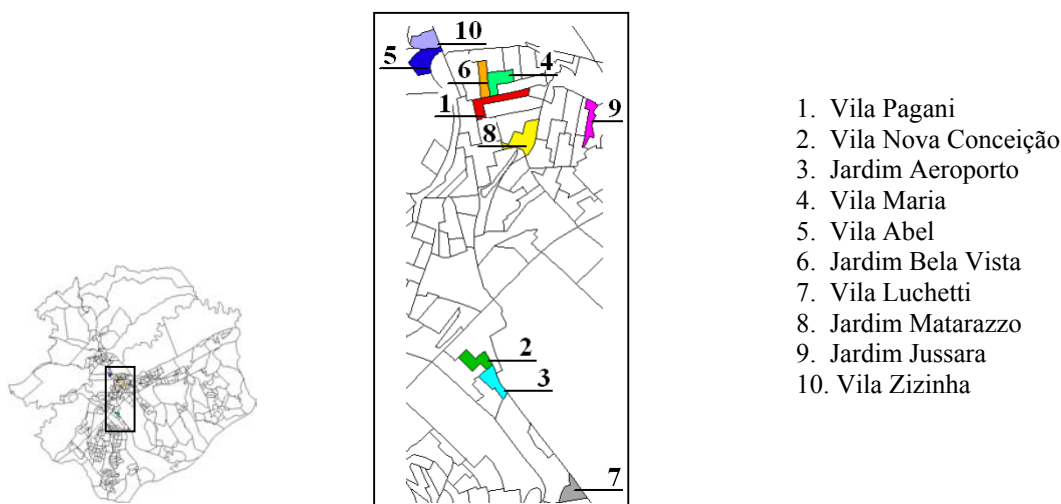
FIGURA 4.12 - Condomínio no bairro Jardim Colinas.

Como as unidades de área são ponderadas pelo número de chefes de família, as áreas mais populosas tendem a se destacar. Na unidade de área com maior $\check{d}(m)$, por exemplo, localiza-se o Parque Residencial Aquarius, bairro de classe média/alta caracterizado pela ocupação vertical. Esta característica do índice é particularmente importante em estudos temporais, nos quais a prévia compatibilização entre as unidades de área implica em variações maiores no número de chefes de família de cada uma delas. Nestes casos, as unidades de área menos populosas - em geral representadas por grandes polígonos - contribuem menos na composição dos índices globais e vice-versa.

⁹ Todas as fotos apresentadas nesta dissertação foram obtidas em 2004 e são de autoria de Flávia F. Feitosa, Carolina M. D. Pinho e Paulina L. Hoffmann.

Na FIGURA 4.13 são identificadas as 10 unidades de área que apresentaram os menores índices de dissimilaridade local no ano de 2000, quando considerada a variável renda dos chefes de família e largura de banda igual a 400 m.

RENDA - Ano 2000 - bw 400 m
10 Unidades de Área com os Menores Índices de Dissimilaridade Local



Composição Populacional das Unidades de Área Identificadas e suas Vizinhanças

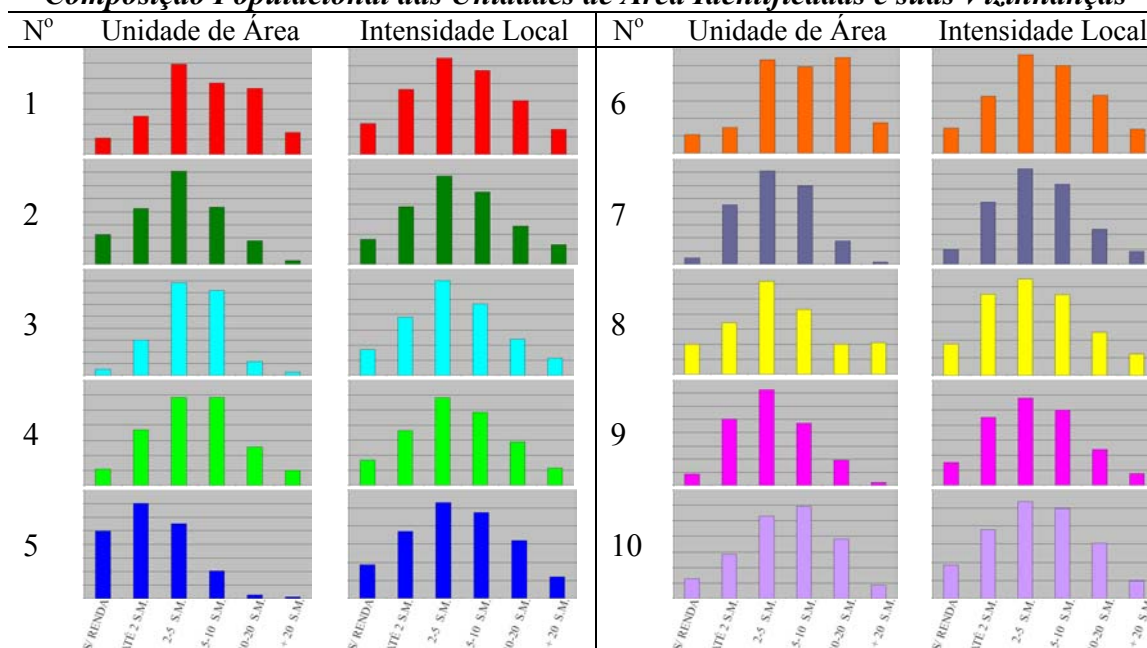


FIGURA 4.13 - Identificação das 10 unidades de área com os menores índices de dissimilaridade local (ano 2000, bw = 400 m) e composição populacional destas unidades e de suas intensidades populacionais locais.

Os gráficos da FIGURA 4.13 mostram que as unidades identificadas apresentam uma composição populacional local muito semelhante à da área de estudo, embora o mesmo

nem sempre possa ser afirmado quanto à composição populacional da unidade de área em si. É o caso da Vila Abel (número 5), que embora apresente uma concentração de chefes de baixa renda, localiza-se próxima a unidades de área que tornam sua composição populacional local mais equilibrada. Entre as unidades identificadas na FIGURA 4.13, sete estão situadas na parte central da cidade, área caracterizada por uma maior diversidade populacional.

Os índices locais de dissimilaridade também foram computados e visualizados para funções gaussianas com largura de banda igual a 2000 m, conforme o apresentado na FIGURA 4.14.

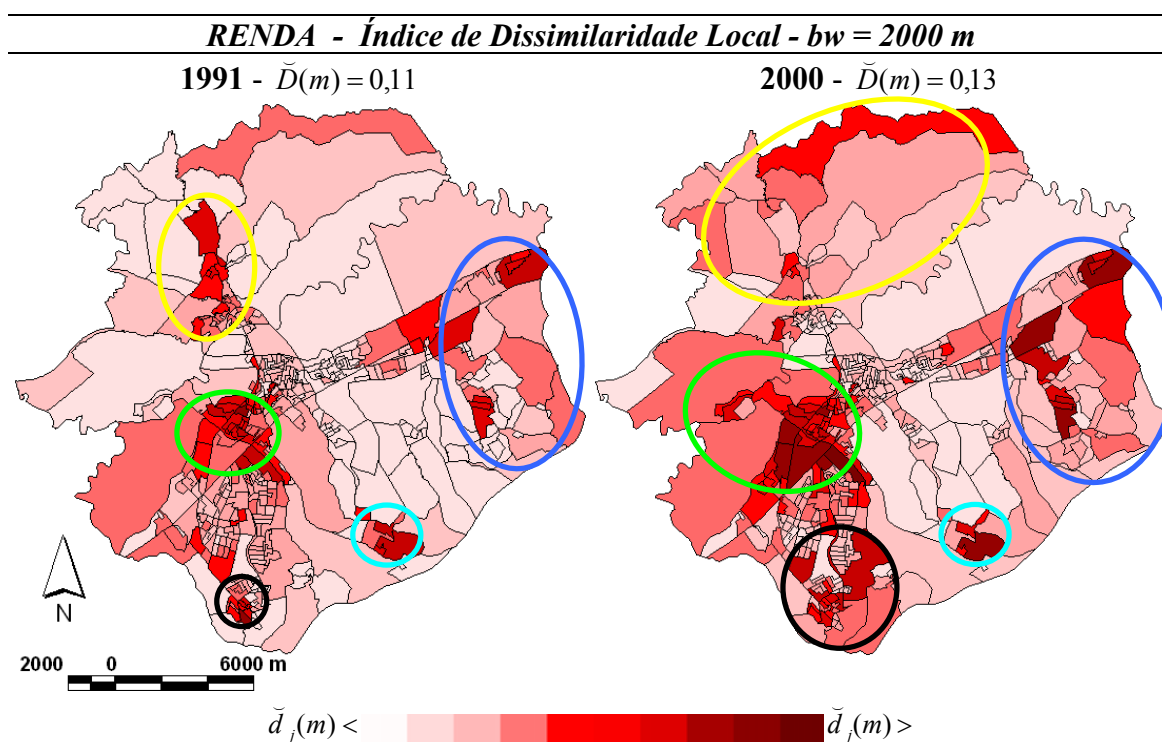


FIGURA 4.14 - Espacialização dos índices locais de dissimilaridade (1991 e 2000) considerando a variável renda dos chefes de família, largura de banda igual a 2000 m.

Por intermédio dos mapas da FIGURA 4.14, é possível identificar padrões de macrosegregação na cidade, ou seja, grandes regiões onde determinados grupos socioeconômicos encontram-se concentrados (Villaça, 1998). Ao considerarmos grupos classificados quanto à escolaridade dos chefes de família, a espacialização dos índices de dissimilaridade obtidos para vizinhanças definidas por funções com largura de banda

de 2000 m apresentou resultados muito semelhantes aos obtidos a partir da variável renda dos chefes de família.

Os agrupamentos identificados na região Sul (em preto na FIGURA 4.14) e na região Leste (em azul), onde se concentram bairros de baixa renda e escolaridade, e o agrupamento identificado na região Oeste (em verde), onde se encontram bairros ocupados pelos grupos com melhores condições socioeconômicas, são áreas que apresentaram um crescimento significativo no período 1991-2000. Entre estes, destaca-se a região Oeste, que recebeu maciços investimentos para a construção de empreendimentos voltados para a classe média e alta. Como consequência, foi a região que revelou os maiores índices locais de dissimilaridade em ambas escalas de vizinhanças, bem como os maiores incrementos nos índices durante a década de 90. O núcleo da região Oeste é também o mais próximo ao Centro da cidade e atende ao padrão de auto-segregação das elites anunciado por Villaça (1998). Segundo o autor, o padrão de segregação destes grupos populacionais tende a seguir uma determinada direção de expansão territorial a partir do Centro, buscando estabelecer uma teia de relações que assegure uma acessibilidade privilegiada aos que lá habitam.

A localidade do Putim, circulada em ciano, apresentou índices de segregação elevados e estáveis no período. O núcleo identificado ao Norte, circulado em amarelo na FIGURA 4.15, encontrava-se relativamente concentrado em 1991 e tornou-se mais esparso em direção à periferia da cidade no ano de 2000.

A FIGURA 4.15 apresenta as 10 unidades de área com os maiores índices de dissimilaridade local no ano de 2000, quando considerada a variável renda dos chefes de família e função gaussiana com largura de banda igual a 2000 m. A figura também apresenta os gráficos da composição populacional das unidades de área identificadas e de suas intensidades populacionais locais.

Embora algumas unidades de baixa renda tenham sido identificadas na FIGURA 4.15 (Putim, Novo Horizonte e Galo Branco), a maioria das unidades destacadas é caracterizada pela presença de chefes de família com melhores rendimentos e localiza-se na região Oeste, com extensão para a direção sul (Jardim Satélite). Núcleos isolados

de segregação que foram destacados ao ser considerada uma largura de banda de 400 m, como um condomínio exclusivo no bairro Vista Verde (número 8 na FIGURA 4.10), deixam de estar entre as unidades de área mais representativas com o aumento da largura de banda. Este resultado é esperado, visto que a generalização associada à utilização de funções de proximidade mais abrangentes tem como objetivo a identificação das grandes regiões segregadas.

RENDA - Ano 2000 - bw 2000m
10 Unidades de Área com os Maiores Índices de Dissimilaridade Local

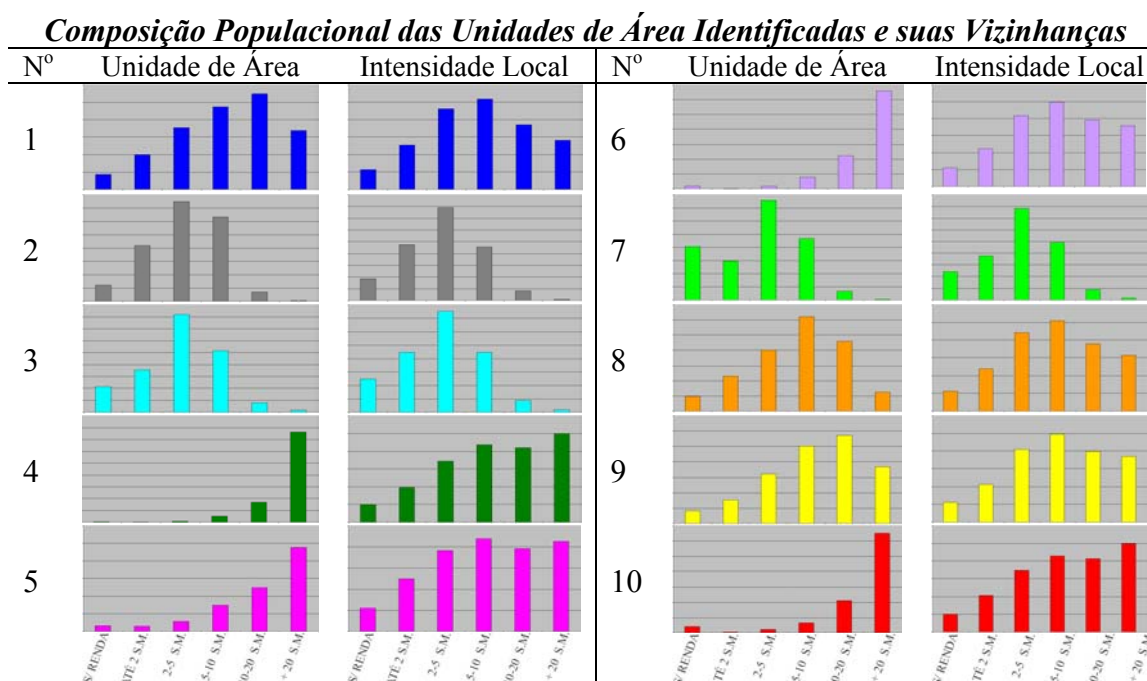
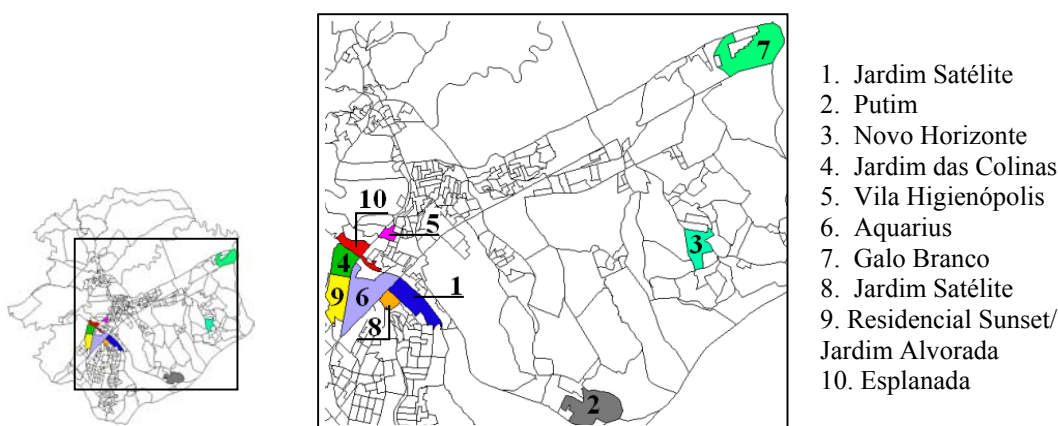


FIGURA 4.15 - Identificação das 10 unidades de área com os maiores índices de dissimilaridade local (ano 2000, bw = 2000 m) e composição populacional destas unidades e suas intensidade populacionais locais

Diferentemente do observado quando consideradas funções com largura de banda igual a 400 m (FIGURA 4.10), os gráficos da composição populacional das unidades de área identificadas na FIGURA 4.15 e os de suas intensidades populacionais locais apresentam diferenças significativas. Isto se deve à maior amplitude da função de proximidade utilizada, o que permite que as intensidades populacionais locais das unidades de área apresentem uma composição mais semelhante à da cidade como um todo, ou seja, uma diversidade populacional bem maior do que a da unidade em si.

4.2.3 Índices Globais e Locais: Dimensão Exposição/Isolamento

Além dos índices da dimensão dispersão/agrupamento, índices globais e locais de exposição e isolamento foram computados para funções gaussianas com larguras de banda de 400 m e 2000 m. Os índices globais de exposição e isolamento (Equações 3.6 e 3.7) foram computados para intensidades populacionais locais obtidas a partir dos dados originais, bem como para as intensidades populacionais locais geradas sobre arranjos populacionais simulados aleatoriamente. Desta forma, foi possível a aplicação de testes de pseudo-significância sobre estes índices.

Conforme mencionado anteriormente, os índices de isolamento e exposição dependem da composição populacional da cidade como um todo. Por esta razão, as proporções dos grupos populacionais na área de estudo representam um dado importante para interpretação dos resultados destes índices. Estas informações estão disponíveis na TABELA 4.2 e, para facilitar o processo de interpretação dos índices de exposição e isolamento, algumas das proporções também são fornecidas nas tabelas que apresentam os resultados dos índices (TABELA 4.5 à TABELA 4.12).

De acordo com o apresentado no Capítulo 3, o índice de exposição do grupo m ao n ($\tilde{P}_{(m,n)}^*$) indica a proporção média do grupo n nos locais onde habitam indivíduos pertencente ao grupo m . Neste trabalho, foram calculados índices de exposição entre grupos socioeconômicos que apresentam condições opostas de renda e escolaridade, bem como entre grupos com características próximas. Desta forma, foi possível verificar se os indivíduos de cada grupo tendem a localizar-se próximos a seus

semelhantes, ou seja, de indivíduos do mesmo grupo ou de grupos parecidos. Os índices também foram calculados sobre grupos obtidos através da junção de grupos similares, como por exemplo, o de chefes sem rendimento e o de chefes com rendimento de até 2 salários mínimos.

Considerando grupos socioeconômicos classificados quanto à renda dos chefes de família, foram calculados os seguintes índices de exposição (TABELAS 4.5 e 4.6):

- (a) $\check{P}_{(>20,0)}^*$: exposição dos chefes de família com rendimento superior a 20 s.m. aos chefes de família sem rendimento;
- (b) $\check{P}_{(>10,\leq 2)}^*$: exposição dos chefes de família com rendimento superior a 10 s.m aos chefes de família com rendimento de até 2 s.m. ou sem rendimento;
- (c) $\check{P}_{(\leq 2,>20)}^*$: exposição dos chefes de família com rendimento de até 2 s.m ou sem rendimento aos chefes de família com rendimento superior a 20 s.m.;
- (d) $\check{P}_{(\leq 2,>10)}^*$: exposição dos chefes de família com rendimento de até 2 s.m. ou sem rendimento aos chefes de família com rendimento superior a 10 s.m;
- (e) $\check{P}_{(>20,10-20)}^*$: exposição dos chefes de família com rendimento superior a 20 s.m. aos chefes de família com rendimento de 10 a 20 s.m.
- (f) $\check{P}_{(0,0-2)}^*$: exposição dos chefes de família sem rendimento aos chefes de família com rendimento de até 2 s.m.

Em relação à escolaridade dos chefes de família, foram calculados os seguintes índices de exposição (TABELAS 4.7 e 4.8):

- (a) $\check{P}_{(\geq 15,<1)}^*$: exposição dos chefes de família com 15 a.e. ou mais aos chefes de família sem instrução ou com menos de 1 a.e.;
- (b) $\check{P}_{(\geq 11,<3)}^*$: exposição dos chefes de família com 11 a.e. ou mais aos chefes de família com menos de 3 a.e. ou sem instrução;
- (c) $\check{P}_{(<3,\geq 15)}^*$: exposição dos chefes de família com menos de 3 a.e ou sem instrução aos chefes de família com 15 a.e. ou mais;

- (d) $\check{P}_{(<3,\geq 11)}^*$: exposição dos chefes de família com menos de 3 a.e. ou sem instrução aos chefes de família com 11 a.e. ou mais;
- (e) $\check{P}_{(\geq 15,11-14)}^*$: exposição dos chefes de família com 15 a.e. ou mais aos chefes de família com 11 a 14 a.e.;
- (f) $\check{P}_{(<1,1-3)}^*$: exposição dos chefes de família sem instrução ou menos de 1 a.e. aos chefes de família com 1 a 3 a.e.

TABELA 4.5 - Índices espaciais de exposição considerando a variável renda e função gaussiana com largura de banda igual a 400 m.

| <i>RENDA – Índices espaciais de exposição (bw = 400 m)</i> | | | | | | |
|------------------------------------------------------------|-----------------------|----------------------|----------------|-----------------------|----------------------|----------------|
| <i>Índices</i> | $\check{P}_{(m,n)}^*$ | τ_n | <i>p-valor</i> | $\check{P}_{(m,n)}^*$ | τ_n | <i>p-valor</i> |
| | 1991 | <i>1991</i> | | 2000 | <i>2000</i> | |
| $\check{P}_{(>20,0)}^*$ | 0,027 | $\tau_0=0,05$ | 1 | 0,047 | $\tau_0=0,09$ | 1 |
| $\check{P}_{(>10,\leq 2)}^*$ | 0,204 | $\tau_{\leq 2}=0,32$ | 1 | 0,169 | $\tau_{\leq 2}=0,27$ | 1 |
| $\check{P}_{(\leq 2,>20)}^*$ | 0,024 | $\tau_{>20}=0,05$ | 1 | 0,034 | $\tau_{>20}=0,07$ | 1 |
| $\check{P}_{(\leq 2,>10)}^*$ | 0,099 | $\tau_{>10}=0,16$ | 1 | 0,120 | $\tau_{>10}=0,19$ | 1 |
| $\check{P}_{(>20,10-20)}^*$ | 0,239 | $\tau_{10-20}=0,11$ | 0,01 | 0,219 | $\tau_{10-20}=0,12$ | 0,01 |
| $\check{P}_{(0,0-2)}^*$ | 0,292 | $\tau_{0-2}=0,27$ | 0,01 | 0,212 | $\tau_{0-2}=0,18$ | 0,01 |

τ_n =proporção do grupo n na área de estudo.

TABELA 4.6 - Índices espaciais de exposição considerando a variável renda e função gaussiana com largura de banda igual a 2000 m.

| <i>RENDA – Índices espaciais de exposição (bw = 2000 m)</i> | | | | | | |
|-------------------------------------------------------------|-----------------------|----------------------|----------------|-----------------------|----------------------|----------------|
| <i>Índices</i> | $\check{P}_{(m,n)}^*$ | τ_n | <i>p-valor</i> | $\check{P}_{(m,n)}^*$ | τ_n | <i>p-valor</i> |
| | 1991 | <i>1991</i> | | 2000 | <i>2000</i> | |
| $\check{P}_{(>20,0)}^*$ | 0,039 | $\tau_0=0,05$ | 1 | 0,064 | $\tau_0=0,09$ | 1 |
| $\check{P}_{(>10,\leq 2)}^*$ | 0,273 | $\tau_{\leq 2}=0,32$ | 1 | 0,218 | $\tau_{\leq 2}=0,27$ | 1 |
| $\check{P}_{(\leq 2,>20)}^*$ | 0,040 | $\tau_{>20}=0,05$ | 1 | 0,053 | $\tau_{>20}=0,07$ | 1 |
| $\check{P}_{(\leq 2,>10)}^*$ | 0,139 | $\tau_{>10}=0,16$ | 1 | 0,160 | $\tau_{>10}=0,19$ | 1 |
| $\check{P}_{(>20,10-20)}^*$ | 0,159 | $\tau_{10-20}=0,11$ | 0,01 | 0,175 | $\tau_{10-20}=0,12$ | 0,01 |
| $\check{P}_{(0,0-2)}^*$ | 0,269 | $\tau_{0-2}=0,27$ | 0,01 | 0,191 | $\tau_{0-2}=0,18$ | 0,01 |

τ_n =proporção do grupo n na área de estudo.

Os resultados dos índices de exposição, calculados para a realidade de 1991 e 2000, são apresentados nas TABELAS 4.5, 4.6, 4.7 e 4.8. Nas TABELAS 4.5 e 4.7, o cálculo dos índices considerou funções gaussianas com largura de banda igual a 400 m, ao passo

que nas TABELAS 4.6 e 4.8 foram consideradas funções com largura de banda igual a 2000 m.

TABELA 4.7 - Índices espaciais de exposição considerando a variável escolaridade e função gaussiana com largura de banda igual a 400 m.

| ESCOLARIDADE – Índices espaciais de exposição (bw = 400 m) | | | | | | |
|-------------------------------------------------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------|-----------------------|-----------------------|----------------|
| Índices | $\tilde{P}_{(m,n)}^*$ | τ_n | <i>p-valor</i> | $\tilde{P}_{(m,n)}^*$ | τ_n | <i>p-valor</i> |
| | 1991 | 1991 | | 2000 | 2000 | |
| $\tilde{P}_{(\geq 15, < 1)}^*$ | 0,041 | $\tau_{<1}=0,08$ | 1 | 0,026 | $\tau_{<1}=0,05$ | 1 |
| $\tilde{P}_{(\geq 11, < 3)}^*$ | 0,147 | $\tau_{<3}=0,22$ | 1 | 0,123 | $\tau_{<3}=0,16$ | 1 |
| $\tilde{P}_{(< 3, \geq 15)}^*$ | 0,061 | $\tau_{\geq 15}=0,12$ | 1 | 0,065 | $\tau_{\geq 15}=0,13$ | 1 |
| $\tilde{P}_{(< 3, \geq 11)}^*$ | 0,187 | $\tau_{\geq 11}=0,28$ | 1 | 0,279 | $\tau_{\geq 11}=0,37$ | 1 |
| $\tilde{P}_{(\geq 15, 11-14)}^*$ | 0,227 | $\tau_{11-14}=0,16$ | 0,01 | 0,290 | $\tau_{11-14}=0,25$ | 0,01 |
| $\tilde{P}_{(< 1, 1-3)}^*$ | 0,174 | $\tau_{1-3}=0,14$ | 0,01 | 0,138 | $\tau_{1-3}=0,11$ | 0,01 |

τ_n =proporção do grupo n na área de estudo.

TABELA 4.8 - Índices espaciais de exposição considerando a variável escolaridade e função gaussiana com largura de banda igual a 2000 m.

| ESCOLARIDADE – Índices espaciais de exposição (bw = 2000 m) | | | | | | |
|--------------------------------------------------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------|-----------------------|-----------------------|----------------|
| Índices | $\tilde{P}_{(m,n)}^*$ | τ_n | <i>p-valor</i> | $\tilde{P}_{(m,n)}^*$ | τ_n | <i>p-valor</i> |
| | 1991 | 1991 | | 2000 | 2000 | |
| $\tilde{P}_{(\geq 15, < 1)}^*$ | 0,062 | $\tau_{<1}=0,08$ | 1 | 0,039 | $\tau_{<1}=0,05$ | 1 |
| $\tilde{P}_{(\geq 11, < 3)}^*$ | 0,185 | $\tau_{<3}=0,22$ | 1 | 0,144 | $\tau_{<3}=0,16$ | 1 |
| $\tilde{P}_{(< 3, \geq 15)}^*$ | 0,097 | $\tau_{\geq 15}=0,12$ | 1 | 0,097 | $\tau_{\geq 15}=0,13$ | 1 |
| $\tilde{P}_{(< 3, \geq 11)}^*$ | 0,250 | $\tau_{\geq 11}=0,28$ | 1 | 0,337 | $\tau_{\geq 11}=0,37$ | 1 |
| $\tilde{P}_{(\geq 15, 11-14)}^*$ | 0,194 | $\tau_{11-14}=0,16$ | 0,01 | 0,275 | $\tau_{11-14}=0,25$ | 0,01 |
| $\tilde{P}_{(< 1, 1-3)}^*$ | 0,149 | $\tau_{1-3}=0,14$ | 0,01 | 0,094 | $\tau_{1-3}=0,11$ | 0,01 |

τ_n =proporção do grupo n na área de estudo.

Conforme o esperado, os grupos com características próximas apresentaram índices de exposição significativos (p -valor =0,01), ao contrário do observado em relação a grupos com condições de renda e escolaridade muito distintas (p -valor=1). No caso dos índices de exposição $\tilde{P}_{(m,n)}^*$, a hipótese nula estabelecida para os testes de pseudo-significância é a de que a exposição do grupo m ao grupo n não é superior à exposição que estes grupos apresentariam em um arranjo populacional produzido aleatoriamente. A

obtenção de índices $\check{P}_{(m,n)}^*$ com p-valor igual a 0,01 implica na rejeição desta hipótese nula. Para os índices $\check{P}_{(m,n)}^*$ com p-valor igual a 1, aceita-se a hipótese nula.

Todos os índices de exposição $\check{P}_{(m,n)}^*$ calculados entre grupos semelhantes apresentaram valores superiores ao das proporções do grupo n na cidade toda (τ_n), enquanto o oposto é constatado se o índice é calculado entre grupos com condições socioeconômicas muito distintas. Isto significa que, caso os grupos m e n sejam semelhantes, a proporção média do grupo n nos locais onde moram indivíduos do grupo m é superior à proporção do grupo n na cidade; e, ao contrário, se os grupos m e n apresentam características opostas, esta proporção é inferior à do grupo n na cidade. Este resultado, em concordância com o dos testes de pseudo-significância, indicam que o arranjo populacional vigente na cidade é caracterizado por uma chance muito maior de contato entre indivíduos com condições de renda e escolaridade semelhantes do que entre indivíduos com condições muito distintas.

Comparando os resultados calculados para funções de proximidade distintas, nota-se que os índices de exposição entre grupos semelhantes calculados para funções com largura de banda igual a 2000 m apresentaram valores menores do que os calculados para funções com largura de banda igual a 400 m. O contrário ocorreu em relação aos índices de exposição entre grupos com características de renda e escolaridade opostas, que apontam um incremento da exposição quando consideradas funções com largura de banda de 2000 m. Este efeito é esperado e ocorre porque à medida que é ampliada a largura de banda da função de proximidade, maior é a diversidade populacional considerada e, por conseguinte, maior a exposição entre grupos diferentes.

A comparação entre índices $\check{P}_{(m,n)}^*$ computados sobre os dados de anos distintos requer atenção, visto que os resultados destes índices variam de acordo com a composição populacional vigente, ou seja, sofre influência da proporção do grupo n em cada um dos anos. Desta forma, se há um aumento da proporção do grupo n entre um ano e outro, a exposição de todos os grupos ao grupo n tende a aumentar. Um exemplo interessante é a comparação dos índices $\check{P}_{(>10, \leq 2)}^*$ e $\check{P}_{(\leq 2, >10)}^*$ nos anos de 1991 e 2000 (TABELA 4.5),

que envolve os mesmos grupos populacionais e demonstra a assimetria inerente aos índices de exposição. A diminuição do índice $\check{P}_{(>10,\leq 2)}^*$ no período 1991-2000 acompanhou a diminuição da proporção do grupo de chefes de família com rendimento de até 2 s.m. ou sem rendimento na cidade toda. Por outro lado, houve um incremento no índice $\check{P}_{(\leq 2,>10)}^*$, que acompanhou o crescimento da proporção do grupo de chefes de família com rendimento superior à 10 s.m. na cidade. Para a comparação entre índices $\check{P}_{(m,n)}^*$ calculados para anos distintos é necessário, portanto, verificar como os resultados destes índices acompanharam a alteração da proporção do grupo n na cidade.

No caso de São José dos Campos, um incremento dos indicadores de renda e principalmente de escolaridade foi constatado no período 1991-2000. Por esta razão, os índices de exposição a grupos com renda e escolaridade inferiores apresentaram uma tendência de diminuição. O mesmo ocorre com os índices de isolamento, que serão apresentados a seguir.

Os índices de isolamento (\check{Q}_m), que representam um caso particular dos índices de exposição, indicam a proporção média do grupo m nos locais onde habitam indivíduos pertencente a este mesmo grupo. Neste trabalho, foram computados os índices de isolamento de grupos socioeconômicos em condições extremas de renda e escolaridade.

Considerando a variável renda dos chefes de família, foram calculados os seguintes índices de isolamento (TABELAS 4.9 e 4.10):

- (a) $\check{Q}_{>20}$: isolamento dos chefes de família com rendimento superior a 20 s.m.;
- (b) $\check{Q}_{>10}$: isolamento dos chefes de família com rendimento superior a 10 s.m.;
- (c) $\check{Q}_{\leq 2}$: isolamento dos chefes de família com rendimento de até 2 s.m. ou sem rendimento;
- (d) \check{Q}_0 : isolamento dos chefes de família sem rendimento.

TABELA 4.9 - Índices espaciais de isolamento considerando a variável renda, função gaussiana e largura de banda igual a 400 m.

| <i>RENDA – Índices espaciais de isolamento (bw = 400 m)</i> | | | | | | |
|-------------------------------------------------------------|-----------------------|----------------------|----------------|-----------------------|----------------------|----------------|
| <i>Índices</i> | \check{Q}_m 1991 | τ_m 1991 | <i>p-valor</i> | \check{Q}_m 2000 | τ_m 2000 | <i>p-valor</i> |
| $\check{Q}_{>20}$ | 0,198 | $\tau_{>20}=0,05$ | 0,01 | 0,284 | $\tau_{>20}=0,07$ | 0,01 |
| $\check{Q}_{>10}$ | 0,333 | $\tau_{>10}=0,16$ | 0,01 | 0,381 | $\tau_{>10}=0,19$ | 0,01 |
| $\check{Q}_{\leq 2}$ | 0,370 | $\tau_{\leq 2}=0,32$ | 0,01 | 0,327 | $\tau_{\leq 2}=0,27$ | 0,01 |
| \check{Q}_0 | 0,068 | $\tau_0=0,05$ | 0,01 | 0,113 | $\tau_0=0,09$ | 0,01 |

τ_m =proporção do grupo m na área de estudo

TABELA 4.10 - Índices espaciais de isolamento considerando a variável renda, função gaussiana e largura de banda igual a 2000 m.

| <i>RENDA – Índices espaciais de isolamento (bw = 2000 m)</i> | | | | | | |
|--------------------------------------------------------------|-----------------------|----------------------|----------------|-----------------------|----------------------|----------------|
| <i>Índices</i> | \check{Q}_m 1991 | τ_m 1991 | <i>p-valor</i> | \check{Q}_m 2000 | τ_m 2000 | <i>p-valor</i> |
| $\check{Q}_{>20}$ | 0,098 | $\tau_{>20}=0,05$ | 0,01 | 0,155 | $\tau_{>20}=0,07$ | 0,01 |
| $\check{Q}_{>10}$ | 0,222 | $\tau_{>10}=0,16$ | 0,01 | 0,280 | $\tau_{>10}=0,19$ | 0,01 |
| $\check{Q}_{\leq 2}$ | 0,325 | $\tau_{\leq 2}=0,32$ | 0,01 | 0,286 | $\tau_{\leq 2}=0,27$ | 0,01 |
| \check{Q}_0 | 0,054 | $\tau_0=0,05$ | 0,01 | 0,094 | $\tau_0=0,09$ | 0,01 |

τ_m =proporção do grupo m na área de estudo

Em relação à escolaridade dos chefes de família, foram calculados os índices de isolamento citados abaixo (TABELAS 4.11 e 4.12):

- (a) $\check{Q}_{\geq 15}$: isolamento dos chefes de família com 15 a.e. ou mais;
- (b) $\check{Q}_{\geq 11}$: isolamento dos chefes de família com 11 a.e. ou mais;
- (c) $\check{Q}_{< 3}$: isolamento dos chefes de família com menos de 3 a.e. ou sem escolaridade;
- (d) $\check{Q}_{< 1}$: isolamento dos chefes de família sem instrução ou menos de 1 a.e.

Os índices de isolamento reforçaram as conclusões obtidas sobre os índices de exposição. Todos os índices de isolamento \check{Q}_m apresentaram valores significativos e superiores à proporção do grupo m na cidade como um todo. Nesta situação, destacam-se os índices de isolamento dos grupos de renda/escolaridade superiores: é possível observar na TABELA 4.9, por exemplo, que a proporção média do grupo dos chefes

com rendimento superior a 20 s.m. nos locais onde habitam os indivíduos pertencente ao mesmo grupo é de 0,28 ($\check{Q}_{>20}$ para o ano de 2000), quatro vezes superior à proporção deste grupo na cidade toda, que é de apenas 0,07.

TABELA 4.11 - Índices espaciais de isolamento considerando a variável escolaridade, função gaussiana e largura de banda igual a 400 m.

| <i>ESCOLARIDADE – Índices espaciais de isolamento (bw = 400 m)</i> | | | | | | |
|--------------------------------------------------------------------|-----------------------|-------------------------|----------------|-----------------------|-------------------------|----------------|
| <i>Índices</i> | \check{Q}_m 1991 | τ_m 1991 | <i>p-valor</i> | \check{Q}_m 2000 | τ_m 2000 | <i>p-valor</i> |
| $\check{Q}_{\geq 15}$ | 0,315 | $\tau_{\geq 15} = 0,12$ | 0,01 | 0,336 | $\tau_{\geq 15} = 0,13$ | 0,01 |
| $\check{Q}_{\geq 11}$ | 0,442 | $\tau_{\geq 11} = 0,28$ | 0,01 | 0,490 | $\tau_{\geq 11} = 0,37$ | 0,01 |
| $\check{Q}_{< 3}$ | 0,274 | $\tau_{< 3} = 0,22$ | 0,01 | 0,204 | $\tau_{< 3} = 0,16$ | 0,01 |
| $\check{Q}_{< 1}$ | 0,108 | $\tau_{< 1} = 0,08$ | 0,01 | 0,074 | $\tau_{< 1} = 0,05$ | 0,01 |

τ_m = proporção do grupo m na área de estudo.

TABELA 4.12 - Índices espaciais de isolamento considerando a variável escolaridade, função gaussiana e largura de banda igual a 2000 m.

| <i>ESCOLARIDADE – Índices espaciais de isolamento (bw = 2000 m)</i> | | | | | | |
|---------------------------------------------------------------------|-----------------------|-------------------------|----------------|-----------------------|-------------------------|----------------|
| <i>Índices</i> | \check{Q}_m 1991 | τ_m 1991 | <i>p-valor</i> | \check{Q}_m 2000 | τ_m 2000 | <i>p-valor</i> |
| $\check{Q}_{\geq 15}$ | 0,199 | $\tau_{\geq 15} = 0,12$ | 0,01 | 0,223 | $\tau_{\geq 15} = 0,13$ | 0,01 |
| $\check{Q}_{\geq 11}$ | 0,352 | $\tau_{\geq 11} = 0,28$ | 0,01 | 0,431 | $\tau_{\geq 11} = 0,37$ | 0,01 |
| $\check{Q}_{< 3}$ | 0,234 | $\tau_{< 3} = 0,22$ | 0,01 | 0,176 | $\tau_{< 3} = 0,16$ | 0,01 |
| $\check{Q}_{< 1}$ | 0,086 | $\tau_{< 1} = 0,08$ | 0,01 | 0,059 | $\tau_{< 1} = 0,05$ | 0,01 |

τ_m = proporção do grupo m na área de estudo.

De maneira geral, a variação dos índices de isolamento da maioria dos grupos calculados para os anos de 1991 e 2000 também acompanhou a variação da proporção dos grupos ocorrida neste período. Contudo, isto não pode ser afirmado quanto aos chefes de família com melhores condições de renda e escolaridade, pois a variação dos índices de isolamento do grupo com rendimento superior a 20 s.m. e do grupo com 15 a.e. ou mais foi maior do que a variação da proporção destes grupos no mesmo período. Ou seja, o isolamento dos grupos com condições socioeconômicas mais elevadas intensificou-se no período abordado.

A espacialização dos índices locais de exposição/isolamento atua como um recurso complementar para uma análise mais detalhada dos resultados apresentados pelos índices globais de exposição/isolamento, assim como para uma melhor caracterização das áreas segregadas identificadas nos mapas dos índices locais de dissimilaridade.

Na FIGURA 4.16, por exemplo, é possível identificar as áreas que apresentam um maior isolamento do grupo constituído pelos chefes de família com rendimento superior a 20 salários mínimos. Por intermédio dos mapas apresentados nesta figura, observa-se que o incremento do índice global de isolamento deste grupo no período 1991-2000 (de 0,20 para 0,28) está associado a um expressivo aumento dos índices de isolamento local na região Oeste (em verde na FIGURA 4.16). Tal constatação complementa o verificado nos mapas dos índices locais de dissimilaridade (FIGURA 4.8), que também apontaram um aumento expressivo da segregação na região Oeste.

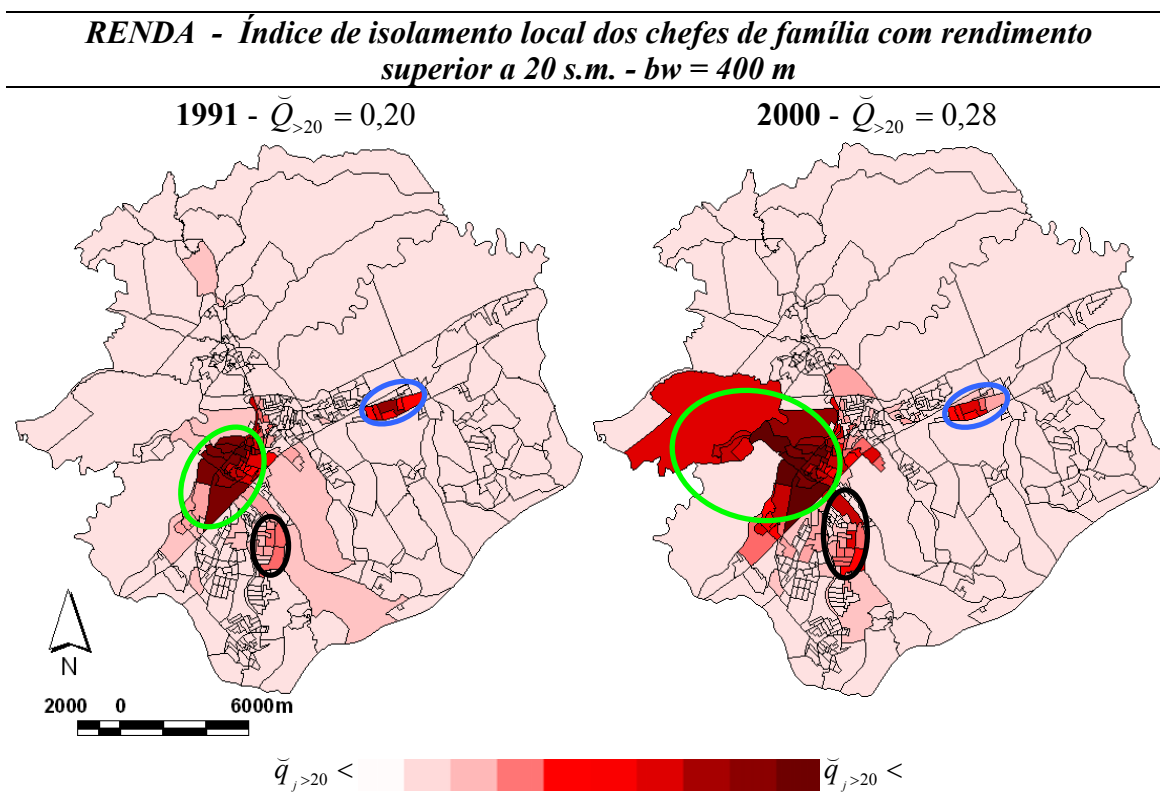


FIGURA 4.16 - Espacialização dos índices locais de isolamento dos chefes de família com rendimento de 20 s.m. ou superior (1991 e 2000), largura de banda igual a 400 m.

Além do agrupamento identificado na região Oeste, verifica-se ainda a presença de pequenos núcleos de isolamento na FIGURA 4.16: um na região Leste e outro na região Sul da cidade. O núcleo circulado em azul, que abrange o bairro Vista Verde, apresentou pouca variação de intensidade no grau de isolamento durante o período 1991-2000. O núcleo circulado em preto, porém, que abrange o bairro Bosque dos Eucaliptos, estendeu-se em direção à região Oeste e passou a incluir o bairro Jardim Satélite, área dotada de muitos comércios e serviços e que representa um centro secundário da cidade.

A FIGURA 4.17 apresenta algumas das áreas identificadas como locais de isolamento do grupo com rendimento superior a 20 salários mínimos. Todas as áreas apresentadas são dotadas de boa infra-estrutura e acessibilidade a comércio e serviços.

Na maioria das áreas identificadas na FIGURA 4.16, estão presentes condomínios exclusivos, visto que estas soluções habitacionais geram espaços homogêneos nos quais concentram-se apenas famílias com melhores condições socioeconômicas. Os dois pequenos núcleos de isolamento, identificados em azul e preto na FIGURA 4.16, abrangem bairros de classe média e alta nos quais estão situados os condomínios Floresta e Quinta das Flores. No grande núcleo de isolamento, que parte da região Central em direção à região Oeste, são diversos os padrões de ocupação: (a) bairros como o Jardim Esplanada e Jardim Apolo, próximos ao Centro, compõe uma área já consolidada e bastante ocupada por estabelecimentos comerciais e de serviços em geral; (b) o Residencial Esplanada do Sol e o bairro Urbanova representam uma ocupação mais recente, caracterizada por condomínios horizontais, estando o último ainda em processo de acelerado crescimento; e (c) o Parque Residencial Aquarius e seus arredores, também de ocupação recente e em expansão, que apresentam uma paisagem marcada pela presença de alguns condomínios horizontais e, principalmente, pela proliferação de edifícios.



FIGURA 4.17 - Caracterização dos núcleos de isolamento de chefes de família com rendimento superior a 20 s.m. (ano 2000, bw = 400 m).

A espacialização dos índices locais de isolamento dos chefes de família com 15 anos de estudos ou mais (FIGURA 4.18) apresentou resultados muito semelhantes aos do isolamento dos chefes com rendimento superior a 20 s.m. (FIGURA 4.16). Porém, algumas áreas apenas levemente destacadas na FIGURA 4.16, apresentaram-se mais realçadas quando considerada a variável escolaridade. Tais áreas são: (a) o Centro Técnico Aeroespacial - CTA, circulado em amarelo na FIGURA 4.18, onde habitam militares e alunos do Instituto Tecnológico de Aeronáutica (ITA); (b) o bairro de classe média Jardim das Indústrias, circulado em laranja; e (c) os bairros de classe média-baixa Jardim América (em ciano) e Vila Industrial (em cinza). Estes últimos representam bairros relativamente populares que vem sendo ocupados por chefes de família com graus de escolaridade mais elevados.

ESCOLARIDADE - Índice de isolamento local dos chefes de família com 15 anos de estudo ou mais - $bw = 400\text{ m}$

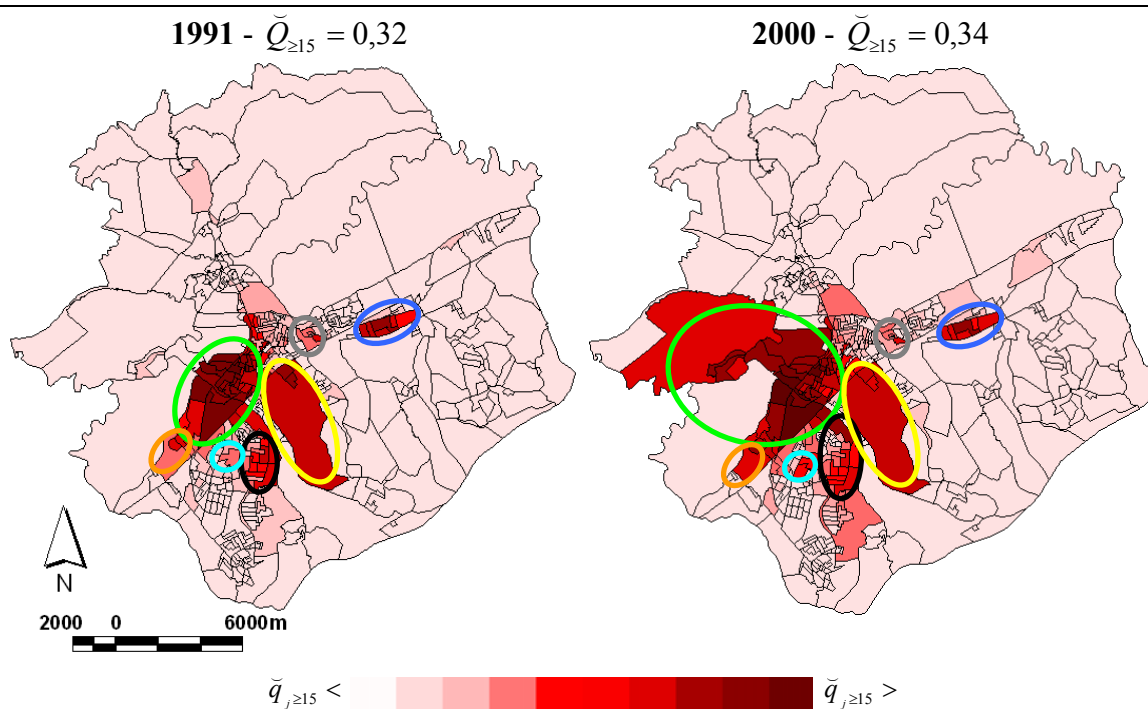


FIGURA 4.18 - Espacialização dos índices locais de isolamento dos chefes de família com 15 anos de estudo ou mais (1991 e 2000), largura de banda igual a 400 m.

Para viabilizar a identificação dos núcleos de isolamento dos grupos dotados de piores condições socioeconômicas, mapas dos índices locais de isolamento dos chefes de

família com rendimento inferior a 2 s. m. e dos chefes de família com 3 a. e. ou menos também foram elaborados (FIGURAS 4.19 e 4.20, respectivamente). Por intermédio destes mapas, é possível constatar que o padrão de isolamento dos grupos menos favorecidos apresenta-se muito mais esparsos e periféricos do que o do grupo com melhores condições de renda e escolaridade.

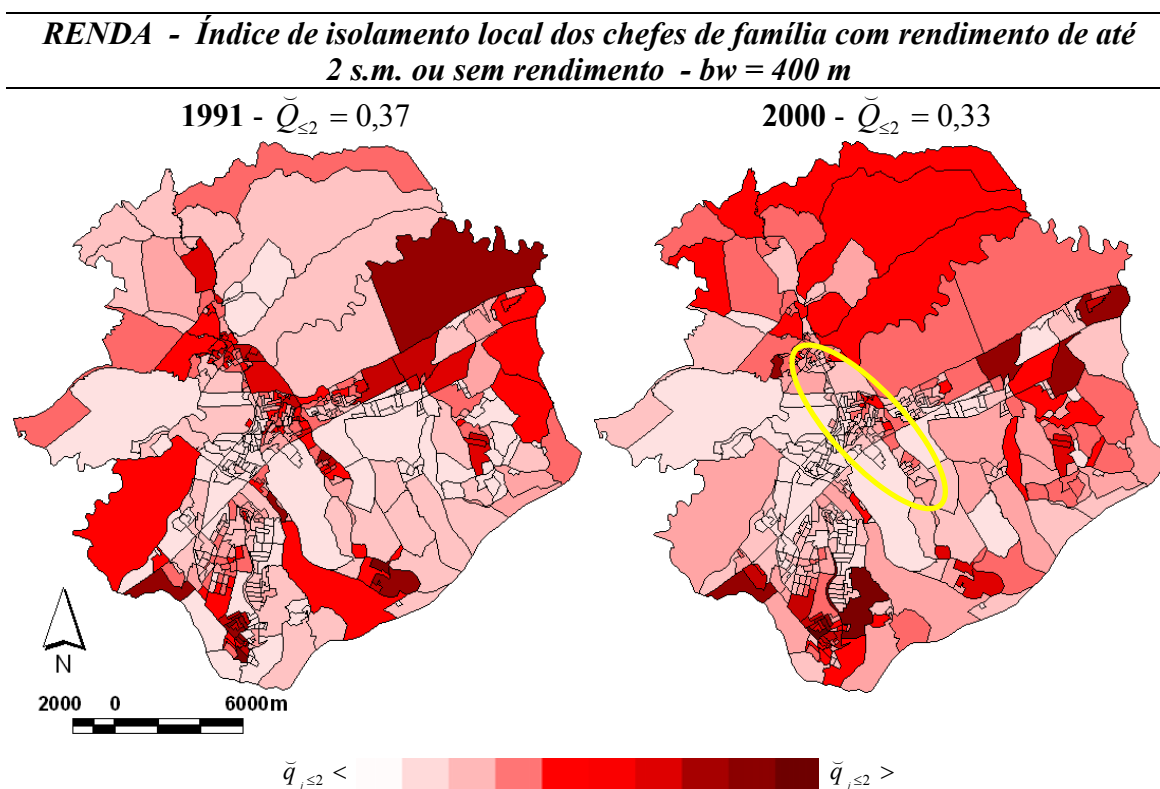


FIGURA 4.19 - Espacialização dos índices locais de isolamento dos chefes de família com rendimento de até 2 s.m. ou sem rendimento (1991 e 2000), largura de banda igual a 400 m.

Quanto às alterações ocorridas no período 1991-2000, observa-se que o isolamento destes grupos nas áreas periféricas da região Norte, Leste e extremo Sul sofreu um pequeno incremento quando considerada a variável renda e manteve-se estável ou com um leve decréscimo quando considerada a variável escolaridade. A diferença entre estas duas variáveis está associada à acentuada diminuição do grau de isolamento do grupo dos chefes de família com 3.a.e. ou menos, o qual apresentou um valor muito inferior ao do isolamento dos chefes de família com rendimento de até 2 s.m. ou sem rendimento no ano de 2000 ($\bar{Q}_{\leq 3} = 0,20$ e $\bar{Q}_{\leq 2} = 0,33$). A área ressaltada em amarelo na FIGURA

4.19 apresentou um decréscimo do grau de isolamento quando consideradas ambas variáveis. Esta área corresponde ao Centro da cidade e arredores, incluindo alguns bairros populares na direção Norte (Santana e Alto da Ponte) e na direção Sudeste (Jardim Uirá e Jardim da Granja).

ESCOLARIDADE - Índice de isolamento local dos chefes de família com 3 a.e. ou menos - $bw = 400\text{ m}$

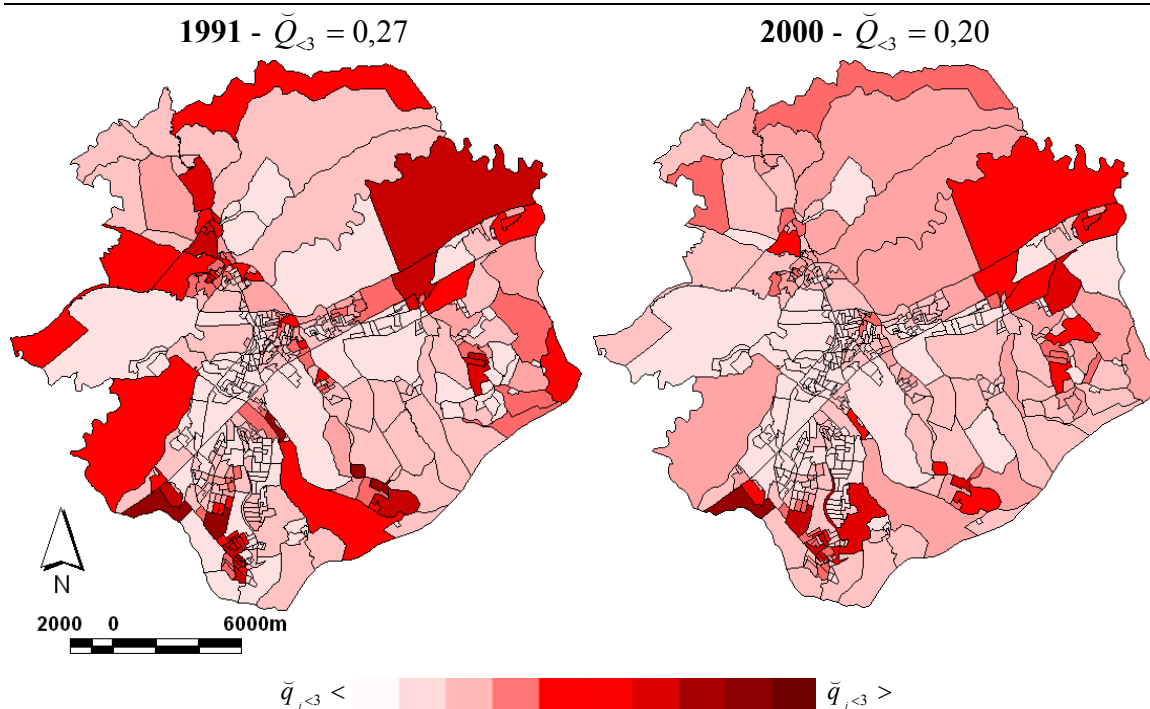


FIGURA 4.20 - Espacialização dos índices locais de isolamento dos chefes de família com 3 anos de estudo ou menos (1991 e 2000), largura de banda igual a 400 m.

A FIGURA 4.21 apresenta alguns dos locais identificados como de isolamento dos chefes de família com renda de até 2 s. m. ou sem rendimento em ambas as datas consideradas. Estes locais correspondem a diversificados tipos de ocupação, entre os quais encontram-se: (a) loteamentos onde predominam habitações autoconstruídas, em geral afastados do Centro da cidade (como por exemplo, o Jardim Santa Inês); (b) favelas, comumente em áreas de risco ou de preservação ambiental (Altos de Santana); e (c) conjuntos habitacionais populares, localizados na periferia da cidade, e que podem ser verticais (Conj. Res. Primavera) ou horizontais (Campo dos Alemães).

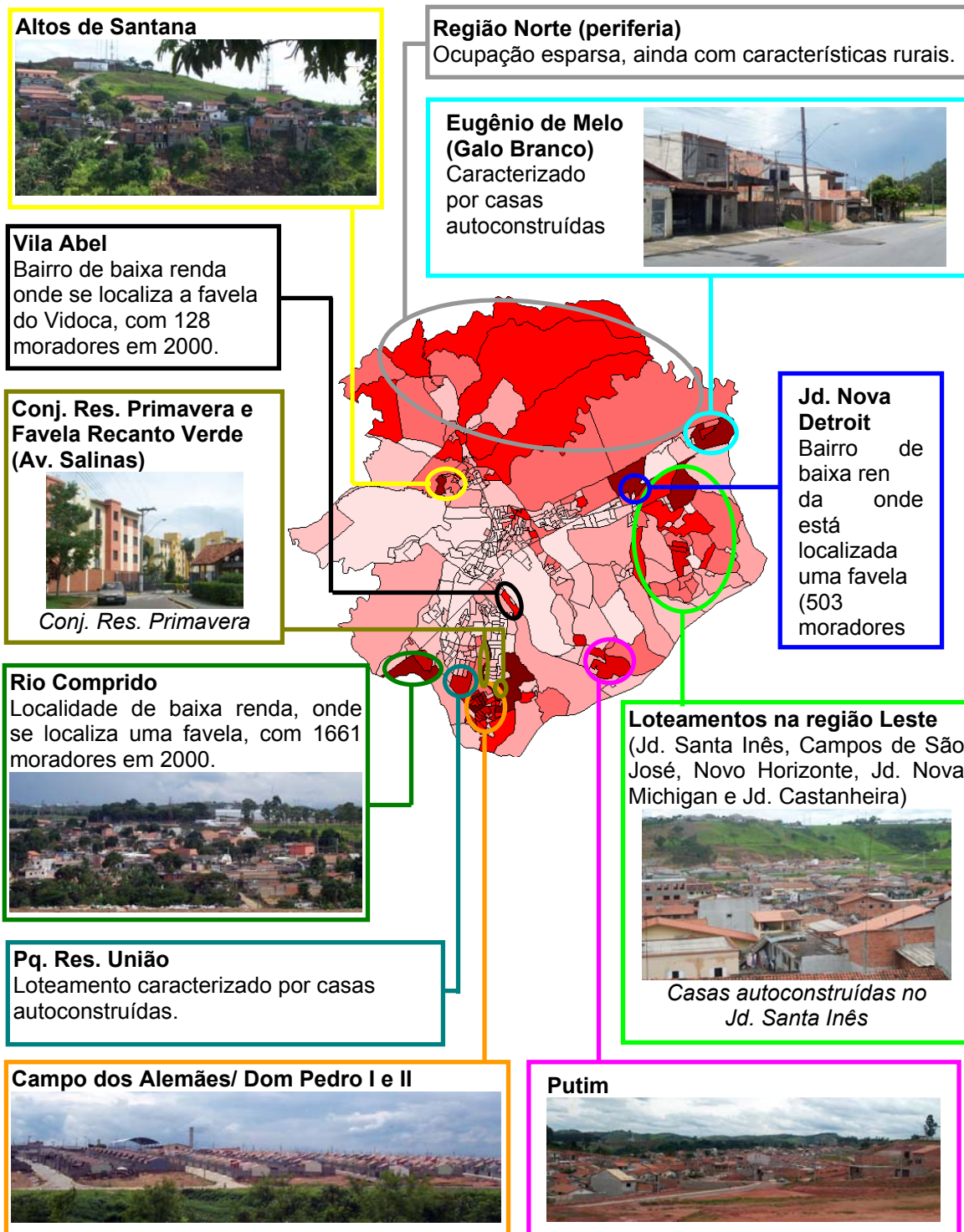


FIGURA 4.21 - Locais identificados como núcleos de isolamento de chefes de família com rendimento de até 2 salários mínimos (ano 2000, bw = 400 m).

De maneira geral, os mapas de isolamento apresentados nesta seção confirmam e complementam o constatado sobre os mapas dos índices locais de dissimilaridade (FIGURAS 4.8 e 4.9). Ou seja, a cidade de São José dos Campos apresentou um decréscimo no grau de segregação das áreas mais centrais e um acréscimo do isolamento nas áreas de expansão, caracterizado pelo isolamento das classes menos favorecidas nas periferias Norte, Leste e Sul, e principalmente pelo incremento do isolamento das classes alta e média em direção à periferia Oeste.

Embora apresentem índices globais não significativos (p-valor=1), os mapas de exposição entre grupos de condições socioeconômicas opostas também podem revelar aspectos relevantes. A FIGURA 4.22 apresenta mapas de exposição dos chefes de família com rendimento inferior a 2 s.m. ou sem rendimento aos chefes de família com rendimento de 20 s.m. ou superior.

***RENDA - Índice de exposição local dos chefes de família com rendimento inferior a 2 s.m. ou sem rendimento aos chefes de família com rendimento superior a 20 s.m. -
bw = 400 m***

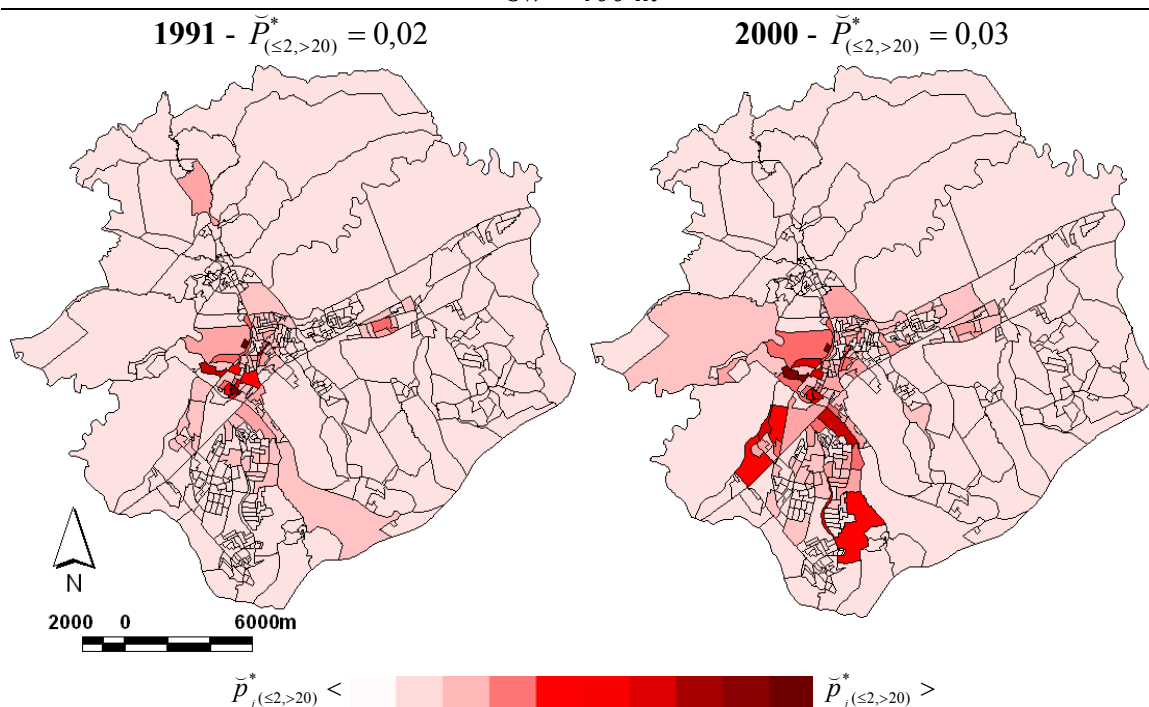


FIGURA 4.22 - Espacialização dos índices locais de exposição dos chefes de família com rendimento de até 2 s.m. ou sem rendimento aos chefes de família com rendimento superior a 20 s.m. (1991 e 2000), largura de banda igual a 400 m.

Em concordância com o apresentado pelos demais mapas, as áreas com valores mais elevados de exposição entre estes grupos encontram-se no Centro da cidade, onde os índices locais têm revelado tendências de diminuição da segregação. Observa-se ainda que muitas das áreas ressaltadas na FIGURA 4.22 correspondem ou estão próximas a favelas. A FIGURA 4.23 indica, em azul, favelas situadas em áreas cujo índice local de exposição entre os grupos de condições de renda opostas apresentou-se elevado no ano 2000. Entre as favelas indicadas, a do Jardim Nova Esperança (Banhado) situa-se na unidade de área que apresentou o grau de exposição mais acentuado. Esta favela, situada em uma área de preservação ambiental, é contígua a uma avenida de ocupação vertical, valorizada pela localização e vista privilegiada.

A análise sobre os mapas de exposição revela que a proximidade entre classes com condições de renda opostas apresentou um pequeno acréscimo graças à proliferação de favelas ocorrida no período 1991-2000. Contudo, cabe ressaltar que esta proximidade não atingiu níveis significativos e tende a decrescer em virtude da predominância de políticas de remoção de favelas na cidade.

Entre as áreas para as quais os moradores das favelas são transferidos, está o Campo dos Alemães (extremo Sul), local de acentuado isolamento dos grupos de baixa renda e escolaridade. Segundo dados da prefeitura, 458 famílias foram reassentadas neste bairro durante o período 1999-2004 (PMSJC, 2004). Recentemente, em dezembro de 2003, 453 famílias foram reassentadas no bairro Jardim São José II (PMSJC, 2004), que se localiza na região Leste e também corresponde a um núcleo de isolamento das famílias de baixa renda e escolaridade.

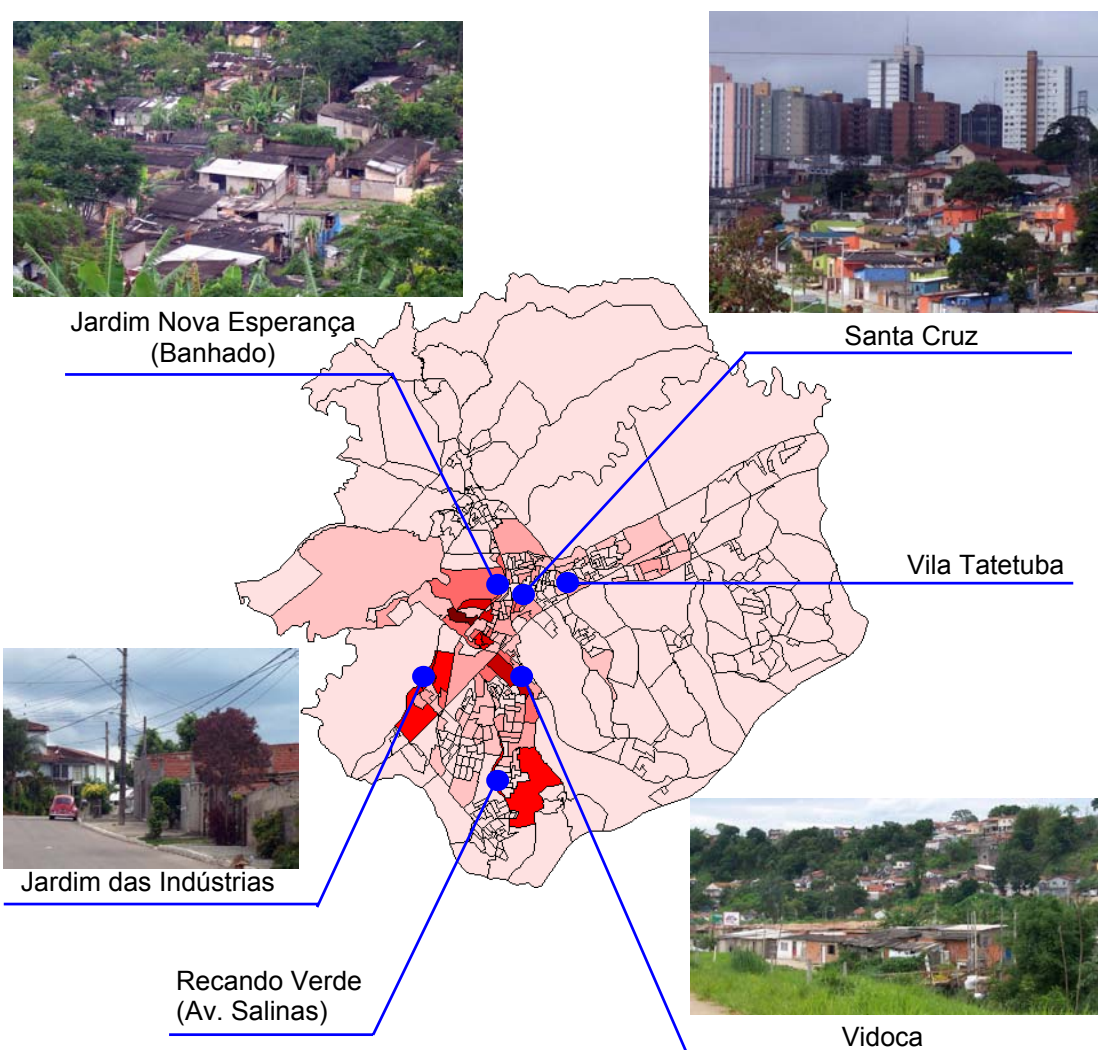


FIGURA 4.23 - Favelas (indicadas em azul) que se situam em áreas cujo índice local de exposição dos chefes de família com rendimento inferior a 2 s.m. aos chefes com rendimento superior a 20 s.m. apresentou-se elevado no ano 2000.

4.3 Índices Espaciais de Segregação para Superfícies de Densidade Populacional

Conforme o exposto na Seção 3.3 do Capítulo 3, os resultados de análises realizadas sobre dados agregados são suscetíveis a interferências conhecidas como MAUP, que estão associadas à definição das fronteiras das unidades de área nas quais os dados estão agregados. Para minimizar este problema em estudos relativos à mensuração da segregação, Reardon e O'Sullivan (2004) elaboraram uma abordagem alternativa baseada em dados contínuos (superfícies de densidade populacional). Esta seção tem como objetivo testar os índices espaciais de dissimilaridade ($\tilde{D}(m)$), de exposição

($\tilde{P}_{(m,m)}^*$) e de isolamento (\tilde{Q}_m) propostos por estes autores e comparar seus resultados aos apresentados na seção anterior, que foram obtidos a partir de índices computados sobre dados de contagem populacional agregados em área.

Para a realização dos testes, os índices $\tilde{D}(m)$, $\tilde{P}_{(m,m)}^*$ e \tilde{Q}_m foram aplicados sobre superfícies de densidade populacional geradas a partir de dados do Censo Demográfico de 2000 agregados em setores censitários. O processo de geração destas superfícies, que implicou em um maior detalhamento dos dados agregados em setores censitários, foi realizado com o auxílio do mosaico de ortofotos da área (PMSJC, 2003). Informações detalhadas sobre o procedimento efetuado para a geração de superfícies de densidade populacional são apresentadas no Apêndice B desta dissertação.

Para a desagregação dos dados disponibilizados em setores censitários, foram descontadas as áreas não ocupadas ou de uso não residencial (institucional, industrial, de lazer, etc.). Em seguida, dados populacionais dos setores com intensas disparidades tipológicas internas foram redistribuídos com o auxílio de informações auxiliares como contagens de edificações sobre ortofotos, dados sobre o número de famílias em favelas no ano de 2000 e visitas a campo. Após este procedimento, as densidades populacionais foram obtidas pelo método de ponderação por áreas, no qual os valores de densidade na grade de saída são proporcionais à área de intersecção da grade com as unidades de mapeamento (Kampel, 2003). Este método é vantajoso por sua simplicidade, porém gera superfícies contendo limites abruptos entre as unidades de área e valores constantes no interior destas unidades (Kampel, 2003).

Como resultado deste procedimento, foram geradas grades de densidade com resolução de 80X80m para cada grupo populacional. A resolução de 80X80m foi selecionada após testes empíricos que buscaram determinar a maior dimensão de células capaz de contemplar as informações de todos os polígonos nos quais os dados de contagem populacional estavam agregados.

Posteriormente, tabelas foram geradas a partir destas grades, contendo as coordenadas X e Y do centro das células ocupadas, bem como os valores da densidade de cada grupo

populacional nas células consideradas. Os grupos populacionais estipulados foram os mesmos adotados nos experimentos com índices de segregação baseados em dados discretos (TABELA 4.2). As tabelas geradas a partir das superfícies de densidade serviram como base para o cálculo dos índices de segregação para dados contínuos.

4.3.1 Densidade Populacional Local

Analogamente ao efetuado para os índices baseados em dados agregados, o primeiro passo para o cálculo dos índices propostos por Reardon e O'Sullivan (2004) consiste na determinação da densidade populacional local de cada célula (Equação 3.16). Com o intuito de viabilizar uma comparação com resultados obtidos na Seção 5.1, funções gaussianas com larguras de banda de 400 m e 2000 m também foram adotadas para o cálculo dos índices $\tilde{D}(m)$, $\tilde{P}_{(m,m)}^*$ e \tilde{Q}_m .

Para a validação dos índices através da aplicação de testes de pseudo-significância, o cômputo da densidade populacional local foi efetuado não apenas sobre os dados originais de cada célula, como também para 99 distribuições simuladas através da permutação aleatória dos dados entre as células. Como cada um destes procedimentos envolvia 10546 células, um número muito superior às 421 unidades de área utilizadas no cômputo dos índices para dados agregados, esta etapa apresentou um custo computacional muito elevado.

Em contrapartida, o alto custo computacional vem acompanhado de uma precisão muito maior na determinação das vizinhanças de cada célula. Nos índices baseados em dados agregados, a variação do tamanho das áreas provoca distorções na ponderação que determina o quanto os polígonos vizinhos contribuirão no cômputo da intensidade populacional local de uma determinada unidade de área. Isto ocorre porque a ponderação efetuada neste processo baseia-se na distância entre os centróides dos polígonos. Por esta razão, polígonos de grandes dimensões são menos influenciados por seus vizinhos, mesmo que a sua área ocupada seja contígua à de outros polígonos. É o caso do polígono apresentado na FIGURA 4.24, que recebe pouca influência dos polígonos vizinhos no cômputo de sua intensidade populacional local em virtude da

distância de seu centróide, embora sua área ocupada (em vermelho) seja majoritariamente contígua à de alguns destes polígonos.

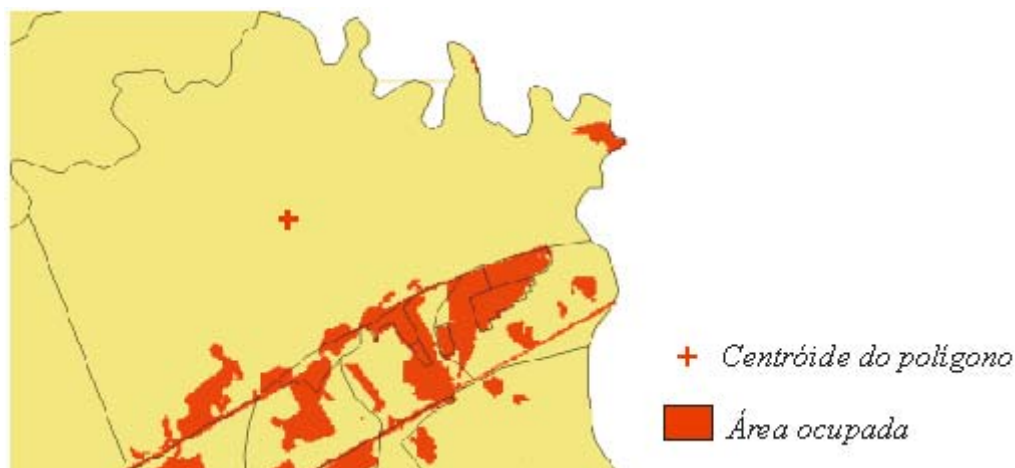


FIGURA 4.24 - Polígono de grandes dimensões cuja área ocupada é contígua à de polígonos vizinhos.

A utilização de dados de superfície supera esta limitação, visto que as densidades populacionais dos grupos são atribuídas a células dotadas de dimensões regulares, ou seja, a ponderação necessária para o cálculo das densidades populacionais locais baseia-se em distâncias mais detalhadas, computadas entre os centros destas células.

4.3.2 Índices Globais e Locais: Dimensão Dispersão/Agrupamento

A partir das tabelas contendo a densidade populacional local das células, o índice espacial $\tilde{D}(m)$ (Equação 3.17) foi computado para grupos populacionais classificados pela variável renda e escolaridade dos chefes de família e para funções de proximidade com larguras de banda de 400 m e 2000 m. A TABELA 4.13 apresenta os índices computados e sua respectiva significância, obtida através da realização de testes de pseudo-significância. Cabe salientar que, diferentemente do índice para dados agregados em áreas, o $\tilde{D}(m)$ não apresenta um valor máximo.

TABELA 4.13 - Índices espaciais de dissimilaridade para superfícies de densidade considerando as variáveis renda e escolaridade dos chefes de família (ano de 2000) e larguras de banda de 400 m e 2000 m.

| <i>Índices Espaciais de Dissimilaridade</i> | | | | |
|---------------------------------------------|----------------|---------|----------------|---------|
| largura de banda (bw) | Renda | | Escolaridade | |
| | $\tilde{D}(m)$ | p-valor | $\tilde{D}(m)$ | p-valor |
| 400 | 0,369 | 0,01 | 0,352 | 0,01 |
| 2000 | 0,214 | 0,01 | 0,212 | 0,01 |

Assim como o ocorrido em relação aos dados agregados em áreas, todos os índices da TABELA 4.13 apresentaram valores significativos (p-valor=0,01). Por intermédio desta tabela, é possível observar que, quando considerada a função gaussiana com largura de banda de 400 m, os índices calculados sobre grupos classificados quanto à renda dos chefes de família indicaram uma distribuição populacional um pouco mais segregada do que os classificados quanto à escolaridade. Contudo, ao ser considerada a função gaussiana com largura de banda de 2000 m, esta diferença entre os índices calculados sobre as duas variáveis é praticamente anulada.

Tal constatação coincide com os resultados obtidos a partir dos índices calculados sobre dados agregados, que indicaram a crescente importância da variável renda no grau de segregação da cidade em todas as escalas, ao passo que os grupos classificados quanto à escolaridade apresentaram um incremento no grau de segregação apenas quando adotadas funções de proximidade com larguras de banda maiores.

Embora Reardon e O’Sullivan (2004) tenham proposto apenas medidas globais de segregação, este trabalho gerou medidas locais de segregação a partir dos índices baseados em superfícies de densidade populacional. Para tanto, estes índices foram decompostos assim como o proposto na Seção 3.2.

O índice local gerado a partir da decomposição de $\tilde{D}(m)$ foi denominado neste trabalho como índice de dissimilaridade local para superfícies de densidade populacional ($\tilde{d}_j(m)$). A espacialização de $\tilde{d}_j(m)$ permite a identificação das células que mais contribuem para a composição do índice global $\tilde{D}(m)$.

A FIGURA 4.25 apresenta o mapa de $\tilde{d}_j(m)$ considerando funções gaussianas com largura de banda igual a 400 m. A configuração dos mapas dos índices que consideram a variável escolaridade é muito similar a dos obtidos a partir da variável renda.

RENDA - Índice de Dissimilaridade Local - bw = 400 m

2000 - $\tilde{D}(m) = 0,37$

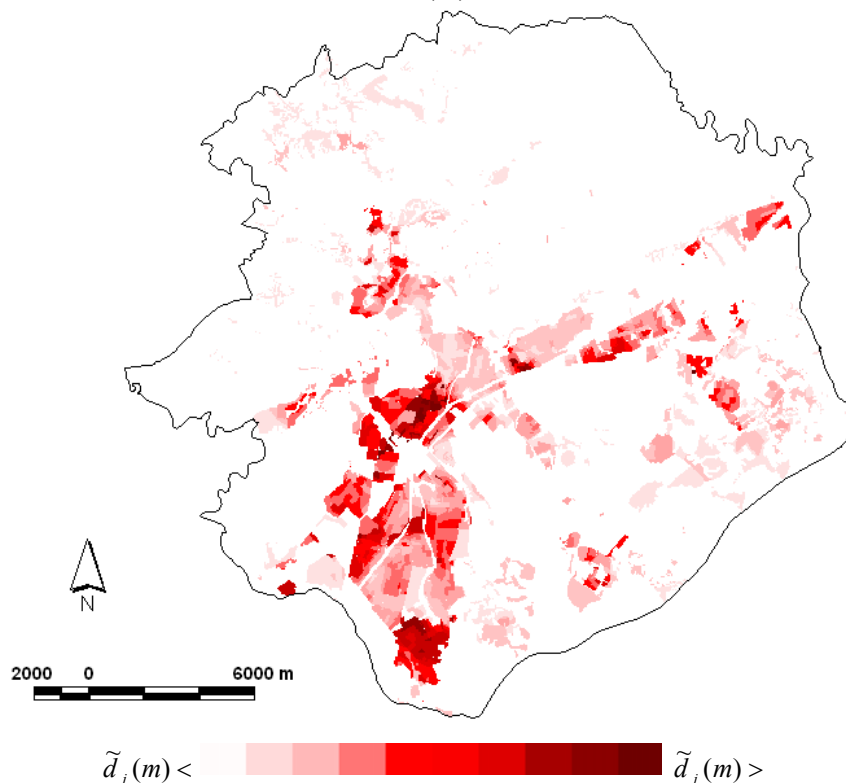


FIGURA 4.25 - Espacialização do índice local de dissimilaridade (ano 2000) considerando a variável renda dos chefes de família, largura de banda igual a 400 m.

Enquanto os mapas dos índices de dissimilaridade para dados agregados destinam grande ênfase visual a áreas pouco povoadas, geralmente representadas por grandes polígonos, o mapa da FIGURA 4.25 apresenta apenas as áreas ocupadas com usos residenciais ou mistos. A FIGURA 4.26, na qual é possível comparar os mapas dos índices de dissimilaridade para dados de contagem e superfícies de densidade, demonstra que a simples eliminação das áreas não ocupadas viabiliza uma melhor identificação das áreas de fato importantes, o que contribui bastante para a interpretação dos resultados.

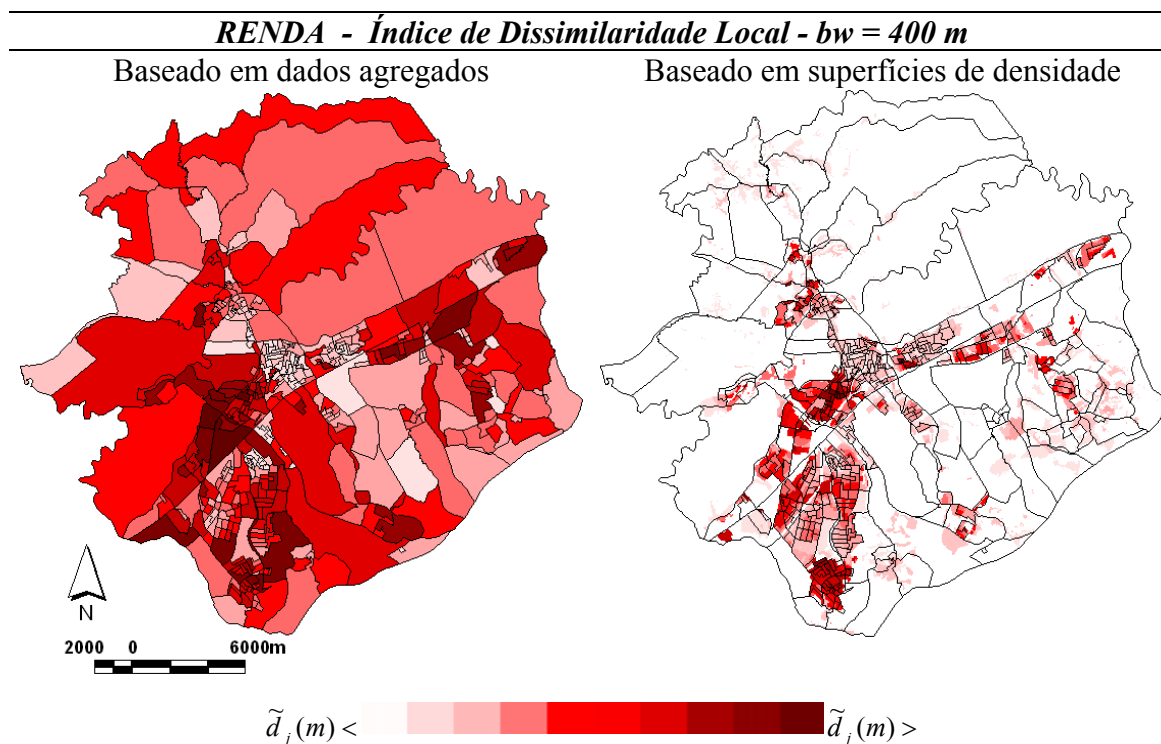


FIGURA 4.26 - Comparação entre mapas dos índices de dissimilaridade local para dados de contagem agregados e para superfícies de densidade, considerando a variável renda dos chefes de família e vizinhança local, largura de banda igual a 400 m.

Além disso, existem diferenças entre os mapas da FIGURA 4.26 que estão relacionadas ao próprio cômputo dos índices, visto que os índices baseados em dados agregados são ponderados pela *contagem populacional* de cada área, enquanto os baseados em superfícies são ponderados pela *densidade populacional* de cada célula. Tal diferença entre os índices revelou, na prática, um efeito inesperado: a análise detalhada da espacialização dos índices locais baseados em superfícies mostrou que a ponderação pela densidade das células pode provocar acentuadas distorções na leitura dos resultados, relacionadas à subestimação dos valores dos índices em áreas de baixa densidade populacional. Por exemplo, áreas reconhecidamente segregadas, porém de baixa densidade, como o Condomínio Quinta das Flores e o Condomínio Floresta, foram indicadas como de baixa segregação no mapa do índice de dissimilaridade local baseado em dados de superfície. O contrário ocorre com as áreas de alta densidade populacional, nas quais os valores dos índices tendem a ser superestimados. Por esta

razão, as 100 células que apresentaram os valores mais elevados de $\tilde{d}_j(m)$ são caracterizadas pela ocupação vertical, conforme o apresentado na FIGURA 4.27.

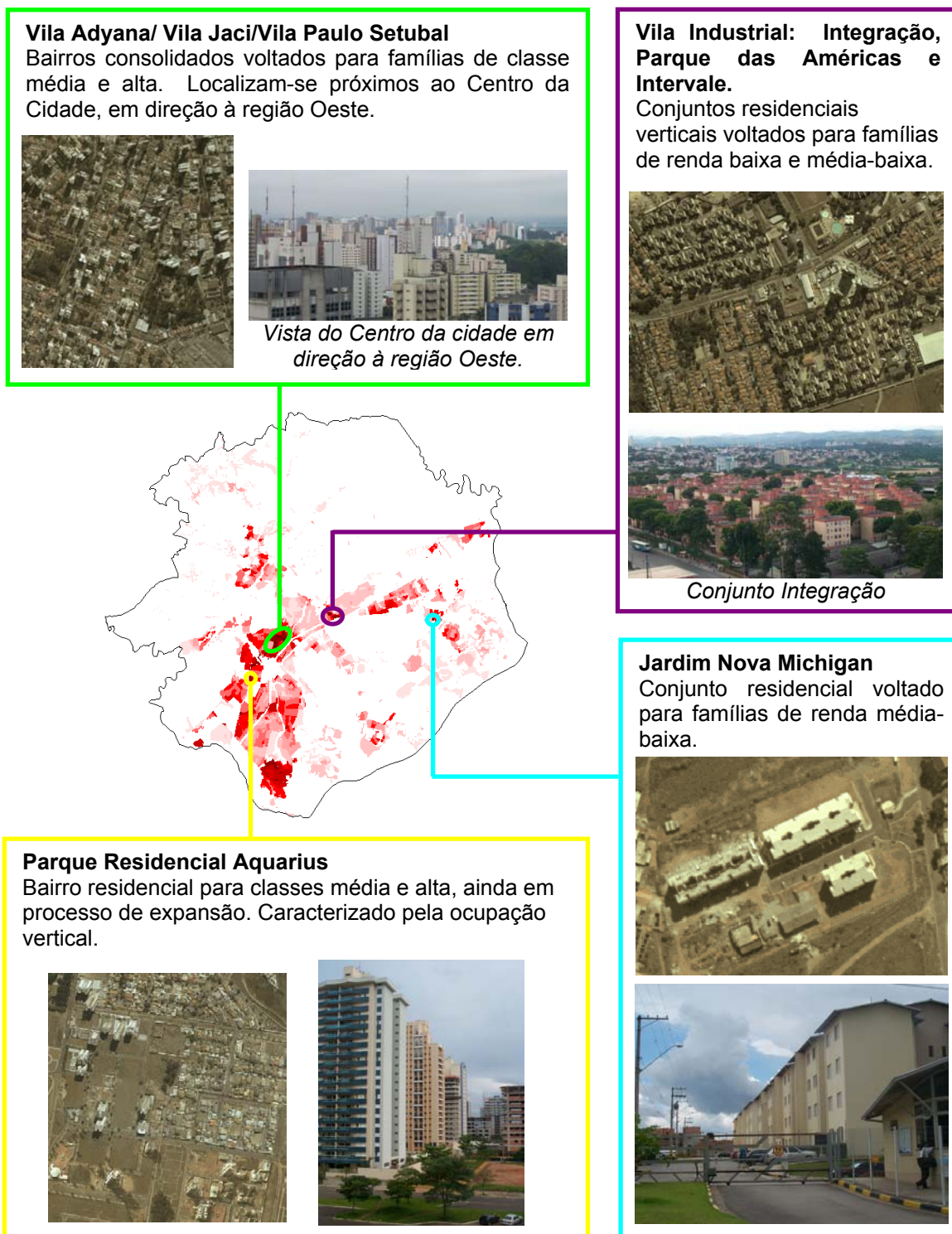


FIGURA 4.27 - Identificação das áreas correspondentes às 100 células com os maiores valores de $\tilde{d}_j(m)$.

Por intermédio da FIGURA 4.27, é possível observar que entre os locais que apresentaram valores mais elevados de $\tilde{d}_j(m)$ destacam-se conjuntos residenciais verticais para famílias de baixa renda, como o Integração e Parque das Américas, e bairros de alta densidade voltados para famílias das classes média e alta, como o Parque Residencial Aquarius, Vila Adyana e Vila Jaci.

Considerando funções com largura de banda igual a 2000 m, a espacialização dos índices locais de dissimilaridade para as variáveis renda e escolaridade dos chefes de família também enfatizaram as áreas com altas densidade. Por intermédio da FIGURA 4.28, que permite a comparação entre os mapas dos índices de dissimilaridade local baseados em dados de contagem populacional e superfícies de densidade, nota-se que ambos os mapas indicam núcleos segregados na região Oeste (em azul), Norte (em verde), extremo Sul (em ciano), Sudeste (preto) e dois núcleos na região Leste (em amarelo e roxo).

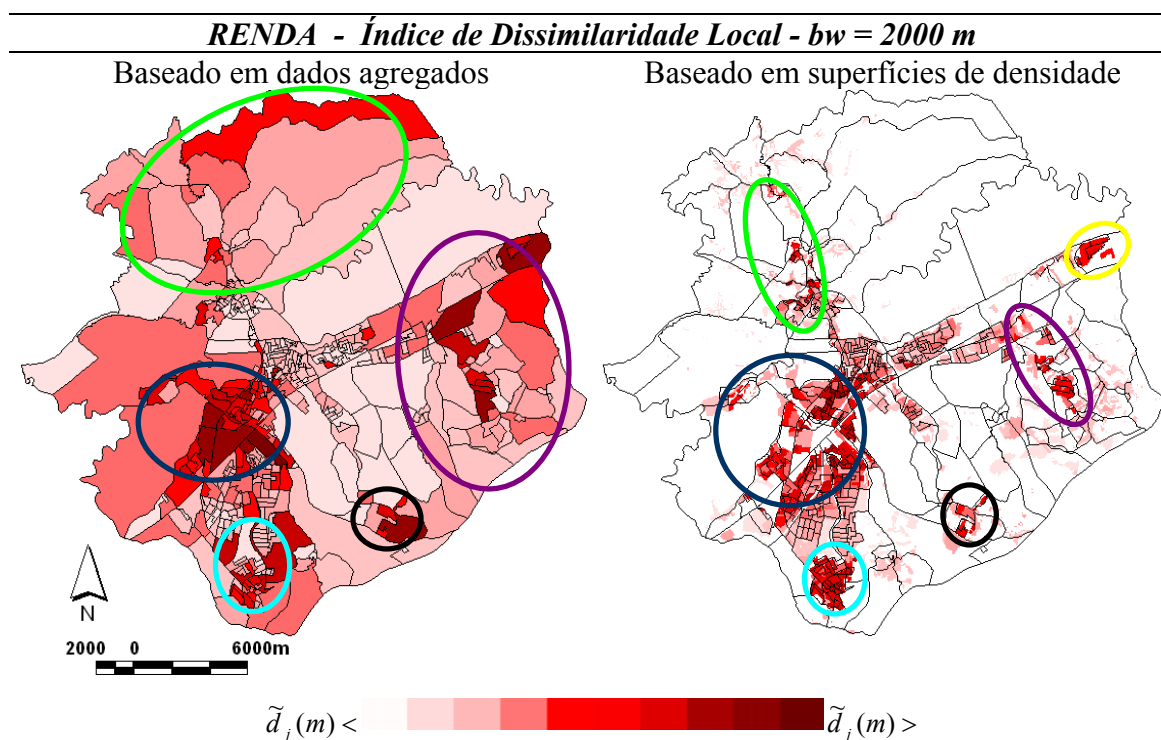


FIGURA 4.28 - Comparação entre mapas dos índices de dissimilaridade para dados de contagem agregados e para superfícies de densidade, considerando a variável renda dos chefes de família e largura de banda igual a 2000 m.

Contudo, algumas diferenças importantes entre os dois mapas da FIGURA 4.28 podem ser destacadas:

- (a) O núcleo segregado ao norte, aparentemente disperso quando delimitado sobre o mapa elaborado para dados agregados, apresenta-se mais concentrado quando considerados os dados de densidade populacional, visto que o último baseia-se em informações mais detalhadas que consideram somente as áreas de fato ocupadas.
- (b) O maior detalhamento proporcionado pelas superfícies de densidade também fez com que o núcleo da região Leste fosse subdividido em dois: um que abrange a localidade do Galo Branco (em amarelo) e outro que engloba inúmeros bairros, entre eles o Santa Inês, Novo Horizonte e Nova Esperança (em roxo).
- (c) Quanto aos aspectos negativos do mapa baseado em superfícies de densidade populacional, são notáveis as distorções conseqüentes da ponderação do índice de acordo com a densidade das células. Em virtude desta característica, áreas cuja composição populacional não difere tanto da composição da cidade como um todo, porém de alta densidade, são destacadas. É o caso de algumas áreas na região central e Sul (próximas à Rodovia Presidente Dutra).

4.3.3 Índices Globais e Locais: Dimensão Exposição/Isolamento

A partir da densidade populacional local das células, considerando funções gaussianas de 400 m e 2000 m, índices espaciais de exposição ($\tilde{P}_{(m,n)}^*$) e isolamento (\tilde{Q}_m) também foram obtidos (Equação 3.20). Assim como $\tilde{D}(m)$, os índices de isolamento e exposição para dados contínuos não apresentam um valor máximo pré-estabelecido. No caso destes índices, porém, esta condição representa uma limitação significativa, visto que os índices deixam de representar a proporção média do grupo n (ou m , em caso de isolamento) nos locais onde habitam indivíduos do grupo m . Embora isto tenha tornado a interpretação dos índices menos intuitiva, eles permanecem como uma medida do contato potencial entre indivíduos de diferentes grupos (ou do mesmo grupo).

Assim como em todos os índices apresentados até então, testes de pseudo-significância foram aplicados sobre os índices de isolamento e exposição para a verificação de sua validade estatística. Este procedimento torna-se particularmente importante nestes índices porque, apesar dos índices continuarem variando em função da composição populacional da cidade, o fato de não mais apresentarem resultados no intervalo entre 0 e 1 impede sua comparabilidade direta com a proporção dos grupos populacionais na cidade.

Considerando grupos socioeconômicos classificados quanto à renda dos chefes de família, foram calculados os seguintes índices de exposição (TABELA 4.14):

- (a) $\tilde{P}_{(\leq 2, > 20)}^*$: exposição dos chefes de família com rendimento de até 2 s.m. ou sem rendimento aos chefes de família com rendimento superior a 20 s.m.;
- (b) $\tilde{P}_{(\leq 2, > 10)}^*$: exposição dos chefes de família com rendimento de até 2 s.m. ou sem rendimento aos chefes de família com rendimento superior a 10 s.m.;
- (c) $\tilde{P}_{(> 20, 10-20)}^*$: exposição dos chefes de família com rendimento superior a 20 s.m. aos chefes de família com rendimento entre 10 e 20 s.m.

TABELA 4.14 - Índices espaciais de exposição para superfícies de densidade considerando a variável renda dos chefes de família.

| <i>RENDA - Índices Espaciais de Exposição</i> | | | | | | |
|-----------------------------------------------|-----------------------|---------------------|----------------|-----------------------|---------------------|----------------|
| <i>Índices</i> | <i>bw=400 m</i> | | | <i>bw=2000 m</i> | | |
| | $\tilde{P}_{(m,n)}^*$ | τ_n | <i>p-valor</i> | $\tilde{P}_{(m,n)}^*$ | τ_n | <i>p-valor</i> |
| $\tilde{P}_{(\leq 2, > 20)}^*$ | 0,054 | $\tau_{>20}=0,07$ | 1 | 0,084 | $\tau_{>20}=0,07$ | 1 |
| $\tilde{P}_{(\leq 2, > 10)}^*$ | 0,189 | $\tau_{>10}=0,19$ | 1 | 0,252 | $\tau_{>10}=0,19$ | 1 |
| $\tilde{P}_{(> 20, 10-20)}^*$ | 0,355 | $\tau_{10-20}=0,12$ | 0,01 | 0,286 | $\tau_{10-20}=0,12$ | 0,01 |

τ_n = proporção do grupo n na área de estudo

Em relação à escolaridade dos chefes de família, foram calculados os seguintes índices de exposição (TABELA 4.15):

- (a) $\tilde{P}_{(< 3, \geq 15)}^*$: exposição dos chefes de família com menos de 3 a.e. ou sem instrução aos chefes de família com 15 a.e. ou mais;

(b) $\tilde{P}_{(<3,\geq 11)}^*$: exposição dos chefes de família com menos de 3 a.e. ou sem instrução aos chefes de família com 11 a.e. ou mais;

(c) $\tilde{P}_{(\geq 15,11-14)}^*$: exposição dos chefes de família com 15 a.e. ou mais aos chefes de família com 11 a 14 a.e.

TABELA 4.15 - Índices espaciais de exposição para superfícies de densidade considerando a variável escolaridade dos chefes de família.

| <i>ESCOLARIDADE - Índices Espaciais de Exposição</i> | | | | | | |
|------------------------------------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------|-----------------------|-----------------------|----------------|
| <i>Índices</i> | <i>bw=400 m</i> | | | <i>bw=2000 m</i> | | |
| | $\tilde{P}_{(m,n)}^*$ | τ_n | <i>p-valor</i> | $\tilde{P}_{(m,n)}^*$ | τ_n | <i>p-valor</i> |
| $\tilde{P}_{(<3,\geq 15)}^*$ | 0,103 | $\tau_{\geq 15}=0,13$ | 1 | 0,154 | $\tau_{\geq 15}=0,13$ | 1 |
| $\tilde{P}_{(<3,\geq 11)}^*$ | 0,439 | $\tau_{\geq 11}=0,37$ | 1 | 0,529 | $\tau_{\geq 11}=0,37$ | 1 |
| $\tilde{P}_{(\geq 15,11-14)}^*$ | 0,467 | $\tau_{11-14}=0,25$ | 0,01 | 0,442 | $\tau_{11-14}=0,25$ | 0,01 |

τ_n =proporção do grupo n na área de estudo

Assim como nos resultados dos índices para dados agregados, é possível observar através das TABELAS 4.14 e 4.15, que os grupos com características próximas apresentaram índices de exposição significativos (p -valor =0,01) enquanto grupos com condições de renda e escolaridade muito distintas apresentaram índices não-significativos (p -valor=1). Em concordância com estas constatações, o aumento da largura de banda da função que define a vizinhança resultou em valores de exposição mais elevados para grupos muito diferentes e em valores inferiores para grupos semelhantes. Tais observações comprovam que os índices baseados em dados contínuos também indicam a existência de uma proximidade muito maior entre indivíduos pertencentes a grupos semelhantes do que entre os pertencentes a grupos com condições socioeconômicas opostas.

Considerando grupos socioeconômicos classificados quanto à renda dos chefes de família, foram calculados os seguintes índices de isolamento (TABELA 4.16):

(e) $\tilde{Q}_{>20}$: isolamento dos chefes de família com rendimento superior a 20 s.m.;

(b) $\tilde{Q}_{>10}$: isolamento dos chefes de família com rendimento de 10 s.m. ou superior;

- (c) $\tilde{Q}_{\leq 2}$: isolamento dos chefes de família com rendimento de até 2 s.m. ou sem rendimento;
- (d) \tilde{Q}_0 : isolamento dos chefes de família sem rendimento.

TABELA 4.16 - Índices espaciais de isolamento para superfícies de densidade considerando a variável renda dos chefes de família.

| RENDA - Índices Espaciais de Isolamento | | | | | | |
|------------------------------------------------|------------------------|----------------------|----------------|-------------------------|----------------------|----------------|
| Índices | <i>bw=400 m</i> | | | <i>bw=2000 m</i> | | |
| | \tilde{Q}_m | τ_m | <i>p-valor</i> | \tilde{Q}_m | τ_m | <i>p-valor</i> |
| $\tilde{Q}_{>20}$ | 0,457 | $\tau_{>20}=0,07$ | 0,01 | 0,255 | $\tau_{>20}=0,07$ | 0,01 |
| $\tilde{Q}_{>10}$ | 0,616 | $\tau_{>10}=0,19$ | 0,01 | 0,457 | $\tau_{>10}=0,19$ | 0,01 |
| $\tilde{Q}_{\leq 2}$ | 0,499 | $\tau_{\leq 2}=0,27$ | 0,01 | 0,441 | $\tau_{\leq 2}=0,27$ | 0,01 |
| \tilde{Q}_0 | 0,169 | $\tau_0=0,09$ | 0,01 | 0,145 | $\tau_0=0,09$ | 0,01 |

τ_m = proporção do grupo m na área de estudo

Considerando grupos socioeconômicos classificados quanto à escolaridade dos chefes de família, foram calculados os seguintes índices de isolamento (TABELA 4.17):

- (a) $\tilde{Q}_{\geq 15}$: isolamento dos chefes de família com 15 a.e. ou mais;
- (b) $\tilde{Q}_{\geq 11}$: isolamento dos chefes de família com 11 a.e. ou mais;
- (c) $\tilde{Q}_{< 3}$: isolamento dos chefes de família com menos de 3 a.e. ou sem escolaridade;
- (d) $\tilde{Q}_{< 1}$: isolamento dos chefes de família sem instrução ou menos de 1 a.e.

TABELA 4.17 - Índices espaciais de isolamento para superfícies de densidade considerando a variável escolaridade dos chefes de família.

| ESCOLARIDADE - Índices Espaciais de Isolamento | | | | | | |
|-------------------------------------------------------|------------------------|-----------------------|----------------|-------------------------|-----------------------|----------------|
| Índices | <i>bw=400 m</i> | | | <i>bw=2000 m</i> | | |
| | \tilde{Q}_m | τ_m | <i>p-valor</i> | \tilde{Q}_m | τ_m | <i>p-valor</i> |
| $\tilde{Q}_{\geq 15}$ | 0,547 | $\tau_{\geq 15}=0,13$ | 0,01 | 0,368 | $\tau_{\geq 15}=0,13$ | 0,01 |
| $\tilde{Q}_{\geq 11}$ | 0,784 | $\tau_{\geq 11}=0,37$ | 0,01 | 0,693 | $\tau_{\geq 11}=0,37$ | 0,01 |
| $\tilde{Q}_{< 3}$ | 0,312 | $\tau_{< 3}=0,16$ | 0,01 | 0,271 | $\tau_{< 3}=0,16$ | 0,01 |
| $\tilde{Q}_{< 1}$ | 0,111 | $\tau_{< 1}=0,05$ | 0,01 | 0,451 | $\tau_{< 1}=0,05$ | 0,01 |

τ_m = proporção do grupo m na área de estudo

Todos os índices de isolamento apresentaram valores significativos. Com o aumento da largura de banda, foi constatado um decréscimo dos valores de isolamento, justificado pela maior diversidade populacional da vizinhança considerada. Ao contrário dos índices de isolamento para dados de contagem populacional, os índices apresentados nas TABELAS 4.16 e 4.17 não permitem a comparação com a proporção dos grupos populacionais, o que em muito prejudica a sua interpretação.

Assim como o efetuado sobre o índice $\tilde{D}(m)$, os índices globais de exposição e isolamento para superfícies de densidade ($\tilde{P}_{(m,n)}^*$ e \tilde{Q}_m) foram decompostos para a geração de índices locais. A FIGURA 4.9 permite a comparação entre mapas de isolamento local dos chefes de família com rendimento superior a 20 s.m. computados para dados de contagem e de densidade populacional.

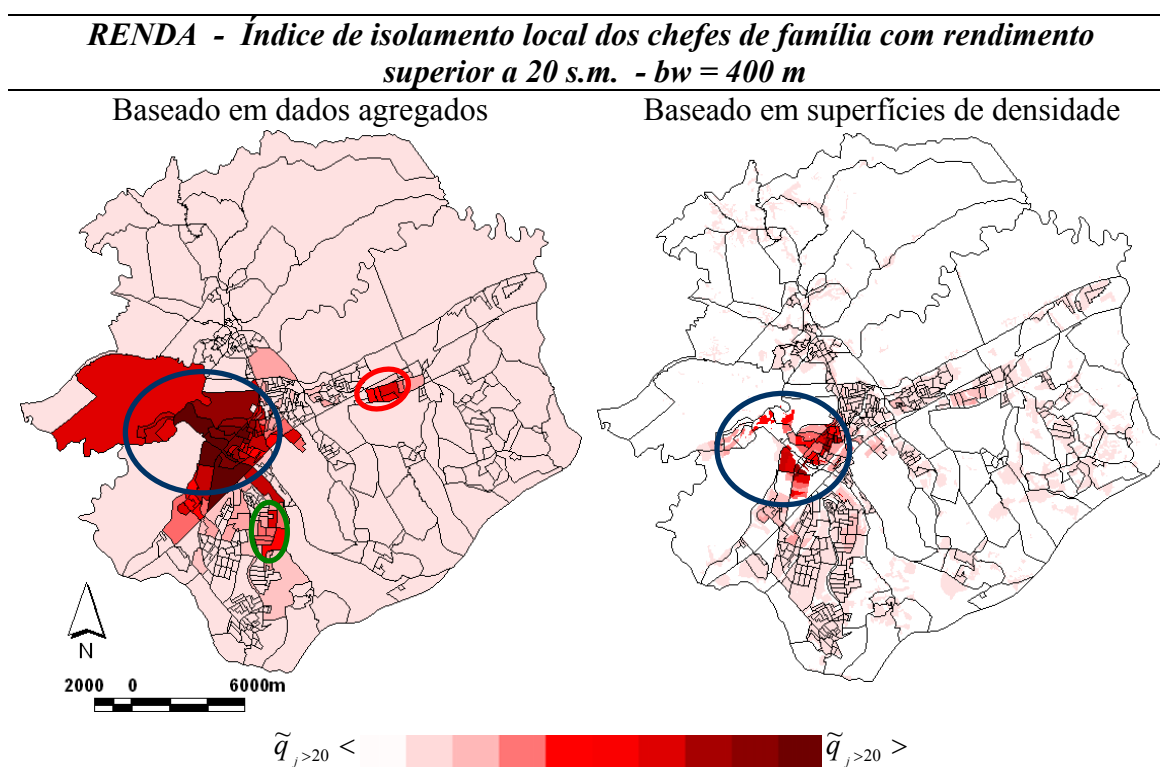


FIGURA 4.29 - Comparação entre mapas dos índices de isolamento local dos chefes de família com rendimento superior a 20 s.m., para dados de contagem agregados e para superfícies de densidade, largura de banda igual a 400 m.

Por intermédio da FIGURA 4.29, é possível observar a presença de três núcleos de isolamento bem delimitados (circulados em azul, verde e vermelho) no mapa do índice de isolamento para dados de contagem populacional. O mapa de isolamento para dados de densidade populacional, por sua vez, enfatiza apenas o núcleo da região Oeste (em azul), enquanto os demais núcleos, que equivalem aos Condomínios Quinta das Flores e Floresta, deixam de ser identificados em virtude de sua baixa densidade populacional.

Em síntese, a comparação entre os índices baseados em dados agregados e os baseados em dados de densidade populacional revela que a abordagem proposta por Reardon e O'Sullivan, embora formalmente plausível, gera, na prática, resultados pouco confiáveis graças à superestimação do grau de segregação em áreas de densidade elevada. Para a identificação desta deficiência, a decomposição dos índices para a geração de índices locais, realizada neste trabalho, foi de fundamental importância.

A utilização de índices de segregação para dados de densidade populacional também apresentou problemas relacionados à leitura dos resultados destes índices. Os resultados dos índices de exposição para superfícies de densidade ($\tilde{P}_{(m,n)}^*$), por exemplo, não possuem o mesmo significado dos obtidos com os índices para dados agregados, que representam a proporção média do grupo n nos locais de moradia dos indivíduos do grupo m .

Apesar das deficiências constatadas nos índices de segregação para superfícies de densidade, os testes com estes índices ressaltaram algumas limitações dos índices para dados agregados, entre estas:

- (a) Pouca precisão na determinação da intensidade populacional local, principalmente nos polígonos de grandes dimensões, dado que seu cômputo baseia-se na distância entre os centróides dos polígonos. Este problema pode ser minimizado pela utilização de centróides que indiquem os centros de maior concentração do grupo populacional em questão dentro do polígono, ao invés de centróides geométricos.

- (b) Grande ênfase visual aos polígonos de grandes dimensões, em geral pouco povoados, o que leva a distorções na leitura dos resultados. Para remediar esta limitação, a sobreposição de uma máscara com as áreas não-ocupadas sobre os mapas dos índices de segregação locais pode ser utilizada como um recurso auxiliar no processo de interpretação dos resultados.
- (c) A desconsideração de diferenças internas aos polígonos nos quais os dados estão agregados. Em virtude disto, observou-se diferenças importantes, embora sutis, entre os mapas baseados em dados contínuos e os baseados em dados discretos. Na FIGURA 4.30, por exemplo, o detalhe de um polígono que abrange tanto parte de um bairro de classe média-alta quanto uma favela é apresentado. Este polígono apresenta-se no mapa baseado em dados agregados como uma área de isolamento dos chefes de família com renda superior a 20 s.m, enquanto no mapa baseado em superfícies de densidade, as distintas ocupações são reconhecidas. Ou seja, a área ocupada pelo bairro de classe média-alta é ressaltada como de isolamento deste grupo populacional (em ciano), enquanto a área ocupada pela favela deixa de ser considerada (em verde). Cabe salientar que esta diferenciação foi possível graças ao procedimento efetuado para a geração de superfícies de densidade (Apêndice B), que buscou redistribuir dados populacionais em setores censitários que apresentavam disparidades tipológicas intensas.

Índice de isolamento local dos chefes de família com rendimento de 20 s.m. ou superior - bw = 400 m



FIGURA 4.30 - Polígono com grande disparidade interna: comparação entre os resultados dos índices de isolamento para dados de contagem agregados e para superfícies de densidade.

4.4 Considerações Adicionais

Este capítulo apresentou a aplicação e interpretação de índices espaciais de segregação sobre dados de São José dos Campos referentes aos anos de 1991 e 2000. Neste processo, a utilização de medidas espaciais capazes de captar distintas dimensões da segregação - dispersão/agrupamento e exposição/isolamento - e a associação entre índices globais e locais permitiu análises complementares a respeito dos padrões de segregação predominantes nos anos de 1991 e 2000, bem como das alterações verificadas entre estas datas.

Dois índices referentes à dimensão dispersão/agrupamento foram aplicados aos dados de São José dos Campos: $\check{D}(m)$ e $\check{I}\check{S}R$. Embora computados de maneira muito diferente, ambos apresentaram resultados muito próximos quanto à evolução da segregação residencial em São José dos Campos no período 1991-2000. Apesar disto, cabe ressaltar que o $\check{I}\check{S}R$ é mais apropriado para estudos socioeconômicos baseados em variáveis contínuas, pois utiliza a distribuição original destas variáveis.

Contudo, como os experimentos com o índice $\check{I}\check{S}R$ foram realizados a partir de dados agregados, que não disponibilizam a distribuição original das variáveis, foi necessário atribuir um valor relativo à variável renda ou escolaridade para cada grupo populacional. Para este procedimento, optou-se por uma solução simples: considerar a média dos valores extremos dos intervalos de renda ou anos de estudo que caracterizam os grupos. É importante mencionar ainda, que o uso exclusivo do $\check{I}\check{S}R$ apresenta duas limitações: não é possível decompô-lo para a derivação de índices locais e este índice mede apenas a dimensão dispersão/agrupamento.

Enquanto os índices não-espaciais permitem a realização de análises relativas apenas às escalas das unidades de área disponíveis (como setores censitários e distritos), os índices espaciais permitem a verificação da segregação em distintas escalas através da adoção de funções de proximidade com larguras de banda diferenciadas. No estudo de caso apresentado, foram realizados testes iniciais com oito funções de proximidade distintas, a partir das quais foram selecionadas apenas duas: a primeira representando

uma escala local, na qual é possível constatar detalhes sobre a segregação das diversas áreas, e a segunda representando uma escala abrangente, que possibilita a identificação de regiões maiores onde certos grupos tendem a concentrar-se (macrosegregação).

A aplicação de testes de pseudo-significância também apresentou resultados coerentes e esclarecedores. Estes testes tornam-se particularmente importantes ao demonstrarem que mesmo resultados de índices que apresentam valores baixos podem representar um grau de segregação significativo (e vice-versa), ao contrário do comumente aceito quando limiares fixos são adotados para a interpretação dos resultados.

Todos os índices globais de segregação aplicados sobre os dados de São José dos Campos indicaram que a cidade apresentava uma distribuição populacional segregada tanto em 1991 quanto em 2000. A comparação entre os dois anos analisados mostrou que o padrão de segregação da cidade não apresentou mudanças muito bruscas no período, embora um leve incremento do grau de segregação seja observado tanto em uma escala local, quanto em uma escala mais abrangente de análise. Os únicos índices que não apontaram uma tendência de crescimento no período foram os computados para o parâmetro escolaridade, considerando funções de proximidade com larguras de banda estreitas. A significativa melhoria dos indicadores de escolaridade na cidade durante a última década pode ter contribuído para este resultado, ao viabilizar uma maior diversidade do grau de escolaridade dos chefes de família nos bairros mais populares da cidade. Contudo, quando analisados sob uma escala mais abrangente, os índices calculados a partir de indicadores de escolaridade acompanharam a tendência dos índices calculados para o parâmetro renda e apontaram um acréscimo da segregação.

De fato, a macrosegregação da cidade, mais especificamente a promovida pelos grupos com melhores condições socioeconômicas destacou-se no período estudado. Por intermédio dos índices locais, foi possível observar que a maior modificação observada no período 1991-2000 refere-se à intensificação da auto-segregação deste segmento na região Oeste da cidade. Discussões sobre o padrão de segregação identificado em São José dos Campos serão aprofundadas no próximo capítulo, situando-o frente ao “novo

padrão de segregação” apresentado pela literatura da área como emergente na maioria das cidades brasileiras.

A Seção 4.3 apresentou um experimento utilizando índices espaciais de segregação baseados em superfícies. Este experimento, cujo objetivo inicial era o de propiciar uma discussão acerca da natureza dos dados utilizados em análises de segregação residencial, revelou uma deficiência inesperada dos índices aplicados sobre dados de densidade populacional. Tal deficiência, que pôde ser constatada graças à decomposição dos índices originais para a geração de índices locais, refere-se a superestimação do grau de segregação em áreas de alta densidade e provoca distorções sérias na leitura dos resultados. Esta constatação remete à importância da realização de testes empíricos para a verificação da utilidade e validade de proposições elaboradas em um plano teórico.

CAPÍTULO 5

CONCLUSÕES

O principal propósito desta dissertação foi o de produzir e avaliar métodos e técnicas de mensuração da segregação capazes de superar importantes deficiências constatadas nos índices de segregação comumente utilizados.

No Capítulo 3 são apresentados novos índices espaciais de segregação, bem como um método de validação destes índices. Os índices propostos foram testados sobre um conjunto de dados artificiais, o que viabilizou a demonstração das principais contribuições do capítulo, entre as quais destacaram-se:

- (a) *A construção de índices espaciais de segregação*: os índices propostos incluem dados espaciais em suas formulações, ou seja, seus resultados são influenciados pelo arranjo espacial das unidades de área nas quais os dados utilizados estão agregados. Por considerarem a vizinhança de cada unidade de área, estes índices são mais informativos e minimizam o “problema do tabuleiro de damas” (*checkerboard problem*), uma limitação dos índices não-espaciais muito enfatizada na literatura sobre o tema.
- (b) *A flexibilidade na escolha de funções de proximidade*: O cômputo dos índices espaciais requer que os pesquisadores especifiquem o conceito de vizinhança e a escala de análise que serão adotados, bem como a função de proximidade que melhor os represente. Graças a esta característica do índice, é possível analisar a segregação de uma cidade sob várias escalas, um recurso particularmente importante diante da complexidade do padrão de segregação nas cidades brasileiras. Cabe ressaltar ainda que, embora este trabalho tenha utilizado apenas funções simples (gaussianas), análises mais elaboradas podem ser efetuadas caso sejam adotadas funções de proximidade mais sofisticadas, como por exemplo, funções capazes de considerar vias de circulação e/ou obstáculos.

- (c) *A construção de medidas para as duas dimensões da segregação*: Através da extensão de índices não-espaciais, foram elaborados índices para a mensuração das dimensões dispersão/agrupamento e exposição/isolamento. Estas dimensões apontam aspectos distintos da segregação residencial e os índices referentes a cada uma delas devem ser aplicados complementarmente.
- (d) *A elaboração de índices locais de segregação*: Estes índices, gerados a partir da decomposição dos índices espaciais globais, são essenciais para a identificação de padrões e tendências da segregação. Os índices locais permitem ainda a detecção de áreas críticas da cidade, nas quais condições de exclusão e segregação estão associadas. A espacialização destes índices representa, portanto, um instrumento fundamental para políticas públicas preocupadas com a minimização da segregação e de seus efeitos negativos.
- (e) *A aplicação de testes de pseudo-significância*: Uma deficiência importante nos estudos empíricos de mensuração da segregação é a ausência de um procedimento estatístico que permita verificar se os resultados dos índices indicam que a distribuição populacional em questão é segregada ou não. A proposta de aplicação de testes de pseudo-significância sobre estes índices representa uma alternativa viável para solucionar este problema. Cabe mencionar ainda que, embora a aplicação deste teste tenha sido apresentada apenas para a validação de índices globais, também é possível aplicá-lo em índices locais, ou seja, testar a significância estatística do índice calculado para cada unidade de área através da comparação de seu valor com os resultados obtidos em permutações aleatórias (Anselin, 1995). Contudo, por questões relacionadas à implementação computacional do teste, não foi possível sua aplicação sobre os índices locais computados nesta dissertação. Esta aplicação fica, portanto, como uma sugestão para trabalhos futuros.

Além da proposição de medidas de segregação, este trabalho tinha como objetivo a aplicação destas sobre um estudo de caso, capaz de demonstrar o que de fato estas medidas indicam e quais os tipos de análises podem ser efetuadas sobre seus resultados.

Embora a proposição de índices espaciais de segregação não seja uma exclusividade desta dissertação, ainda são raros os trabalhos que ultrapassam o plano conceitual e aplicam os índices propostos em situações reais (ou mesmo em dados simulados). Quando isto ocorre, os trabalhos limitam-se a aplicação de índices globais que revelam um valor representativo do grau de segregação da cidade analisada, sem a utilização de métodos estatísticos que indiquem o significado deste resultado ou a elaboração de “mapas da segregação” através do cômputo e espacialização de índices locais. Os mapas de segregação são importantes não apenas para a identificação das áreas mais segregadas e a identificação do padrão de segregação vigente na área de estudo, como também para uma melhor compreensão dos índices globais, podendo inclusive apontar falhas destes índices, como o ocorrido em relação aos índices para superfícies de densidade populacional.

É necessário, portanto, um número maior de trabalhos empíricos que explorem o potencial e as limitações dos índices espaciais de segregação, tanto em suas versões globais quanto locais. O software desenvolvido para este estudo, nos quais os índices e o método de validação propostos no Capítulo 3 foram implementados, será disponibilizado para a comunidade em geral e poderá contribuir nesta direção. O estudo de caso apresentado nesta dissertação também contribuiu neste sentido.

O Capítulo 4 apresentou a aplicação dos índices espaciais de segregação sobre os dados de São José dos Campos. Os resultados destes índices revelaram que, assim como o ocorrido em outras cidades brasileiras, a segregação em São José dos Campos deixou de ser caracterizada pelo tradicional padrão Centro-Periferia, embora resquícios deste padrão ainda sejam visíveis. Os mapas dos índices locais de segregação indicaram a presença de periferias marcadas pela concentração de grupos de baixo rendimento e escolaridade, porém tais áreas não apresentam mais as mesmas características daquelas que compunham o “padrão periférico de urbanização”, ou seja, áreas periféricas marcadas pela ausência do Estado e pela precariedade das condições de vida. Ao contrário, observa-se na cidade praticamente uma universalização da infra-estrutura de água e esgoto e de serviços como coleta de lixo, avanços que ocorreram principalmente na década de 90. Embora não existam estatísticas que revelem a qualidade dos serviços

e equipamentos existentes nas distintas áreas da cidade, dados do Censo Demográfico apontam que 96% dos domicílios joseenses eram atendidos por redes de abastecimento de água no ano 2000, 89% dispunham de rede de coleta de esgoto e 98% de coleta de lixo (IBGE, 2000).

Além da periferia onde predominam os grupos dotados de piores condições socioeconômicas, a cidade já apresentava a consolidação de um outro tipo de periferia no início da década de 90. Esta “nova periferia”, caracterizada pela presença das classes média e alta, reafirma o padrão de macrosegregação das classes mais privilegiadas citado por Villaça (1998). No caso de São José dos Campos, o padrão de auto-segregação destas classes, que parte do Centro da Cidade em direção à região Oeste, foi o mais marcante e o que apresentou maior crescimento no período 1991-2000.

Diferentemente do ocorrido em outras cidades, a proliferação dos chamados “enclaves fortificados” não pôde ser associada à aproximação entre famílias que apresentam condições opostas de renda e escolaridade, o que resultaria em uma diminuição da escala da segregação (Sabatini et al, 2001). De fato, foi constatada uma acentuada proliferação deste tipo de empreendimento nos últimos anos, porém a grande maioria concentrou-se na região Oeste da cidade, o que apenas reforçou o isolamento das famílias com melhores condições socioeconômicas nesta área.

Embora não seja possível afirmar que ocorreu uma aproximação entre as classes sociais na última década, observou-se uma diminuição do grau de segregação no Centro da cidade e arredores. Em concordância com esta constatação, as áreas centrais foram as que apresentaram uma maior exposição entre famílias de condições opostas de renda e escolaridade, fato associado principalmente ao crescimento das favelas ocorrido na década de 90.

Contudo, esta exposição tende a diminuir em virtude da política de remoção de favelas vigente em São José dos Campos. Esta política tem promovido a transferência de famílias que residem em favelas para áreas afastadas e já caracterizadas por altos índices de segregação, o que explicita a participação do Estado na configuração de uma cidade cada vez mais segregada e desigual. Esta realidade alerta para a necessidade de

implementação de políticas habitacionais que priorizem não apenas a redução do déficit habitacional, mas também o combate à segregação residencial através de políticas de integração social.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abramo, P. **Mercado e Ordem Urbana: Do Caos à Teoria da Localização Residencial**. Rio de Janeiro: Bertrand Brasil, 2001. 224 p.
- Anselin, L. Local indicators of spatial association - LISA. **Geographical Analysis**, v. 27, n.2, p. 93-115, 1995.
- Anselin, L. **GeoDa 0.9 User's Guide**. Urbana-Champaign: University of Illinois, 2003. 82 p.
- Apparicio, P. Les Indices de Segregation Residentielle: Un Outil Integre Dans un Systeme D'Information Geographique. [on line]. **Cybergeo: Revue Européene de Géographie**, v.134, Jun. 2000. <<http://193.55.107.45/essoct/apparici/apparici.htm>>. Nov. 2004.
- Atkinson, A. B. On the measures of inequality. **Journal of Economic Theory**, v. 2, n.3, p.244-263, Sep. 1970.
- Bell, W. A probability model for the measurement of ecological segregation. **Social Forces**, v. 32, n.4, p. 337-364, 1954.
- Boisso, D.; Hayes, K.; Hirschberg, J.; Silber, J. Occupational segregation in the multidimensional case. **Journal of Econometrics**, v. 61, n.1, p.161-171, Mar. 1994.
- Caldeira, T. P. R. **Cidade de Muros. Crime, segregação e cidadania em São Paulo**. São Paulo: Ed. 34/Edusp, 2000. 399 p.
- Câmara, G.; Souza, R.C.M.; Freitas, U. M.; Garrido, J. C. P. SPRING: Integrating remote sensing and GIS with object-oriented data modelling. **Computers and Graphics**, v.15, n.6, p. 13-22, 1996.
- Câmara, G.; Monteiro, A. M.; Fucks, S. D.; Carvalho, M. S. **Análise Espacial e Geoprocessamento** [on-line], 2002a. <<http://www.dpi.inpe.br/gilberto/livro/analise/cap1-intro.pdf>>. Agosto 2004.
- Câmara, G.; Carvalho, M. S.; Cruz, O. G.; Corrêa, V. **Análise Espacial de Áreas** [on-line], 2002b. < <http://www.dpi.inpe.br/gilberto/livro/analise/cap5-areas.pdf>>. Agosto 2004.
- Cowell, F. A. **Measuring Inequality**. Oxford: Philip Allan. 1977. 193 p.
- Cursino, C.; Matta, R. **São José Hoje**. São José dos Campos: JAC editora, 2003. 73 p.
- D'Alge, J. C. L. **Cartografia para Geoprocessamento** [on-line], 2001. <<http://www.dpi.inpe.br/gilberto/livro/introd/cap6-cartografia.pdf>>. Fev. 2004.
- Dias, A. **Um tempo na vida de São José dos Campos**. São José dos Campos: JAC Gráfica e Editora, 2000. 191 p.
- Duncan, O. D.; Duncan, B. A methodological analysis of segregation indexes, **American Sociological Review**, v.20, n.3, p.210-217, June 1955.

Feitosa, F. F.; Monteiro, A. M. V.; Câmara, G. Compatibilização de dados censitários para análises temporais com o auxílio de imagens Landsat. In: XII Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, Goiânia, 2005. **Anais**. 2005. No prelo.

Fernandes, M. T. M.; Kurkdjian, M. L. N. O. Estudo da macro-segregação residencial na cidade de São José dos Campos através da fotointerpretação. In: XI Simpósio Brasileiro de Sensoriamento Remoto, Belo Horizonte, 2003. **Anais**. São José dos Campos: INPE, 2003. p. 1781-1783.

Fotheringham, A. S.; Brunson, C.; Charlton, M. **Geographically weighted regression: the analysis of spatially varying relationships**. Newcastle: John Wiley & Sons, 2002. 270 p.

Freund, J. E.; Perles, B. M. **Statistics: A First Course**. New Jersey: Prentice Hall, 1999. 532 p.

Genovez, P. **Território e Desigualdades: Análise Espacial Intra-Urbana no Estudo da Dinâmica de Exclusão/Inclusão Social no Espaço Urbano em São José dos Campos – SP**. São José dos Campos. 201 p. Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto) – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, 2002.

Gonçalves, C. D. A. B.; Souza, I. M.; Pereira, M. N.; Freitas, C. C. **Análise do Ambiente Urbano Visando Inferência Populacional a partir do Uso de Dados de Sensoriamento Remoto Orbital de Alta Resolução**. São José dos Campos: INPE, 2004. 63 p. (INPE-10459-RPQ/754).

Hoyt, H. **The structure and growth of residential neighborhoods in American Cities**. Washington DC: Federal Housing Administration, 1939. 178 p.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Demográfico 1991: São José dos Campos**. São Paulo, 1991.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Tabela de Comparabilidade: Setores Censitários 1991-1996**. São Paulo, 1996.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Demográfico 2000: São José dos Campos**. São Paulo, 2000a.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Instruções para Revisão do Trabalho da Base Operacional Geográfica TR-23**. Rio de Janeiro: IBGE, 2000b. 33 p.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Tabela de Comparabilidade: Setores Censitários 1996-2000**. São Paulo, 2000c.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censos Demográficos 1940, 1950, 1960, 1970, 1980, 1991 e 2000: São José dos Campos** [online]. 2004a. <www.ibge.gov.br>. Fev. 2004.

IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Síntese dos Indicadores Sociais 2003** [online], 2004b. <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/condicaodevida/indicadoresminimos/sinteseindicadores2003/indic_sociais2003.pdf>. Nov. 2004.

- INPE - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais. **LANDSAT-5/TM satellite image – WRS 219/76 – Acquisition date 27-04-90**. [CD-ROM]. São José dos Campos: INPE, 1990.
- INPE - Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais. **LANDSAT-7/ETM+ satellite image – WRS 219/76 – Acquisition date 09-01-00**. [CD-ROM]. São José dos Campos: INPE, 2000.
- Isaaks, E. H.; Srivastava, R.M. **An introduction to applied geostatistics**. New York: Oxford University Press, 1989. 561p.
- James, F. J. A new generalized "exposure-based" segregation index. **Sociological Methods and Research**, v.14, p.301-316, 1986.
- Jakubs, J. F. A distance-based segregation index. **Journal of Socio-Economic Planning Sciences**, v.15, p.129-36, 1981.
- Jargowsky, P. A. Take the money and run: economic segregation in U.S. metropolitan areas. **American Journal of Sociology**, v. 61, n. 6, p. 984-999, Dec.1996.
- Kampel, S. A. **Geoinformação para estudos demográficos: representação espacial de dados de população na Amazônia brasileira**. São Paulo. 166 p. Tese (Doutorado) - Escola Politécnica da Universidade de São Paulo, Departamento de Engenharia de Transportes, 2004.
- Koga, D. **Medidas de cidades: entre territórios de vida e territórios vividos**. São Paulo: Cortez, 2003. 300 p.
- Kovarick, L. **A Espoliação Urbana**. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1979. 202 p.
- Kovarick, L. **Escritos Urbanos**. São Paulo: Ed. 34, 2000. 143 p.
- Krige, D. G. A statistical approach to some basic mine evaluation problems on the Witwatersrand. **Journal of South African Institution of Mining and Metallurgy**, v. 6, n.52, p. 119-139, 1951.
- Lago, L. C. **Desigualdades e Segregação na Metrópole: O Rio de Janeiro em Tempos de Crise**. Rio de Janeiro: Revan/ Fase, 2000. 240 p.
- Lago, L. C. **Dinâmica Urbana e Segregação Socioespacial: A Metrópole do Rio de Janeiro nos Anos 80**. [on line]. 1998.
<<http://www.riadel.cl/cataDetalle.asp?PID=403>>. Out. 2003
- Lefebvre, H. **O Direito à Cidade**. São Paulo: Centauro, 2001. 145 p.
- Liebersohn, S. An Asymmetrical Approach to Segregation. In: Peach, C.; Robinson, V.; Smith, S. ed. **Ethnic segregation in cities**. London: Croom Helm Ltd., 1981. p. 61-82.
- Luco, C. A.; Rodríguez, J. **Segregación residencial en áreas metropolitanas de América Latina: magnitud, características, evolución y implicaciones de política**. Serie Población y Desarrollo. No 47. Santiago de Chile, Out. 2003.
- Maricato, E. (org.). **A produção capitalista da casa (e da cidade) no Brasil industrial**. São Paulo: Alfa Ômega, 1979. 166 p.

- Maricato, E. Metrópole, legislação e desigualdades. **Estudos Avançados**, v. 17, n. 48, p. 151-166, Agosto 2003.
- Martin, D. An assessment of surface and zonal models of population. **International Journal of Geographical Information Systems**, v. 10, n.8, p. 973-989, Nov. 1996.
- Massey, D. S.; Denton, N. Trends in the residential segregation of Hispanics, Blacks and Asians: 1970-1980. **American Sociological Review**, v. 52, n.6, p. 802-24, Dec. 1987.
- Massey, D. S.; Denton, N. The dimensions of residential segregation. **Social Forces**, v.67, n. 2, p.281-315, 1988.
- Massey, D. S.; Denton, N. A. **American apartheid: segregation and the making of the underclass**. Cambridge: Harvard University Press, 1993. 291 p.
- Mendonça, J. G. **Mobilidade residencial e segregação sócio-espacial na região metropolitana de Belo Horizonte**. [online]. 2002.
<<http://www.cedeplar.ufmg.br/diamantina2002/textos/D57.PDF>>. Nov. 2003.
- Morgan, B. S. The segregation of socioeconomic groups in urban areas: A comparative analysis. **Urban Studies**, v. 12, n.1, p. 47-60, Feb. 1975.
- Morgan, B. S. A distance-decay interaction index to measure residential segregation. **Area**, v.15, p.211-216. 1983.
- Morril, R. L. On the measure of spatial segregation. **Geography Research Forum**, v.11, p.25-36, 1991.
- Neves, M. C. **Procedimentos Eficientes para a Regionalização de Unidades Socioeconômicas em Bancos de Dados Geográficos**. São José dos Campos. 160 p. (INPE-10289-TDI/908). Tese (Doutorado em Computação Aplicada) – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, 2003.
- Oliveira, J. et al. **Sant'Anna São José dos Campos: Evolução Histórica e Diretrizes Urbanas**. São José dos Campos: J.O.S. de Oliveira, 1999. 135 p.
- Openshaw, S. Ecological fallacies and the analysis of areal census data. **Environment and Planning A**, v.16, n.1, p. 17-31, 1984.
- Park, R. E.; Burgess, E. W. **The City: Suggestions for the Investigation of Human Behaviour in the Human Environment**. Chicago: University of Chicago Press, 1925. 239 p.
- PMSJC - Prefeitura Municipal de São José dos Campos. **Plano Diretor de Desenvolvimento Integrado – Caderno Técnico**. [on line]. Secretaria de Planejamento e Meio Ambiente, 1994.
<http://www.sjc.sp.gov.br/downloads/legislacao/caderno_tecnico_pl_diretor.pdf>. Fev. 2004.
- PMSJC - Prefeitura Municipal de São José dos Campos. **Cidade Viva**. [CD-ROM], 2003.

PMSJC - Prefeitura Municipal de São José dos Campos. **Programa Habitacional de Desfavelização**. [on line]. 2004. <http://www.sjc.sp.gov.br/html/sec_sds3.htm>. Dez. 2004.

Ramos, F. R. **Análise Espacial de Estruturas Intra-Urbanas: O Caso de São Paulo**. São José dos Campos. 142 p. (INPE-10286-TDI/905). Dissertação (Mestrado em Sensoriamento Remoto) – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, 2002.

Reardon, S. F.; Firebaugh, G. Measures of multigroup segregation. **Sociological Methodology**, v. 32, n.1, p. 33-67, Jan. 2002.

Reardon, S. F.; O'Sullivan, D. **Measures of spatial segregation**. University Park: Pennsylvania State University, Jan. 2004. 47 p.

Ribeiro, L. C. Q. Segregação, Desigualdade e Habitação: A Metrôpole do Rio de Janeiro. In: IX Encontro Nacional da Associação Nacional de pós-graduação e Pesquisa em Planejamento Urbano e Regional - ANPUR, Rio de Janeiro, 2001. **Anais**. Rio de Janeiro: ANPUR, 2001. p.944-958.

Ribeiro, L. C. Q; Lago, L. C. **Reestruturação nas Grandes Cidades Brasileiras: O Modelo Centro/Periferia em Questão**. [online]. 1991. <www.ippur.ufrj.br/observatorio/download/reestruturacao_cidades.pdf>. Fev. 2004.

Ribeiro, L. C. Q.; Santos Junior, O. A. Democracia e Segregação Urbana: Reflexões sobre a Relação entre Cidade e Cidadania na Sociedade Brasileira. **EURE (Santiago)**, v.29, n.88, Dez. 2003, p.79-95.

Richards, J. A. **Remote sensing digital image analysis**. Berlin: Springer-Verlag, 1995. 340p.

Rodríguez, J. **Segregación residencial socioeconómica: que és?, cómo de mide?, que está pasando?, importa?** Santiago de Chile: Centro Latinoamericano y Caribeño de Demografía (CELADE), 2001. 80 p.

Rolnik, R. **A cidade e a lei: legislação, política urbana e territórios na cidade de São Paulo**. São Paulo: Studio Nobel/ Fapesp, 1997. 272 p.

Rosa Filho, A. **As políticas públicas do poder executivo na remoção e/ou reurbanização de favelas em São José dos Campos -SP**. São José dos Campos. 119 p. Dissertação (Mestrado em Planejamento Urbano e Regional) - Instituto de Pesquisa e Desenvolvimento da Universidade do Vale do Paraíba - UNIVAP, 2002.

Sabatini, F.; Cáceres, G.; Cerdá, J. Segregación residencial en las principales ciudades chilenas: tendencias de las tres últimas décadas y posibles cursos de acción. **EURE (Santiago)**, v. 27, n.82, p. 21-42, Dic. 2001.

Santos, C. N. F. Velhas novidades nos modos de urbanização brasileiros. In: Valladares, L. (org.) **Habitação em Questão**. Rio de Janeiro: Zahar, 1980. 192 p.

Sakoda, J. N. A generalized index of dissimilarity. **Demography**, v. 18, n. 2, p. 245-250, May 1981.

Secretaria de Estado da Fazenda do Estado de São Paulo. [on line]. 2004. <www.fazenda.sp.gov.br>. Fev. 2004.

- Silva, M. A. S. **Mapas auto-organizáveis na análise exploratória de dados geoespaciais multivariados**. São José dos Campos. 120 p. Dissertação (Mestrado em Computação Aplicada) – Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais, 2003.
- Sposati, A. **Mapa da Exclusão/Inclusão Social da Cidade de São Paulo**. São Paulo: EDUC, 1996. 126 p.
- Sugai, M. I. **Segregação silenciosa: investimentos públicos e distribuição sócio-espacial na área conurbada de Florianópolis**. São Paulo. 297 p. Tese (Doutorado em Estruturas Ambientais Urbanas) - Faculdade de Arquitetura e Urbanismo, Universidade de São Paulo, 2002.
- Telles, E. E. Structural sources of socioeconomic segregation in Brazil. **American Journal of Sociology**, v.100, n.5, p.1199-1223, Mar 1995.
- The World Bank. **Annual Report 2004** [online], 2004.
<www.worldbank.org/annualreport/2004>. Nov. 2004.
- Theil, H.; Finizza, A. J. A note on the measurement of racial integration of schools by means of informational concepts. **Journal of Mathematical Sociology**, v.1, n.3, p.187-194, July 1971.
- Tobler, W. R. Smooth pycnophylactic interpolation for geographical regions. **Journal of the American Statistical Association**, v.74, n.367, p. 519-530, 1979.
- Torres, H. G. Segregação residencial e políticas públicas: São Paulo na década de 1990. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v.19, n. 54, p. 41-56, 2004.
- Torres, H. G.; Marques, E.; Ferreira, M. P.; Bitar, S. Pobreza e espaço: padrões de segregação em São Paulo. **Estudos Avançados**, v. 17, n. 47, p. 13-42, Jan. 2003.
- Villaça, F. **Espaço Intra-Urbano no Brasil**. São Paulo: Studio Nobel, 1998. 373 p.
- White, M. J. The measurement of spatial segregation. **American Journal of Sociology**, v.88, n.4, p.1008-1018, Jan 1983.
- White, M. J. Segregation and diversity measures in population distribution. **Population Index**, v. 52, n. 2, p. 198-221, 1986.
- Wong, D. W. S. Spatial indices of segregation. **Urban Studies**, v.30, n.3, p.559-572, April 1993.
- Wong, D. W. S. Measuring multiethnic spatial segregation. **Urban Geography**, v.19, n.1, p.77-87, Jan. 1998.
- Wong, D. W. S. Geostatistics as measures of spatial segregation. **Urban Geography**, v.20, n.7, p.635-647, Oct. 1999.
- Wong, D. W. S. Implementing spatial segregation measures in GIS. **Computers, Environment and Urban Systems**, v.27, n. 1, p.53-70, Jan. 2003a.
- Wong, D. W. S. Spatial decomposition of segregation indices: a framework toward measuring segregation at multiple levels. **Geographical Analysis**, v. 35, n. 3, p. 179-194, July 2003b.

Wong, D.W.S.; Chong, W. K. Using Spatial Segregation Measures in GIS and Statistical Modeling Packages. **Urban Geography**, v. 19, n. 5, p. 477-485, July 1998.

APÊNDICE A

COMPATIBILIZAÇÃO DOS DADOS CENSITÁRIOS DE SÃO JOSÉ DOS CAMPOS

Para a aplicação dos índices de segregação baseados em dados agregados, foram utilizados dados dos Censos Demográficos de 1991 e 2000, que são agrupados em unidades de área conhecidas como setores censitários. De acordo com o IBGE, um setor censitário representa uma “unidade de controle cadastral formada por área contínua, situada em um único quadro urbano ou rural, com dimensão e número de domicílios ou de estabelecimentos que permitam o levantamento das informações por um único recenseador, segundo o cronograma estabelecido” (IBGE, 2000b, p. 20). Nas áreas urbanas, os setores censitários abrangem aproximadamente 250 domicílios. Em virtude deste critério de zoneamento, o aumento da população das cidades vem acompanhado de um aumento do número de setores censitários, o que impõe uma grande dificuldade a estudos temporais, entre os quais o presente trabalho se enquadra.

No caso de São José dos Campos, cujo incremento da população no período 1991-2000 foi de 96.943 habitantes, a diferença do número de setores censitários entre os dois últimos recenseamentos foi significativa. Em 1991, o município era subdividido em 356 setores censitários e, em 2000, passou a ser subdividido em 759 setores.

Dado que a comparação entre índices calculados sobre dados agregados em áreas com geometrias distintas não deve ser realizada, foi necessária a compatibilização dos dados censitários correspondentes aos anos de 1991 e 2000. O procedimento adotado para esta compatibilização envolve a integração de dados populacionais a dados do meio físico. Para tanto, imagens de satélite foram utilizadas na identificação e quantificação das áreas ocupadas por usos urbanos nos anos dos levantamentos.

A.1 Dados de Entrada

Para a compatibilização das bases foram utilizados os seguintes dados:

- (a) Censo Demográfico de 1991 e 2000 (IBGE, 1991, 2000a): Estes dados foram obtidos a partir do banco de dados do Centro de Estudos de Desigualdades Sócio-Territoriais (CEDEST). Os setores digitalizados do Censo Demográfico de 1991, provenientes deste banco de dados, foram originalmente cedidos pela Prefeitura Municipal de São José dos Campos e corrigidos por Genovez (2002). A digitalização dos setores referentes ao Censo Demográfico de 2000 foi elaborada pelo IBGE e ajustada pela Fundação de Ciências, Aplicações e Tecnologia Espaciais (FUNCATE) sobre o mosaico digital de ortofotos da cidade.
- (b) Tabelas de comparabilidade entre os setores censitários de 1991 e 1996 e entre os setores de 1996 e 2000 (IBGE, 1996, 2000c): Foram cedidas pelo IBGE de São Paulo e descrevem a equivalência dos setores censitários em relação aos setores do levantamento anterior, assim como sua formação e o motivo das alterações ocorridas no período. No caso da formação dos setores de 1996, por exemplo, a tabela de comparabilidade apresenta um campo com o código do setor de 1996, o código do setor de 1991 equivalente, e um terceiro campo que informa o código da formação do setor de 1996. A TABELA A.1 apresenta as possíveis combinações deste código quanto à composição da área do setor de 1996 e a operação para sua formação.
- (c) Imagens LANDSAT-5/TM (INPE, 1990) e LANDSAT-7/TM (INPE, 2000) nas bandas 3 ($0,63 \mu\text{m} - 0,69 \mu\text{m}$), 4 ($0,76 \mu\text{m} - 0,90 \mu\text{m}$) e 5 ($1,55 \mu\text{m} - 1,75 \mu\text{m}$): Correspondem à órbita/ponto 219/76 e suas principais especificações estão descritas na TABELA A.2. A utilização de uma imagem do ano de 1990, ao invés de uma imagem do ano do recenseamento, foi necessária em virtude da presença de nuvens nas imagens adquiridas em 1991.
- (d) Mosaico de ortofotos relativas ao voo de julho do ano 2000, com escala de 1:30.000 e resolução espacial de 0,6 m (PMSJC, 2003).
- (e) Mapas digitais do sistema viário e das quadras referentes ao ano de 2000, com escala de 1:2000 (PMSJC, 2003).

TABELA A.1 - Formação dos setores de 1996 quanto à composição da área e operação para a formação.

| <i>Composição da Área</i> | <i>Operação para a Formação</i> |
|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| 1- Área do setor de 96 constituída pela área do setor 91 | 1- Manutenção |
| 2- Área do setor 96 constituída por parte do setor 91 | 2- Subdivisão por critério quantitativo de unidade de coleta 3- Subdivisão por área superior a 500 km quadrados 4- Subdivisão por limite de área de apuração 5- Subdivisão por outro motivo |
| 3- Área do setor 96 constituída pela junção de setores de 91 inteiros 4- Área do setor 96 constituída pela junção de partes de setores de 91 5- Área do setor 96 constituída pela junção de área(s) de setores(s) de 91 inteiros(s) com parte de setor(es) de 91. | 6- Agregação por critério quantitativo 7- Agregação por outro motivo |
| 6- Área do setor 96 constituída pela área não alagada do setor de 1991 | 8-Extinção de parte do setor de 91 |
| 0- Área do setor 96 totalmente alagada | 0- Extinção de todo o setor de 91 |

FONTE: IBGE (1996).

TABELA A.2 - Especificações das imagens LANDSAT incorporadas ao banco de dados.

| <i>Sensor/ Plataforma</i> | <i>Data</i> | <i>Bandas Espectrais</i> | <i>Ângulo (°)</i> | | <i>Resolução Espacial (metros)</i> | <i>Formato/ Mídia</i> |
|-------------------------------|-------------|------------------------------|---------------------------|-----------------|--------------------------------------------|---------------------------|
| | | | <i>Elevação Solar</i> | <i>Azimutal</i> | | |
| TM/ LANDSAT -5 | 27/04/90 | 3, 4, 5 | 37° | 50° | 30 | 8 bits/ CD-ROM |
| ETM+/ LANDSAT -7 | 09/01/00 | 3, 4, 5 | 59° | 95° | 30 | 8 bits/ CD-ROM |

FONTE: INPE (1991, 2000).

A.2 Registro das Imagens LANDSAT e Delimitação das Áreas de Ocupação Urbana

As imagens LANDSAT-5/TM (INPE, 1990) e LANDSAT-7/ETM+ (INPE, 2000) foram registradas tomando-se como referência o mosaico de ortofotos do ano de 2000 (PMSJC, 2003). Para os registros das imagens, foram utilizados polinômios de primeiro

grau. A utilização de um polinômio de primeiro grau para o registro de imagens requer no mínimo três pontos de controle, contudo na prática recomenda-se o uso de seis pontos (D'Alge, 2001). Neste último caso, trabalha-se com um sistema de equações sobre-determinado, ou seja, com um número maior de equações do que de incógnitas (Richards, 1995; D'Alge, 2001). Visando melhores resultados no registro, foram utilizados seis pontos de controle, cujas coordenadas são apresentadas na TABELA 4.4.

TABELA A.3 - Coordenadas dos pontos de controle para o registro das imagens.

| <i>Pontos de Controle</i> | <i>Latitude (UTM, Datum: SAD-69)</i> | <i>Longitude (UTM, Datum: SAD-69)</i> |
|---------------------------|------------------------------------------|-------------------------------------------|
| P1 | s 23° 8' 35,18'' | o 45° 46' 9,46'' |
| P2 | s 23° 9' 12,85'' | o 45° 53' 53,36'' |
| P3 | s 23° 16' 23,10'' | o 45° 53' 29,09'' |
| P4 | s 23° 14' 3,44'' | o 45° 54' 56,44'' |
| P5 | s 23° 10' 44,26'' | o 45° 50' 22,26'' |
| P6 | s 23° 12' 16,88'' | o 45° 54' 19,73'' |

Os pontos de controle escolhidos foram bem distribuídos sobre a área de interesse, conforme mostra a FIGURA A.1. No caso da imagem LANDSAT-5/TM, o erro total do registro foi de 0,52 *pixel*, enquanto na imagem LANDSAT-7/ETM+ o erro foi de 0,54 *pixel*.

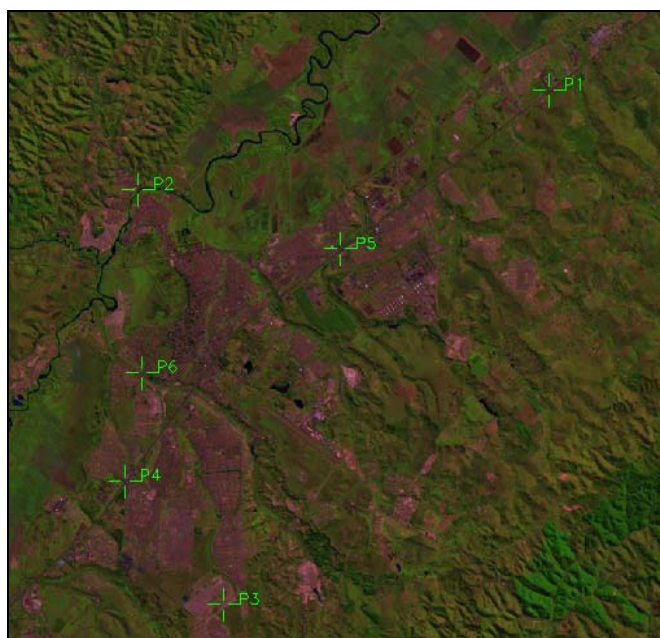


FIGURA A.1 - Distribuição dos pontos de controle sobre a área urbana – Imagem LANDSAT-5/TM (27/04/90).
FONTE: INPE (1990).

Após as operações de registro, as áreas urbanas puderam ser extraídas das imagens. Para tanto, optou-se por uma classificação por interpretação visual sobre composições coloridas formadas pelas bandas 5, 4 e 3. A classificação foi realizada com o auxílio dos mapas digitais do sistema viário e das quadras sobrepostos às imagens. Este procedimento permitiu uma delimitação mais precisa da área urbana, dado que a diversidade dos materiais presentes nestas áreas por vezes dificulta sua identificação, mesmo quando realizada de maneira não-automática. A FIGURA A.2 indica, em vermelho, as áreas de ocupação urbana em cada uma das imagens. Os procedimentos de registro e classificação foram realizados no software SPRING (Câmara et al., 1996).

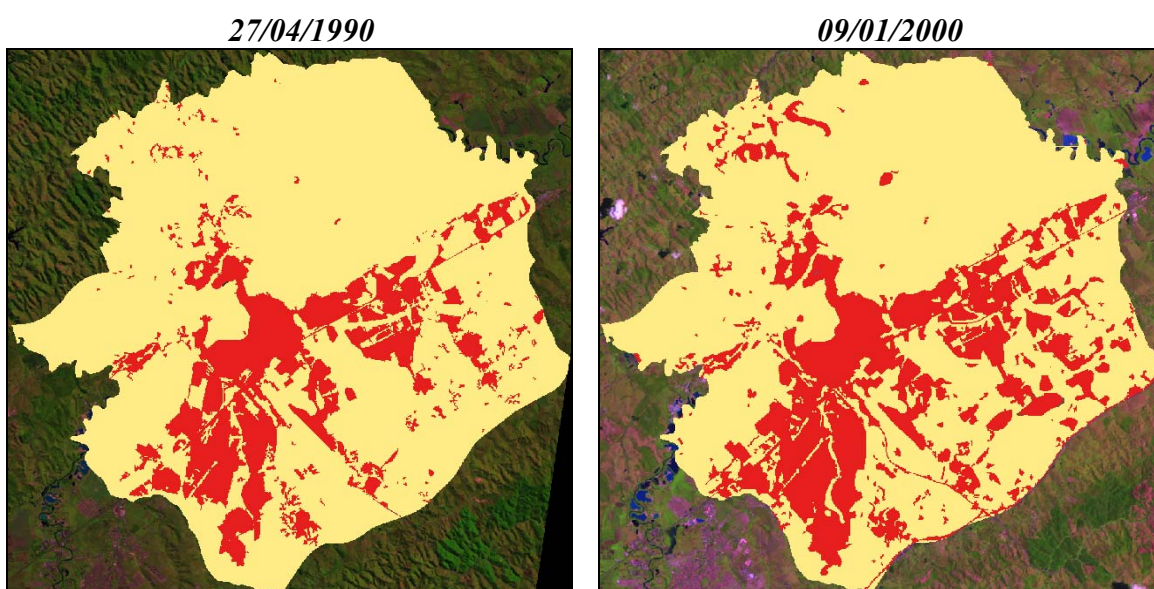


FIGURA A.2 - Delimitação das manchas urbanas (em vermelho) sobre as imagens LANDSAT-5/TM (27/04/90) e LANDSAT-7/ETM+ (09/01/00).
FONTE: INPE (1990, 2000).

A.3 Compatibilização dos Dados Censitários de 1991 e 2000

Para a compatibilização dos setores censitários de 1991 e 2000 e dos atributos a eles associados, foi realizada, inicialmente, uma prévia compatibilização da base geográfica de ambas as datas. Este procedimento resultou em uma nova base, constituída por setores provenientes da base de 1991 e de 2000. Nas áreas urbanas já consolidadas em 1991, a nova base foi constituída pelos setores desta data, ao passo que as demais áreas foram subdivididas pela geometria dos setores criados em 2000. A FIGURA A.3 ilustra

o processo de elaboração desta base compatibilizada, indicando, em vermelho, os setores provenientes da base de 1991 e, em amarelo, os provenientes da base de 2000.

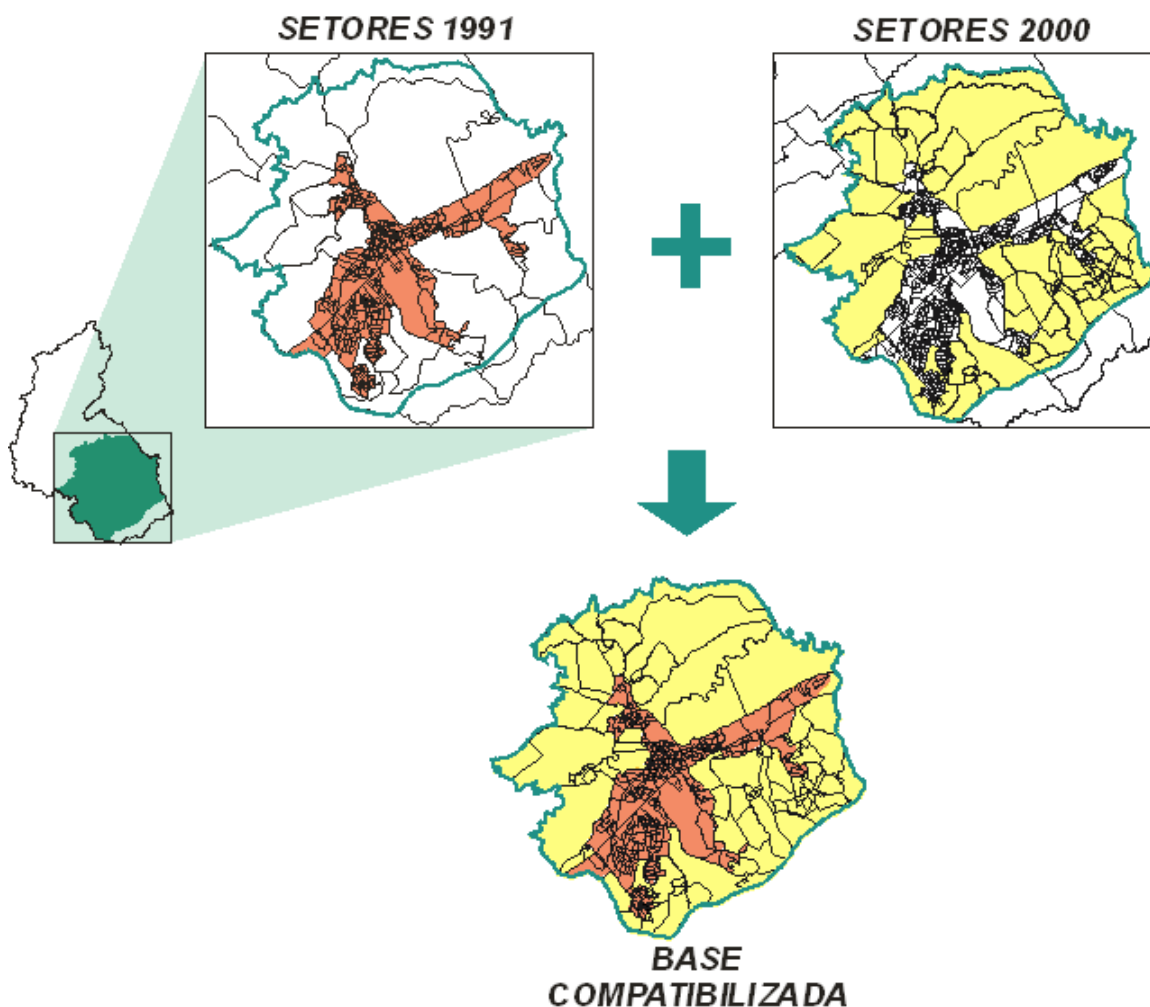


FIGURA A.3 - Processo de elaboração da base geográfica compatibilizada.

Em virtude de erros inerentes às bases geográficas originais, a sobreposição das mesmas gerou uma série de polígonos espúrios, ou seja, polígonos resultantes da intersecção de linhas que representam as mesmas feições, mas que têm representações digitais discrepantes (D'Alge, 2001). Nestes casos, é recomendável uma análise sobre os dados originais e a escolha da melhor representação como base para a digitalização (D'Alge, 2001). Comparando com mosaico de ortofotos da área, a geometria dos setores de 2000 foi considerada mais confiável do que a dos setores de 1991 e, por conseguinte, utilizada como referência na edição vetorial da base compatibilizada. Esta base,

originalmente elaborada no software AutoCAD 2000, foi importada para o software SPRING e a cada um de seus polígonos foi associado um código único (ID9100).

Após a compatibilização da base geográfica, iniciou-se a etapa de elaboração de uma tabela de equivalência entre os polígonos desta nova base e os setores de 1991 e 2000. Esta tabela foi elaborada com o auxílio das tabelas de comparabilidade 1991-1996 e 1996-2000 cedidas pelo IBGE de São Paulo (IBGE, 1996, 2000c) e das áreas urbanas existentes nos anos de 1990 e 2000, previamente delimitadas sobre imagens LANDSAT.

A tabela de equivalência elaborada apresenta os seguintes campos: (a) código dos polígonos da base compatibilizada (ID9100), (b) código do setor censitário de 1991 (ID1991), (c) peso do setor censitário de 1991 em relação ao polígono da base compatibilizada (PESO91), (d) código do setor censitário de 2000 (ID2000) e (e) peso do setor censitário de 2000 em relação ao polígono da base compatibilizada (PESO00). A FIGURA A.4 mostra alguns registros da tabela de equivalência que ilustram polígonos da base compatibilizada cuja equivalência em relação aos setores de 1991 e 2000 é composta de diferentes maneiras. São estes:

- (a) Polígonos cuja geometria equivale a de setores que não foram alterados no período 1991-2000. É o caso do polígono 9100001, conforme mostra a FIGURA A.4.
- (b) Polígonos cuja geometria equivale a de um setor de 1991 e de um ou mais setores de 2000, ou vice versa. É o caso do polígono 9100003. Em situações como esta, os dados dos setores de 2000 correspondentes ao polígono da nova base precisam ser agregados.
- (c) Polígonos cuja geometria equivale a de um setor de 2000 e parte de um setor de 1991, ou vice versa. É o caso do polígono 9100292, para o qual os dados relativos ao setor de 1991 (35499005000045) precisam ser desagregados. Para esta desagregação é estabelecido um peso que equivale à proporção da área ocupada do setor 35499005000045 que está contida dentro dos limites do

polígono 9100292. No caso, a área ocupada refere-se à realidade de 1990 e foi previamente delimitada sobre a imagem LANDSAT-5/TM. A FIGURA A.5 mostra o setor 35499005000045 (1991) sobre a mancha urbana de 1990. Nesta data, a área ocupada dentro do polígono 9100292 corresponde a 43% da área ocupada do setor 35499005000045.

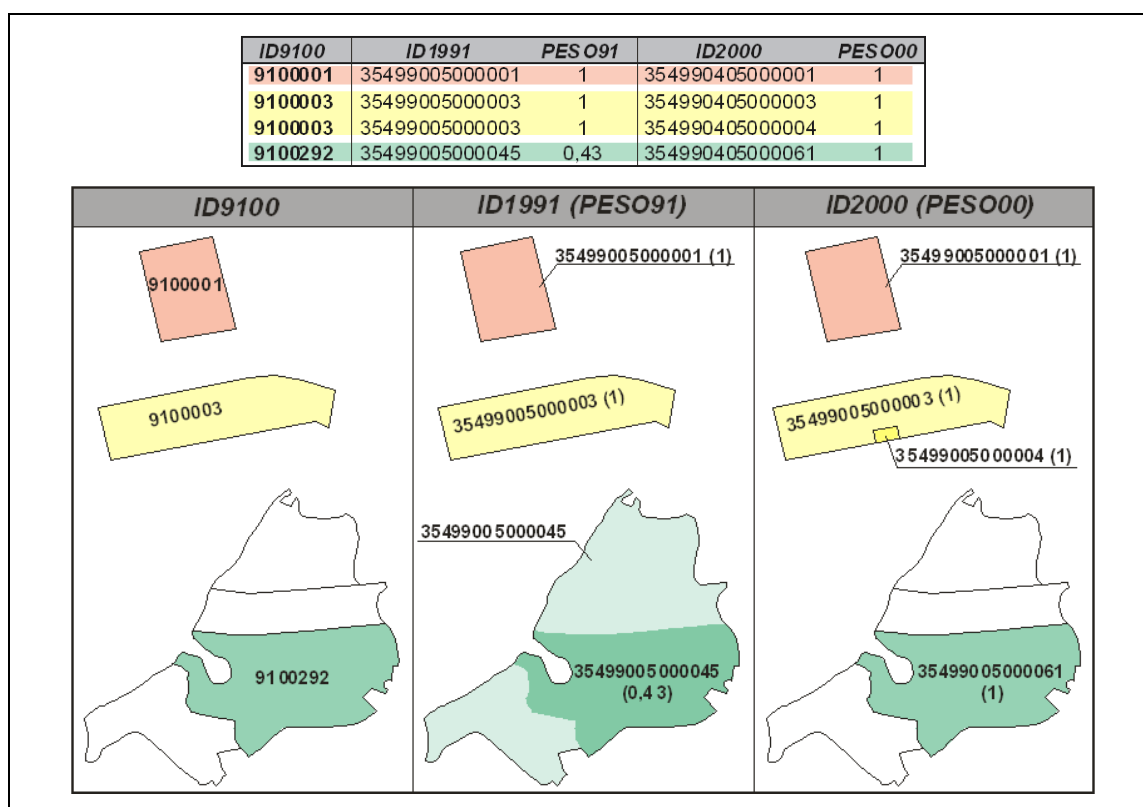


FIGURA A.4 - Exemplos de registros da tabela de equivalência e geometria dos polígonos correspondentes.

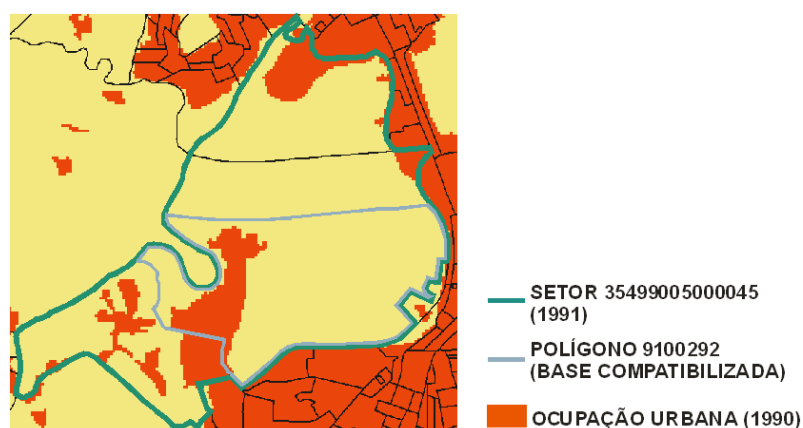


FIGURA A.5 - Setor 35499005000045 (1991) sobre a mancha urbana de 1990.

- (d) Existem ainda polígonos resultantes de situações mistas, que envolvem tanto a agregação quanto a desagregação de setores de 1991 e 2000.

No processo de elaboração da tabela de equivalência, alguns polígonos da base geográfica compatibilizada foram revistos e por vezes agregados. A versão final da base compatibilizada apresenta 421 polígonos.

Uma vez finalizada, a tabela de equivalência foi subdividida em duas: a primeira contendo os campos relativos à equivalência entre a base compatibilizada e os setores de 1991 (ID9100, ID1991 e PESO91) e a segunda contendo os campos relativos à equivalência entre a base compatibilizada e os setores de 2000 (ID9100, ID2000 e PESO00). Sobre cada uma destas tabelas, foi efetuado o seguinte: (a) exclusão dos registros repetidos, (b) junção com as tabelas contendo os dados censitários do ano ao qual os setores correspondem, (c) ponderação dos dados censitários utilizando o peso do setor, e (d) arredondamento dos dados censitários ponderados.

Como resultado, foram obtidas tabelas contendo os códigos dos polígonos da base compatibilizada e os dados censitários correspondentes a cada um deles nos anos de 1991 e 2000. Estas tabelas foram associadas à base geográfica compatibilizada no SPRING, gerando dois planos de informação cadastrais: um deles contendo a base compatibilizada associada aos dados censitários de 1991 e o outro contendo a mesma base geográfica compatibilizada, porém associada aos dados censitários de 2000.

Em seguida, os centróides dos polígonos da nova base foram obtidos e suas coordenadas X e Y foram acrescentadas às tabelas com os dados censitários de 1991 e 2000. Estas tabelas serviram como base para o cálculo dos índices espaciais de segregação baseados em contagem populacional.

APÊNDICE B

GERAÇÃO DE SUPERFÍCIES DE DENSIDADE POPULACIONAL

Para a realização de experimentos utilizando índices de segregação baseados em dados populacionais contínuos, superfícies de densidade populacional foram geradas a partir dos dados censitários de 2000 da cidade de São José dos Campos. As variáveis desagregadas foram as mesmas utilizadas nos experimentos com índices de segregação baseados em dados discretos: renda e escolaridade dos chefes de família. Cada variável foi subdividida em seis grupos e as seguintes superfícies de densidade populacional foram geradas: (a) considerando a renda, foram geradas superfícies dos chefes de família “sem rendimento”, “com rendimento de até 2 salários mínimos”, “com rendimento de 2 a 5 salários mínimos”, “com rendimento de 5 a 10 salários mínimos”, “com rendimento de 10 a 20 salários mínimos” e “com rendimento superior a 20 salários mínimos”; (b) considerando a escolaridade, foram geradas superfícies dos chefes de família “sem escolaridade ou menos de 1 ano de estudo”, “até 3 anos de estudo”, “4 a 7 anos de estudo”, “8 a 10 anos de estudo”, “11 a 14 anos de estudo” e “15 anos de estudo ou mais”.

A geração destas superfícies implica em um maior detalhamento dos dados originais, que sofreram um processo de generalização ao serem agregados em setores censitários. Por esta razão, foram utilizadas as seguintes informações adicionais obtidas em fontes diversas, como o mosaico de ortofotos da área (PMSJC, 2003), o mapa de zonas residenciais unifamiliares homogêneas (Gonçalves, 2004) e visitas ao campo.

A primeira etapa para a geração das superfícies de densidade consistiu na delimitação de uma máscara de densidade populacional nula, ou seja, que representasse as áreas não ocupadas ou de uso não residencial (industrial, institucional, lazer etc.). A elaboração desta máscara foi realizada a partir da interpretação visual das ortofotos. A opção pela utilização de ortofotos ao invés de imagens LANDSAT justifica-se pela necessidade de informações mais detalhadas durante este procedimento.

As áreas não ocupadas são facilmente identificáveis sobre as ortofotos, contudo o mesmo não pode ser afirmado quanto aos usos vigentes nas áreas ocupadas. Certamente é possível observar através de ortofotos inúmeras indicações a respeito destes usos, como grandes edificações para usos industriais e institucionais ou equipamentos e áreas verdes para fins de lazer, porém uma delimitação confiável não pode ser obtida se baseada exclusivamente em tais indicações. Por esta razão, o conhecimento da área de estudo – tanto o prévio quanto o decorrente de visitas ao campo – foram indispensáveis na delimitação das áreas não residenciais. No processo de pré-delimitação destas áreas, quando foram selecionados locais que requeriam visitas ao campo, o mapa de zonas residenciais unifamiliares homogêneas (Gonçalves, 2004) também foi utilizado como dado auxiliar, visto que recobre apenas áreas residenciais.

Após a delimitação da máscara de densidade populacional nula, foi realizada uma subtração do plano de informação contendo esta máscara sobre o plano de informação contendo os setores censitários de 2000 (FIGURA B.1). Este cruzamento permitiu a obtenção de polígonos representando as áreas residenciais ou mistas contidas em cada setor censitário. A cada um destes polígonos foi associado um código único assim como o código do setor censitário no qual está contido.

A segunda etapa da geração das superfícies envolveu um aspecto mais problemático: a distribuição dos chefes de família (e de suas características) nas áreas ocupadas dos setores censitários. Dado que os setores censitários são delimitados por critérios operacionais, alguns deles apresentam uma distribuição dos chefes de família heterogênea, tanto em termos socioeconômicos quanto em termos de densidade populacional.

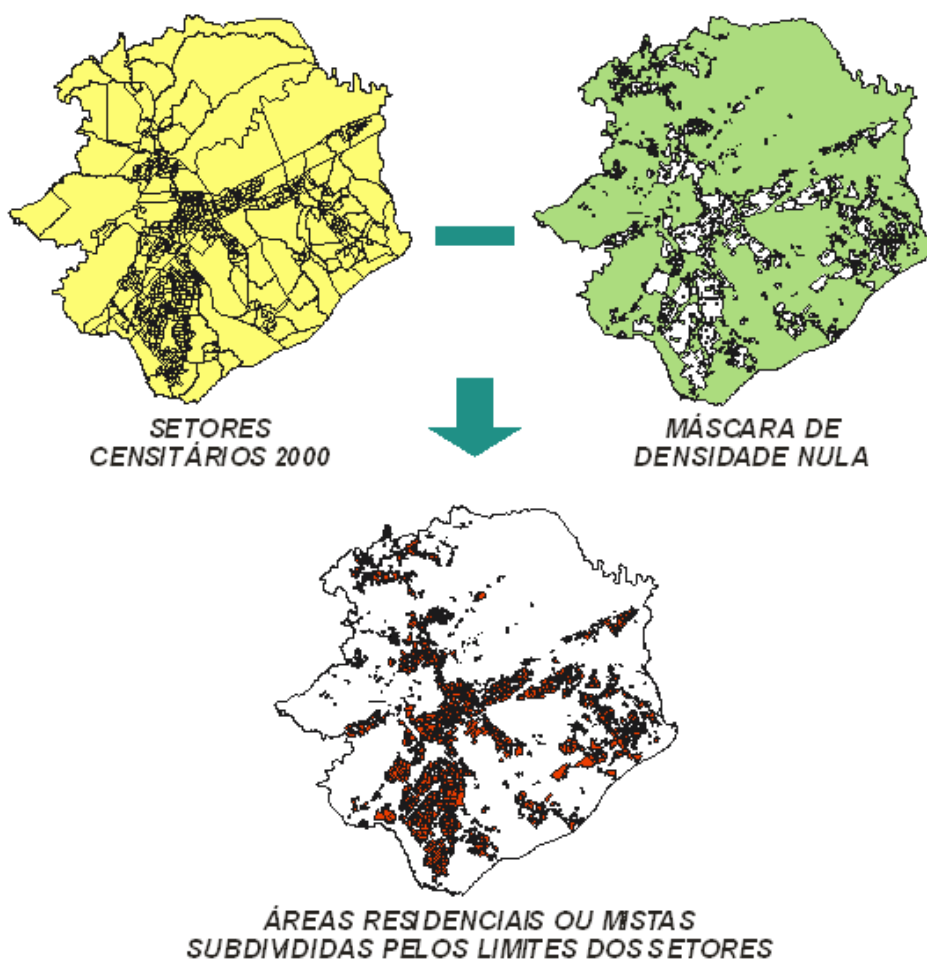


FIGURA B.1 - Subtração da máscara de densidade nula sobre os setores censitários de 2000 para a obtenção das áreas residenciais ou mistas contidas em cada setor censitário.

Considerando este aspecto no processo de desagregação dos dados, buscou-se identificar aqueles setores cujas disparidades internas são muito acentuadas. Desta forma, os setores censitários foram analisados visualmente sobre as ortofotos e classificados como:

- (a) Setores censitários cuja tipologia das edificações é homogênea (FIGURA B.2) ou com disparidades tipológicas internas sem padrões de agrupamento (FIGURA B.3). Esta classificação foi atribuída à maioria dos setores da área de estudo.



FIGURA B.2 - Campo dos Alemães: (a) Setor com tipologia homogênea das edificações e (b) foto do bairro.



FIGURA B.3 - Centro da Cidade: (a) Setor com disparidades tipológicas internas, porém sem padrões de agrupamento e (b) foto do bairro.

(b) Setores censitários com grandes disparidades tipológicas internas e padrões de agrupamento. Esta disparidade tipológica pode ser relativa à densidade da ocupação, por exemplo, ocupação vertical e horizontal no mesmo setor censitário (FIGURA B.5), ou à situação socioeconômica das famílias, como setores que apresentam tanto bairros de classe média alta quanto de baixa renda (FIGURA B.4).



FIGURA B.4 - Banhado: Setor com disparidades tipológicas internas quanto à situação socioeconômica) e com padrões de agrupamento.

No primeiro caso, o dos setores homogêneos ou com disparidades tipológicas internas sem padrões de agrupamento (FIGURAS B.2 e B.3), considerou-se a distribuição diferenciada dos dados censitários como desnecessária ou inviável. Nestes setores, as densidades populacionais foram obtidas pela razão entre o número de chefes de família pertencentes a cada grupo e a área de ocupação residencial ou mista no setor correspondente. Em caso de setores com vários fragmentos de ocupação residencial ou mista, os dados foram divididos pela soma das áreas dos polígonos representantes destes fragmentos e a densidade resultante foi atribuída igualmente a todos eles. As densidades populacionais calculadas foram inseridas como atributos da tabela associada aos respectivos polígonos.

Nos setores pertencentes ao segundo caso (FIGURAS B.4 e B.5), a distribuição dos dados foi realizada de maneira não uniforme, utilizando como referência informações como: (a) conhecimento prévio da área e visitas ao campo, (b) contagem de edificações sobre ortofotos, (c) dados sobre o número de moradias em cada favela da cidade (Rosa Filho, 2002), e (d) mapa de zonas residenciais unifamiliares homogêneas (Gonçalves,

2004), contendo a classificação das áreas residenciais de ocupação horizontal de acordo com a classe socioeconômica dos moradores, incluindo a delimitação das favelas.

Inicialmente, os agrupamentos tipológicos identificados visualmente foram delimitados, o que implicou na subdivisão de alguns dos polígonos obtidos na subtração ilustrada na FIGURA B.1. Em casos cuja disparidade intra-setor dizia respeito à densidade populacional, a distribuição dos dados baseou-se na contagem de edificações e conhecimento da área. Assim, atribuiu-se a presença de um maior número de chefes de família aos polígonos que representavam agrupamentos de tipologias habitacionais de alta densidade (previamente delimitados). A FIGURA B.5 ilustra este processo.

Nos casos cuja disparidade intra-setor é predominantemente socioeconômica, a desagregação dos dados é ainda mais problemática e, por conseguinte, limitou-se a casos extremos, como setores que abrangiam bairros de classe média/média alta e favelas (FIGURA B.4). Nestes casos, atribuiu-se, por exemplo, a presença de um maior número de chefes de alta renda e escolaridade aos polígonos que representavam agrupamentos de tipologias habitacionais de padrão superior.

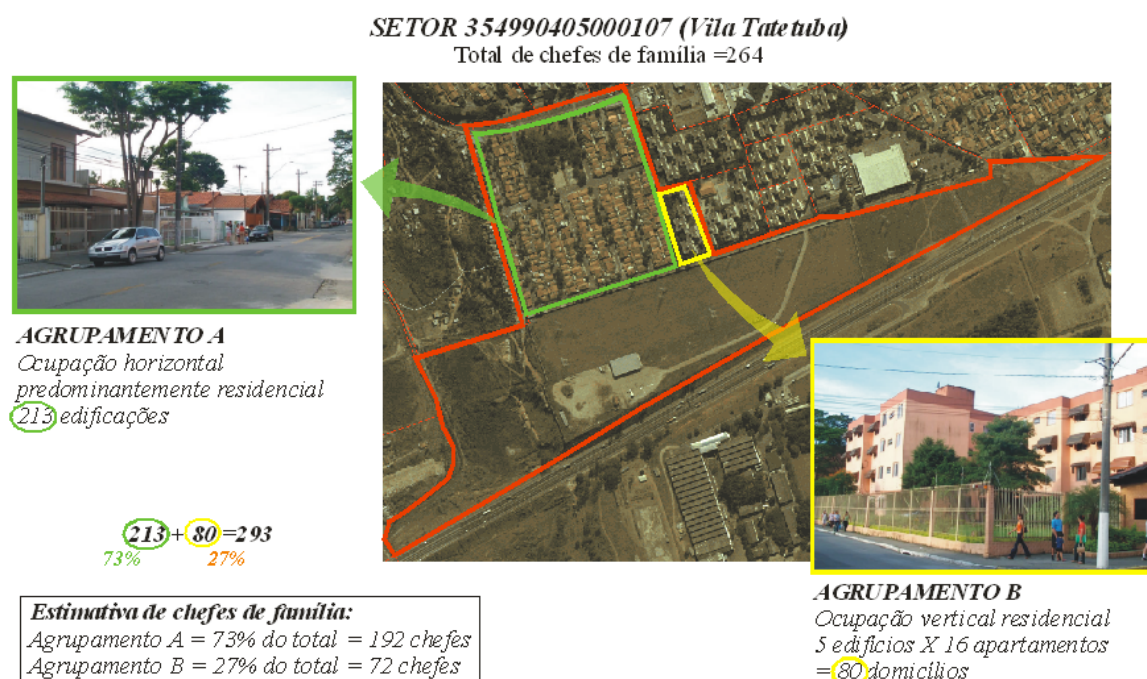


FIGURA B.5 - Vila Tatetuba: Setor com disparidades tipológicas internas quanto à densidade e com padrões de agrupamento.

Finalizada a distribuição dos dados relativos aos chefes de família entre os polígonos, as densidades populacionais foram calculadas e inseridas como atributos da tabela associada aos respectivos polígonos.

Após o cálculo das densidades, planos de informação numéricos contendo grades com valores de densidade populacionais de cada grupo foram gerados no software SPRING. Estas grades foram elaboradas através do operador *Espacialize*, implementado em LEGAL (Linguagem Espacial para Geoprocessamento Algébrico) e apresentam resolução de 80X80m. Esta resolução foi adotada após uma série de testes empíricos que visavam a determinação da maior dimensão de células capaz de contemplar as informações de todos os polígonos para os quais as densidades populacionais foram calculadas.

Utilizando o polígono de delimitação da área de estudo, os planos de informação numéricos resultantes da operação *Espacialize* foram recortados e exportados em formato grade do SPRING. Em seguida, estes arquivos foram convertidos em tabelas contendo as coordenadas X, Y e o valor da densidade correspondente. Esta conversão foi realizada através do aplicativo *grd2pts*, desenvolvido por Carlos Felgueiras (DPI/INPE). As tabelas obtidas serviram como base para o cálculo dos índices espaciais de segregação para superfícies de densidade populacional.