

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE FILOSOFIA, LETRAS E CIÊNCIAS HUMANAS

LIGIA VIZEU BARROZO

**Saúde urbana em mapas: discutindo o papel do contexto
socioeconômico do lugar**

São Paulo
2018

LIGIA VIZEU BARROZO

**Saúde urbana em mapas: discutindo o papel do contexto
socioeconômico do lugar**

Versão original

Tese apresentada à Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas da Universidade de São Paulo para a obtenção do título de Livre-Docente.

São Paulo

2018

Autorizo a reprodução e divulgação total ou parcial deste trabalho, por qualquer meio convencional ou eletrônico, para fins de estudo e pesquisa, desde que citada a fonte.

Catálogo na Publicação

Serviço de Biblioteca e Documentação

Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas da Universidade de São Paulo

B278s Barrozo, Lígia Vizeu
Saúde urbana em mapas: discutindo o papel do
contexto socioeconômico do lugar / Lígia Vizeu
Barrozo - São Paulo, 2018.
176 f.

Livre-docência - Faculdade de Filosofia, Letras e
Ciências Humanas da Universidade de São Paulo.
Departamento de Geografia. Área de concentração:
Geografia Física.

1. INDICADORES SOCIOECONÔMICOS. 2. MODELOS. 3.
MORTALIDADE INFANTIL. 4. DOENÇAS CARDIOVASCULARES.
5. ESPAÇO URBANO.

AGRADECIMENTOS

Início agradecendo ao Departamento de Geografia, à Faculdade de Filosofia, Letras e Ciências Humanas e à Universidade de São Paulo por todo apoio institucional que tenho recebido. E, principalmente, por darem sentido especial à minha vida. Agradeço igualmente às agências de fomento Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo (FAPESP) e ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq – proc. 301550/2017-4) pelos recursos obtidos e incentivos à pesquisa de qualidade.

Agradeço à Fundação SEADE, na pessoa do Dr. Gustavo de Oliveira Coelho de Souza, pela disponibilidade dos dados de mortalidade geocodificados por setor censitário. A Wellington Araújo Nogueira, analista de dados (*Big Data Analytics*) e Maíra Coube Salmen, do Hospital Israelita Albert Einstein, por viabilizarem o cálculo do Índice de Gini por área de ponderação.

Agradeço ao Instituto de Estudos Avançados (IEA) da USP, em nome do seu Diretor, Prof. Dr. Paulo Saldiva, quem me estimulou a criar o Grupo de Estudos *Espaço Urbano e Saúde*. A presente tese resulta das discussões profícuas do Grupo e contribui para o desafio de integrar diferentes conhecimentos para a compreensão de nossa megacidade, São Paulo. Agradeço a leitura atenta e sugestões feitas pela Dr^a Laís Fajersztajn, Pós-doutoranda do IEA, para esta tese.

Agradeço aos colegas e amigos do Departamento de Geografia, sem os quais o ambiente de trabalho seria completamente desestimulante. Por várias vezes pensei em fazer uma lista de nomes, mas resolvi simplificar a árdua tarefa dizendo que agradeço a todos aqueles que têm apreço por mim e que torcem pelo meu amadurecimento acadêmico.

No âmbito acadêmico ainda, estendo meus agradecimentos a todos os pesquisadores de outros grupos de pesquisa que têm me dado a oportunidade de

aprender sempre mais ao estudar as relações entre espaço e saúde. Agradeço a todos os amigos angariados neste caminho.

Mas uma tese também é fruto de outros âmbitos da vida. Fruto das diversas experiências e relacionamentos. Nesta outra dimensão não acadêmica, expresso sinceros agradecimentos à minha filha, Ana Cecília, por ser tão especial, companheira e por saber compartilhar meu tempo que é seu, nos momentos em que preciso.

Agradeço aos meus pais, que me deram tudo o que de melhor puderam, que semearam valores.

Aos meus irmãos de sangue e alma. Aos meus sobrinhos amados e aos irmãos só de alma, que me acolhem nos momentos difíceis.

Agradeço com carinho aos que têm me amparado na minha jornada de busca interior: Cris, Rafael, Priscila, Vera, Caprice e Gisele.

“Health is a universal human aspiration and a basic human need. The development of society, rich or poor, can be judged by the quality of its population’s health, how fairly health is distributed across the social spectrum, and the degree of protection provided from disadvantage due to ill-health.”

[“Saúde é uma aspiração humana universal e necessidade humana básica. O desenvolvimento da sociedade, rica ou pobre, pode ser julgado pela qualidade da saúde de sua população, o quão justa é a distribuição da saúde pelo espectro social e o grau de proteção dado aos desfavorecidos devido a problemas de saúde.”]

*Michael Marmot,
pela Comissão dos Determinantes Sociais da Saúde
Organização Mundial da Saúde, 2007*

RESUMO

BARROZO, Ligia Vizeu. **Saúde urbana em mapas: discutindo o papel do contexto socioeconômico do lugar.** 2018. 176 f. Tese (Livre-Docência) - Faculdade de Filosofia Letras e Ciências Humanas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2018.

É estimado que a população global continue crescendo e se estabilize em torno de 11 bilhões de habitantes em 2075. Portanto, o ambiente urbano, moradia para a maioria da população global, precisa ser visto como prioridade estratégica em relação ao futuro próximo, tanto em relação ao impacto aos recursos naturais quanto à equidade do bem-estar e justiça social. A pobreza (absoluta e relativa) e sua relação com a saúde ainda é um desafio mesmo em países de alta renda. Em São Paulo, há um gradiente socioespacial dos riscos relativos de algumas mortalidades, que aumentam à medida que o perfil socioambiental da população piora. Para se quebrar o elo entre pobreza e saúde é preciso uma compreensão dos padrões espaciais para além da renda como indicador agregado. Assim, testei se a renda ainda é o melhor indicador para a explicação das condições de saúde da população no Município de São Paulo, a partir do estudo da mortalidade por doenças do aparelho circulatório e da mortalidade infantil. Para isso delineei um estudo ecológico, transversal, com expressão espacial por meio da implantação de um projeto em Sistema de Informações Geográficas, a partir da unidade geográfica da área de ponderação do Censo Demográfico de 2010. Comparei o desempenho da renda como indicador ao de outros indicadores que expressam a composição da população, condições socioeconômicas, desigualdade de rendimento e segregação residencial. Os dados dos óbitos, provenientes do DATASUS, corresponderam aos anos de 2006 a 2009. Os riscos relativos foram calculados por meio do programa SaTScan, considerando as covariáveis sexo e idade. Os dados socioeconômicos foram obtidos dos microdados do Censo Demográfico de 2010 referentes às áreas de ponderação. As análises estatísticas compreenderam modelos de regressão linear simples não-espaciais (Mínimos Quadrados Ordinários). Devido à dependência espacial dos resíduos destes modelos, foram aplicados modelos de regressão espaciais globais, que não foram capazes de explicar completamente as mortalidades estudadas. Finalmente, os modelos de regressão geograficamente ponderados permitiram verificar importantes associações espaciais. O Índice de Concentração nos Extremos (ICE) para renda e cor ou raça, estabelecendo como extremos o número de pessoas autodeclaradas brancas com rendimento domiciliar bruto mensal em todos os trabalhos superior a R\$5.400,00 e o número de pessoas autodeclaradas da cor branca com rendimento de até R\$1.000,00, foi

o indicador que melhor explicou a variabilidade espacial da mortalidade por doenças do aparelho circulatório ($R^2 = 0,65$ e $AIC = -766,44$). O ICE para renda e cor ou raça branca afluente sobre pessoas pretas, pardas ou indígenas pobres explicou igualmente a mortalidade por doenças do aparelho circulatório ($R^2=0,65$ e $AIC=764,02$) e foi o melhor preditor para mortalidade infantil ($R^2=0,39$ e $AIC=59,28$). Os resultados permitem concluir que é possível avançar para além da renda ao incorporar aspectos da segregação residencial por renda e cor ou raça combinados. O indicador socioeconômico composto elaborado neste trabalho tem potencial explicativo e poderá ser refinado ao incorporar indicador de segregação residencial, contribuindo para a melhor compreensão da saúde no município e para a identificação de grupos vulneráveis.

Palavras-chave: Cartografia. São Paulo. Indicador socioeconômico composto. Renda. Desigualdade de rendimento. Segregação residencial. Composição da população. Modelos de regressão geograficamente ponderados.

ABSTRACT

BARROZO, Ligia Vizeu. **Urban health on maps: discussing the role of the place's socioeconomic context**. 2018. 176 f. Tese (Livre-Doceência) - Faculdade de Filosofia Letras e Ciências Humanas, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2018.

It is estimated that world population will keep increasing until reach stability around 11 billion people in 2075. Therefore, the urban environment, housing for the majority of the global population, needs to be seen as a strategic priority in the near future, both in terms of the impact on natural resources and equity of welfare and social justice. Poverty (absolut and relative) and its relationship with health is still a challenge even in high-income countries. In São Paulo, there is a socio-spatial gradient of the relative risks for some mortalities, which increase as the socio-environmental profile of the population worsens. To break the link between poverty and health requires an understanding of spatial patterns beyond income as an aggregate indicator. Thus, I tested whether income is still the best indicator for explaining the health conditions of the population in the city of São Paulo, based on the study of mortality due to diseases of the circulatory system and infant mortality. For this I outlined an ecological, transversal study with spatial expression through the implementation of a project in Geographic Information System, from the geographic unit of the sample area of the 2010 Demographic Census. I compared income performance as an indicator with other indicators that express the population composition, socioeconomic conditions, income inequality and residential segregation. Data on deaths from DATASUS corresponded to the years 2006 to 2009. The relative risks were calculated through the SaTScan program, considering the covariates gender and age. Socioeconomic data were obtained from the micro data of the Demographic Census of 2010 referring to the sample areas. Statistical analyzes comprised simple non-spatial linear regression models (Ordinary Least Squares). Due to the spatial dependence of the residues of these models, global spatial regression models were applied, which were not able to fully explain the studied mortalities. Finally, the geographically weighted regression models allowed to verify important spatial associations. The Index of Concentration in the Extremes (ICE) for income and color or race, establishing as extreme the number of self-declared White people with household income higher than R\$ 5,400.00 and the number of self-declared White people with income of up to R\$ 1,000.00, was the indicator that best explained the spatial variability of mortality due to diseases of the circulatory system ($R^2 = 0.65$ and $AIC = -766.44$). The ICE for income and affluent White race or color on poor Black, Mixed or

Indigenous people also explained mortality from diseases of the circulatory system ($R^2 = 0.65$ and $AIC = 764.02$) and was the best predictor for infant mortality ($R^2 = 0.39$ and $AIC = 59.28$). The results allow concluding that it is possible to move beyond income by incorporating aspects of residential segregation by income and color or race combined. The composite socioeconomic indicator elaborated in this study has explanatory potential and could be refined to include residential segregation indicator, contributing to a better understanding of health in the municipality and to the identification of vulnerable groups.

Keywords: Cartography. São Paulo. Composite socioeconomic indicator. Income. Income inequality. Residential segregation. Population composition. Geographically weighted regression.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Área de estudo: base cartográfica dasimétrica e limites das áreas de ponderação do Município de São Paulo, 2010.....	46
Figura 2 – Distribuição espacial da mortalidade por doenças do aparelho circulatório ocorrida entre residentes do Município de São Paulo, de 2006 a 2009. a) Riscos relativos e, b) Agrupamentos espaciais.....	75
Figura 3 – Distribuição espacial da mortalidade infantil ocorrida entre residentes do Município de São Paulo, de 2006 a 2009. a) Riscos relativos e, b) Agrupamentos espaciais.....	76
Figura 4 – a) Distribuição espacial do rendimento bruto mensal em todos os trabalhos e, b) agrupamentos espaciais. São Paulo, 2010.....	80
Figura 5 – a) Distribuição espacial do Índice de Gini do rendimento domiciliar em julho de 2010, em São Paulo.....	82
Figura 6 – Distribuição espacial do indicador socioeconômico composto segundo área de ponderação do Município de São Paulo, 2010.....	86
Figura 7 –Distribuição espacial da diversidade (medida de entropia) de raça ou cor no Município de São Paulo por área de ponderação, em 2010.....	94
Figura 8 – Tipologia de Poulsen, Johnston e Forrest (2001, 2002) segundo os cinco grupos de raça ou cor definidos pelo IBGE (2010), segundo área de ponderação do Município de São Paulo, 2010.....	98

Figura 9 – Tipologia de Poulsen, Johnston e Forrest (2001, 2002) segundo os quatro grupos de nível de instrução definidos pelo IBGE (2010), segundo área de ponderação do Município de São Paulo, 2010.....	99
Figura 10 – Tipologia de Poulsen, Johnston e Forrest (2001, 2002) segundo os 20 grupos de raça ou cor combinados com o nível de instrução definidos pelo IBGE (2010), segundo área de ponderação do Município de São Paulo, 2010.....	100
Figura 11 – Distribuição espacial dos Índices de Concentração nos Extremos (ICE), segundo área de ponderação do Município de São Paulo para 2010: a) ICE para renda, b) ICE para cor ou raça (branca/preta), c) ICE para cor ou raça (branca/preta, parda e indígena), d) ICE para educação (nível superior/igual ou inferior ao fundamental). São Paulo, 2010.....	104
Figura 12 – Distribuição espacial dos Índices de Concentração nos Extremos (ICE), segundo área de ponderação do Município de São Paulo para 2010: a) ICE para renda, b) ICE para cor ou raça (branca/preta), c) ICE para cor ou raça (branca/preta, parda e indígena), d) ICE para educação (nível superior/igual ou inferior ao fundamental). São Paulo, 2010.....	105
Figura 13 – Resultados do melhor modelo de regressão geograficamente ponderado para mortalidade por doenças do aparelho circulatório: a) risco relativo observado (valores transformados), b) valores preditos do risco relativo, c) coeficientes da variável explanatória (ICErendbr), d) valores do R^2 local do modelo e, e) resíduos padronizados e teste de dependência espacial (I de Moran).....	114

Figura 14 – Distribuição espacial do Índice de Concentração nos Extremos da população branca afluyente sobre a população branca pobre, segundo área de ponderação, em 2010.....115

Figura 15 – Resultados do modelo de regressão geograficamente ponderado para mortalidade por doenças do aparelho circulatório: a) risco relativo observado (valores transformados), b) valores preditos do risco relativo, c) coeficientes da variável explanatória (ICErendppi), d) valores do R^2 local do modelo e, e) resíduos padronizados e teste de dependência espacial (I de Moran).....116

Figura 16 – Distribuição espacial do Índice de Concentração nos Extremos da população branca afluyente sobre a população preta, parda e indígena pobre, segundo área de ponderação, em 2010.....117

Figura 17 – Resultados do modelo de regressão geograficamente ponderado para mortalidade infantil: a) risco relativo observado, b) valores preditos do risco relativo, c) coeficientes da variável explanatória (ICErendppi), d) valores do R^2 local do modelo e, e) resíduos padronizados e teste de dependência espacial (I de Moran).....122

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Capítulos e causas básicas no período de 2006 a 2009 – óbitos anuais por 100 mil e total de óbitos.....	39
Tabela 2 – Matriz de correlação de Pearson entre todas as variáveis estudadas.....	81
Tabela 3 – Valores médios das variáveis dos grupos do Índice Socioeconômico composto por grupo, segundo percentil 10.....	87
Tabela 4 – Índice de Gini por grupo de raça ou cor.....	91
Tabela 5 – Índice de Gini por grupo de nível de instrução.....	92
Tabela 6 – Índice de Gini por grupo de raça ou cor combinado com o nível de instrução.....	92
Tabela 7 – Risco relativo de mortalidade por doenças do aparelho circulatório: resultados dos modelos de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) e modelos de regressão geograficamente ponderados (GWR) – valores de R^2 global ajustado, coeficiente β , valor de p para o modelo OLS, valor de <i>Akaike Criterion Information</i> (AIC), coeficiente I de Moran para os resíduos padronizados e significância do coeficiente I (valor p).....	112
Tabela 8 – Risco relativo de mortalidade infantil: resultados dos modelos de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) e modelos de regressão geograficamente	

ponderados (GWR) – valores de R^2 global ajustado, coeficiente β , valor de p para o modelo OLS, valor de *Akaike Criterion Information* (AIC), coeficiente I de Moran para os resíduos padronizados e significância do coeficiente I (valor p).....121

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Dicionário das variáveis dos microdados do Censo Demográfico de 2010 utilizadas para a elaboração do Índice Socioeconômico.....	88
--	----

LISTA DE ABREVIATURAS OU SIGLAS

CDSS – Comissão de Determinantes Sociais da Saúde

OMS – Organização Mundial da Saúde

SIG - Sistema de Informações Geográficas

PHI – *Population Health Index* (Índice de Saúde da População)

UHI – *Urban Health Index* (Índice de Saúde Urbana)

DATASUS – Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde

SEADE – Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

ICE –Índice de Concentração nos Extremos

IndexSES – Índice socioeconômico

IndexSoc – Índice social

OLS – *Ordinary Least Squares* (Mínimos Quadrados Ordinários)

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	1
1.2 O lugar e a saúde urbana	9
1.3 Composição da população e contexto: como o lugar afeta a saúde.....	17
1.4 Potencial e limitações dos mapas em estudos sobre saúde.....	24
1.5 Como perceber a importância do lugar? Indicadores.....	29
2. É POSSÍVEL IR ALÉM DA RENDA? TESTANDO A HIPÓTESE	34
2.1 Delineamento da pesquisa empírica	34
2.2 Unidade geográfica	36
2.3 Dados de mortalidade	38
2.4 Dados socioeconômicos	41
2.5 Riscos relativos das mortalidades e agrupamentos espaciais	43
2.6 Mapas de risco, agrupamentos espaciais e indicadores	45
2.7 Indicadores.....	49
2.7.1 Renda e desigualdade de rendimento.....	49
2.7.2 Indicador Composto.....	50
2.7.3 Índices de desigualdade e segregação residencial	52
2.8 Análise estatística	59
2.8.1 Modelos de regressão linear simples não-espaciais (Mínimos Quadrados Ordinários).....	59

2.8.2 Modelos de regressão espacial.....	64
2.8.3 Modelos de Regressão Geograficamente Ponderados.....	65
2.9 Vantagens e limitações metodológicas	67
3. PARA ALÉM DA RENDA. RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	70
3.1 Distribuição espacial dos riscos relativos de mortalidades por doenças do aparelho circulatório e mortalidade infantil no Município de São Paulo	70
3.2 Distribuição espacial do rendimento bruto mensal em todos os trabalhos e do Índice de Gini do rendimento domiciliar	77
3.3 Distribuição espacial do indicador composto.....	83
3.4 Expressão espacial da segregação residencial, de educação e de renda	89
3.5 A renda como indicador	110
4. CONCLUSÕES	138
REFERÊNCIAS	141
APÊNDICE A	159
APÊNDICE B	161
APÊNDICE C	162
APÊNDICE D	163
APÊNDICE E	164
APÊNDICE F.....	175

1. INTRODUÇÃO

No ano 2000, o Município de São Paulo tornou-se uma megacidade ao ultrapassar o número de 10 milhões de residentes (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2003). Assim como a outras 27 megacidades do mundo¹, a São Paulo está posto um desafio enorme para promover qualidade de vida, bem-estar e justiça social a toda sua população e equilíbrio na utilização de seus recursos naturais.

De acordo com as projeções demográficas, até 2030, outras 13 cidades em países de baixa e média renda, mormente no Hemisfério Sul do planeta, entrarão para o grupo das megacidades (UNITED NATIONS, 2014, tradução nossa). É estimado que a população global continue crescendo e se estabilize em torno de 11 bilhões de habitantes em 2075 (HANCOCK, 2018). Muito longe das previsões catastróficas para o destino da população humana, Max Roser, economista da *University of Oxford*, tem trazido grande alento ao mostrar com dados, que apesar de a população ter se ***multiplicado por sete*** nos últimos 200 anos, a Humanidade avançou espantosamente neste período, na redução da pobreza, do analfabetismo, da mortalidade infantil, no aumento no número de pessoas que vivem em democracias e na melhora do nível de educação (UNIVERSITY OF OXFORD, 2018). Por outro lado, o ambiente natural tem sofrido grande impacto em seus recursos e biodiversidade – desafio enorme a ser enfrentado tendo em vista o crescimento esperado da população. Reconhecer os avanços, portanto, não nos coloca em posição de estagnação. Ainda há muito o que melhorar para que o bem-estar e a justiça social sejam realidade para todos. O ambiente urbano, moradia para a maioria da população global, precisa ser visto com prioridade estratégica em relação ao futuro próximo. Se a população cresce e, em especial em áreas urbanas, significa que estas áreas sofrerão

¹ Para o ano de 2014 (UNITED NATIONS, 2014), considerando "a população que vive dentro dos limites administrativos de uma cidade" (UNITED NATIONS, 2004, p. 2, tradução nossa).

expansão enorme em superfície. Significa que esta expansão pode ser delineada de forma a evitar os erros que têm sido cometidos até o presente e que, portanto, temos uma oportunidade ímpar de alterar o destino dos cidadãos urbanos. Para isso tem-se que aprender com o presente. Tem-se que encontrar evidências robustas do que tem funcionado ou não, a partir do pressuposto de que “compreender algumas relações que se estabelecem no ambiente urbano das megacidades atuais pode contribuir para a qualidade de vida da população das megacidades do futuro” (RAMASWAMI et al., 2016, tradução nossa).

Para o geógrafo, a saúde das populações constitui “um observatório do mundo e das sociedades”, pois as disparidades espaciais da saúde apontam as disparidades de níveis de desenvolvimento, as grandes estruturas sociais e territoriais das sociedades (VAILLANT e SALEM, 2008, tradução nossa). De fato, os dados de saúde têm sido usados como medidas básicas ou indicadores de qualidade de vida urbana e desigualdade, uma vez que atuam como uma reflexão fundamental de equidade (STEPHENS, 1996, tradução nossa). No sentido reverso, o lugar em si mesmo tem sido compreendido como fator de risco à saúde e, portanto, tem seu papel reconhecido por afetar a saúde positiva ou negativamente ao lado de fatores de risco individuais. Reconhecer o *lugar* como fator de risco implica em aceitar que suas características físicas, sua história, suas disputas por poder, sua configuração territorial são importantes para a qualidade da vida humana. Reside aí a potencialidade do lugar que pode ser mudado, reconfigurado, resignificado para promover bem-estar.

A questão da saúde no espaço urbano começou a ser observada já no final da Primeira Revolução Industrial, quando o médico francês Louis René Villermé, em 1830, examinou os padrões de mortalidade nos diferentes bairros de Paris e observou que o preditor mais forte para a mortalidade era a pobreza. Também Engels, no clássico “*A condição da classe operária em Inglaterra*”, já

observara que a mortalidade era ainda pior quando os pobres residiam em lugares pobres de Londres (ENGELS; MARX, 1845 [1985]). Estes trabalhos não foram notáveis apenas por terem evidenciado a relação entre saúde e desigualdades sociais, mas também por demonstrarem que a geografia nos diz **onde** algo acontece, **quem** vive neste local e **a quais** circunstâncias sociais as pessoas estão expostas (CHEN *et al.*, 2006, tradução nossa).

Desde Villermé e Engels, a relação entre saúde e pobreza ainda alimenta um debate fervoroso na literatura. Importantes autores como Michael Marmot, epidemiologista, e Amartya Sen, economista indiano, prêmio Nobel de Economia em 1998, têm debatido a importância da pobreza absoluta e relativa por décadas. Não é difícil compreender como a pobreza absoluta afeta a saúde em países de baixa renda. Mas mesmo em países de alta renda, a pobreza absoluta é importante se as pessoas na posição inferior da hierarquia social não têm recursos financeiros para comprar alimentos ou pagar aluguel (MARMOT, 2017, tradução nossa, p. 545). A questão então passa a ser a do gradiente social, o que implica em pobreza relativa. O rendimento de uma família pobre nos Estados Unidos pode equivaler ao de uma família afluenta na Costa Rica, mas o ponto principal não é o quanto, mas o que uma família pode fazer com os recursos que tem. Isso depende da natureza da sociedade, argumenta Marmot (2017).

A complexidade na quebra do elo entre pobreza e saúde passa por dimensões fora da alçada dos investigadores a quem cabe, no entanto, o dever de identificar e apontar determinantes sociais explicativos de situações de saúde iníquas de forma robusta e consistente. Este objetivo só pode ser atingido ao se identificar as “causas das causas” para as quais a renda pode ser um indicador bastante limitado (MARMOT, 2005, tradução nossa). Nas palavras de Michael

Marmot (2015), "temos que olhar para além da renda para encontrar as explicações".

A Comissão de Determinantes Sociais da Saúde (CDSS), da Organização Mundial da Saúde (OMS), espera das instituições de pesquisa o avanço do conhecimento - qual a situação da saúde? O que pode ser feito a respeito? O que funciona efetivamente para alterar a iniquidade em saúde? Tais ações incluem *gerar e disseminar evidências* sobre os determinantes sociais da saúde (CDSS, 2010).

Ainda muito aquém deste escopo, o estudo da saúde intraurbana no Município de São Paulo desde 2006 tem me feito deparar com padrões espaciais diversificados, nem sempre compreendidos segundo os paradigmas vigentes. Ao estudar os padrões espaciais de diversas mortalidades entre residentes do Município de São Paulo (BARROZO; MIRANDA, 2010) no nível de agregação do Distrito Administrativo, usando um indicador socioambiental modificado a partir do desenvolvido pela Secretaria do Verde e do Meio Ambiente de São Paulo (2004), constatamos que havia um gradiente socioespacial dos riscos relativos que aumentava à medida que piorava o perfil socioambiental. Tal gradiente é nítido para diabetes *mellitus*, doenças cerebrovasculares e pneumonias, embora não seja para outras causas. No entanto, o padrão observado e sua relação com o indicador socioambiental adicionam pouco à identificação dos *determinantes*² sociais. Falar de condições socioambientais de forma generalizada não ajuda na compreensão das relações espaciais que se estabelecem. Existe uma lacuna na saúde que chega a 20 anos de diferença em expectativa de vida observada no espaço intraurbano de São Paulo entre os Distritos Administrativos mais afluentes e os mais pobres. Esta lacuna na saúde

² Embora falar de “determinantes” possa causar arrepios nos geógrafos, este termo é o aceito com naturalidade na literatura epidemiológica por já terem sido estabelecidas relações causais entre as condições socioeconômicas do indivíduo e sua saúde.

(ou *The Health Gap*, como cunhado por MARMOT, 2015) acompanha, grosso modo, o gradiente social. Esta lacuna é também observada nas realidades intraurbanas de Baltimore, Estados Unidos da América, em Glasgow, na Escócia e em Londres, na Inglaterra. Alguns problemas de saúde dos países de renda média são similares aos dos países de renda alta, argumenta Marmot (2017b, tradução nossa, p. 1312). Portanto, as causas em um país devem ser relevantes em outros e as experiências podem ser compartilhadas. Compreender tal complexidade exige um esforço enorme para o qual as perspectivas a partir da geografia têm potencial de contribuição, seja pela crítica aos processos que se instauram, seja pela análise e síntese das relações que se estabelecem entre a saúde e o lugar.

No nível do indivíduo, as relações entre as condições socioeconômicas e sua saúde são claras: quanto melhor a posição socioeconômica, melhor a saúde. No nível agregado ou ecológico é possível perceber o papel do lugar, com sua composição populacional e contexto ambiental e socioeconômico a partir de estudos que consideram o espaço de forma explícita em suas análises. Se do ponto de vista teórico a renda é insuficiente para explicar completamente os determinantes sociais envolvidos no processo saúde-doença, um passo para frente pode ser dado a partir de estudos que proponham a comparação da eficiência da renda e de outros indicadores em explicar a variabilidade espacial de padrões de desfechos em saúde.

Como os determinantes sociais levam a enormes desigualdades na saúde dentro dos países, entre os países e dentro de uma mesma cidade? Do ponto de vista espacial, o que melhor explica tais padrões? Existem outros fatores que contribuem para que avancemos para além da renda? No nível do indivíduo, as relações já são bem claras, mas e o papel do lugar? Há diferença entre ser pobre e morar em um bairro também pobre e ser pobre morando em um bairro de

melhores condições? Há diferença entre usar um indicador composto que tem o potencial de adicionar poder explicativo em outras dimensões (como por exemplo, qualidade da moradia, do entorno do domicílio, da mobilidade dos indivíduos) e usar apenas a renda como indicador? Como é a relação entre o gradiente socioespacial e as desigualdades em saúde?

Indicadores são referências operacionais a partir das quais observamos conceitos teóricos. Um aspecto interessante dos indicadores é a escala de análise. Associações observadas em uma escala nem sempre são observadas em outra. Esta diferença de escala acaba gerando controvérsias e debates interessantes sobre relações observadas em alguns lugares, mas não em outros. Não só a escala, mas o recorte geográfico pode alterar as relações encontradas. Observamos tal efeito ao estudarmos o contexto geográfico da hanseníase no estado da Bahia. Ao ampliarmos a área de estudo, os agrupamentos espaciais se alteraram, evidenciando a importância dos estados vizinhos, onde a migração era muito mais intensa e associada aos riscos da doença (CABRAL-MIRANDA; CHIARAVALLOTTI NETO; BARROZO, 2015).

Outro aspecto importante é a evolução do indicador. Os indicadores, em geral, perdem seu poder explicativo das desigualdades quando uma determinada população avança na distribuição da variável medida. Acontece, por exemplo, com o saneamento básico no município de São Paulo. No censo de 2010, a porcentagem média de domicílios com rede geral de esgoto era de 91,7% com mediana de 95,03% (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2011). Este indicador perdeu seu poder explicativo das diferenças em um contexto global do município, felizmente. No entanto, ainda serve como indicador em outras regiões brasileiras, onde o acesso à rede de esgoto ainda não se tornou universal. Será que em um país como o Brasil, classificado como de renda média alta, a renda já é um indicador limitado?

Afinal, é possível avançar para além da renda como indicador para as mortalidades em São Paulo?

Assim, a hipótese que orientará esta pesquisa é a de que a renda, apesar de unidimensional, ainda é o melhor indicador das condições de saúde da população de São Paulo. Para verificar esta hipótese, compararei o desempenho espacial da renda ao de outros indicadores de composição da população, condições socioeconômicas, desigualdade de rendimento e segregação residencial na explicação da mortalidade por doenças do aparelho circulatório e da mortalidade infantil.

O percurso desta tese parte do resgate da importância do lugar na saúde urbana, explorando a evolução do conceito de lugar na geografia e na geografia da saúde. Percorro sobre a tentativa de divisão do lugar em seus aspectos de composição da população e contexto geográfico nos estudos que procuram identificar a contribuição isolada do lugar na saúde das pessoas. Continuo o percurso resgatando a importância da cartografia na identificação de padrões, elaboração de hipóteses e suas limitações na representação dos processos explicativos. Abordo também como os indicadores contribuem aos estudos das desigualdades em saúde. Como trabalho empírico que é, na busca por evidências robustas, procuro detalhar todo o percurso de investigação passando por seu delineamento, apresentando dados, bases cartográficas, cálculos de indicadores e análises estatísticas aplicadas, para que o presente estudo possa ser replicado em outro lugar ou momento, se assim houver interesse. Apresento os resultados em mapas e tabelas, explorando os desdobramentos dos resultados, e me limitando a eles, em diálogo com a literatura nacional e internacional, geográfica, sociológica, epidemiológica, enfim, entre aqueles que desenvolveram trabalhos empíricos e teóricos que contribuam para as explicações específicas da relação

saúde-lugar intermediada pela renda, desigualdade de renda, segregação residencial e composição da população.

Finalizo esta introdução esclarecendo que o título desta tese é um eufemismo, na acepção de que não é possível mapear a saúde, mas a doença ou a morte. Em sua criação, em 1946, a OMS definiu a saúde como “a situação de perfeito bem-estar físico, mental e social e não simplesmente a ausência de doença ou enfermidade”. O propósito de garantir ou promover o bem-estar completo a todas as pessoas acabou por inviabilizar a vigilância da saúde, em seu conceito mais completo. Pela impossibilidade de criarmos, até o momento, um indicador que nos mostre a situação de perfeito bem-estar físico, mental e social, só podemos medir a saúde, medindo a morbidade/mortalidade. Assim, por ora, meu otimismo pessoal me leva a escolher o título “Saúde urbana em mapas” em oposição ao “Mortalidade urbana em mapas”, no intuito de que esta tese possa contribuir para a reflexão do *lugar* como agente na saúde das pessoas.

1.2 O lugar e a saúde urbana

Este trabalho tem como conceito central o *lugar*. O lugar é uma categoria preciosa para os geógrafos, que merece um breve resgate de sua evolução na geografia e na geografia médica³ e da saúde⁴, sem a pretensão de esgotá-lo, mas de situá-lo como referencial teórico da abordagem aqui pretendida.

Castree (2009, tradução nossa) apresenta o percurso do complexo conceito na geografia, desde Hartshorne, passando pelo efeito da globalização e o fim do *lugar* segundo adverte Castells (1996), até a concepção mais atual de ser único e não, singular. Segundo Ferreira (2000), o conceito de lugar foi usado por La Blache e Sauer, sem aprofundamento de seu significado. Após a publicação de *The Nature of Geography* (HARTSHORNE, 1939), o termo *lugar* ficou em desuso por cerca de três décadas (CASTREE, 2009, p. 157). Hartshorne (1939) viu o *lugar* como localização e lugares, como pontos distintos na superfície da Terra. Em sua visão, a geografia como disciplina sintética ou integrativa estuda o único em vez do geral.

Após a Segunda Guerra Mundial, a nova geração de geógrafos se empenhou em trazer metodologias para tornar a geografia mais "científica", com a tentativa de desenvolver teorias testáveis, modelos e leis, aumentando a distância entre a geografia humana e física. Interessava encontrar similaridade, generalidade e padrão, por meio de uma *ciência espacial* que procurava pela ordem geográfica em diferentes escalas. O conceito de *lugar* deixou de ser central e organizador (CASTREE, 2009, p. 157, tradução nossa).

³ perspectivas espacial e ecológica na doença e na prestação de cuidados de saúde (MEADE e EARICKSON, 2005, p.1, tradução nossa).

⁴ "Considera a relação dinâmica entre saúde e o lugar e os impactos tanto dos serviços de saúde quanto a saúde dos grupos populacionais na vitalidade dos lugares" (KEARNS; MOON, 2002, p. 145, tradução nossa).

Seria injusto omitir, entretanto, que a preocupação com o lugar não era exclusiva dos geógrafos. Buslik (2012) relembra a importância da escola de Chicago de sociologia na análise empírica da correlação entre lugar e crime e no estudo dos efeitos da vizinhança no desenvolvimento humano nos projetos desenvolvidos na cidade de Chicago, nos Estados Unidos, em 1942, por Shaw e McKay (1942).

Na geografia, a importância do lugar foi recuperada a partir de 1970 com a crítica à ciência espacial, considerada pelos geógrafos humanistas como "desumana". Segundo esta corrente de pensamento, a ênfase da ciência espacial era a localização e as pessoas não passavam de números em mapas. A escola humanista investiu em reumanizar a geografia com estudos que destacam o senso dos lugares, ou melhor, os sentimentos subjetivos das pessoas em relação aos lugares onde habitam (CASTREE, 2009, p. 158, tradução nossa).

Ao se aproximar da base filosófica da fenomenologia e do existencialismo, a geografia humanista tenta recuperar o conceito de lugar (FERREIRA, 2000). Em sua revisão, Leite (1998, p. 10) destaca a influência da fenomenologia no Brasil nos trabalhos de Mello (1990) e Holzer (1997). Retoma ainda a diferenciação entre *lugar* e *espaço*. O *lugar* seria fechado, íntimo e humanizado de acordo com Tuan (1983, p. 61), enquanto o *espaço* "seria qualquer porção da superfície terrestre, ampla, desconhecida, temida ou rejeitada e provocaria a sensação de medo, sendo totalmente desprovido de valores e qualquer ligação afetiva". Neste contexto, conclui Leite (1998), o *lugar* estaria contido no *espaço*. No entanto, as experiências nos locais de vivência (casa, trabalho, divertimento, estudo e deslocamento), transformariam os espaços em lugares (LEITE, 1998). Sem dúvida alguma, tais conceitos suscitam questionamentos que afetam a questão da escala e das próprias experiências vividas pelos indivíduos. Seria o lugar da casa de uma criança que sofreu abuso,

aquele mais íntimo e “humanizado”? Aquela sua rua favorita no seu bairro deixaria de ser lugar e passaria a ser espaço se você sofresse um acidente, atropelamento, crise de pânico ou assalto? Nesta acepção, portanto, lugar ou espaço seria um atributo dado pelo indivíduo, de acordo com suas experiências e com característica impermanente ao longo da vida.

Simultaneamente, desenvolve-se a corrente marxista na geografia, cujo primeiro livro *Social Justice and the City* (HARVEY, 1973) traz grande crítica à escola da ciência espacial e entende o lugar para além da escola humanista, como crescentemente interconectado e também interdependente de outro lugar que pode estar distante a milhares de quilômetros, a partir de uma visão de economia global (CASTREE, 2009, p. 158, tradução nossa). Os geógrafos marxistas ficaram mais interessados com as conexões entre lugares do que com as diferenças específicas do lugar. O lugar se apresentaria como “o ponto de articulação entre a mundialidade em constituição e o local, enquanto especificidade concreta e enquanto momento” (CARLOS, 1996, p. 16; CARLOS, 2003, p. 79). Segundo Ferreira (2000, p. 71), para Harvey (1996) “o lugar é uma construção social sobre o pano de fundo da relação entre espaço-tempo e ambiente”. As experiências vividas não seriam suficientes para explicar os processos globais de trocas econômicas que interferem em nossa vida diária.

A segunda fase da redescoberta do lugar teve que enfrentar o dualismo entre local e global. O conceito de *lugar* evolui para *localidade*, a escala na qual a vida diária das pessoas era tipicamente vivida. "Cada localidade era ao mesmo tempo única e particular e ainda compartilhava características em comum com uma miríade de outras localidades no mundo todo aos quais estava conectada" (CASTREE, 2009, p. 160, tradução nossa, grifo do autor). Tal percepção permitiu aferir que apesar do processo de globalização, os lugares não se tornaram homogêneos ou idênticos. O *lugar* permanece como lócus crucial para

a experiência do dia-a-dia. O conceito atual de *lugar* destaca a diferença, objetiva e subjetiva, compreendida como unicidade em vez de singularidade. O *lugar* de hoje importa em um sentido muito profundo e abrangente e reconhece que o global está no local e vice versa.

Na geografia médica, o conceito de *lugar* percorreu percurso semelhante à evolução do conceito na geografia. Kearns (1993) lembra o interesse dos médicos, desde Hipócrates, pelas doenças humanas, culturas e ambientes vividos, que levou Finke, médico alemão, a cunhar o termo geografia médica, no século XVIII. O conceito de *lugar* tinha o foco na região, recipiente de características. A geografia quantitativa também afetou a geografia médica, substituindo em grande parte o conceito de *lugar* por um foco no espaço abstrato (KEARNS, 1993, p. 140, tradução nossa). A partir de 1970, o "senso de lugar" passa a ser o foco renovado, envolvendo um interesse no contexto de um lugar vivido em vez de suas características catalogadas. Nas palavras de Gesler⁵ (1991, tradução nossa, grifos do autor, apud KEARNS, 1993, p. 519), "é dada mais importância para *onde* um hospital fica dentro de uma distribuição espacial de hospitais do que *o que* acontece dentro daquele hospital em particular". A consciência do *lugar* se relaciona à casa (em escalas que variam do lugar de moradia à nação). As relações que as pessoas estabelecem com os lugares dos serviços de saúde, como um hospital (lugar impessoal) ou como um centro de saúde na zona rural (espaço de reunião entre membros da comunidade) trazem um significado ao lugar, que deve ser reconhecido e apreendido pelos geógrafos. Em relação à corrente da análise espacial, o conceito de lugar tem significativa redução de sua riqueza como contexto para o lugar como localização (ENTRIKIN, 1991, tradução nossa). No entanto, os geógrafos médicos são menos severos em relação à abordagem espacial, pois reconhecem nela

⁵ GESLER, W. **Health, Culture and Space: The Cultural Geography of Health Care Delivery**. Pittsburgh: University of Pittsburgh Press, 1991.

importante contribuição para o avanço da área. Kearns (1993, p. 141, tradução nossa) ressalta que "aqueles que adotaram perspectivas mais espaciais em sistemas médicos e condições, igualmente têm contribuído para o desenvolvimento (...) de uma incipiente geografia 'pós-médica' da saúde".

De acordo com Entrikin (1991, p. 7, tradução nossa, grifo do autor) a compreensão ótima de lugar "encontra-se *entre* a subjetividade da experiência do lugar e o conhecimento do lugar como objeto".

Para Kearns (1993, p. 142), a definição de saúde da OMS contribuiu para a mudança de um modelo biomédico, preocupado com o tratamento, para o modelo socioecológico, interativo e sistêmico. A compreensão mais atual do conceito de *lugar* na geografia médica e da saúde continua destacando o *significado* do lugar como o que diferencia uma localização (suas coordenadas geográficas), do lugar. Gatrell e Elliot (2009) destacam especialmente a questão da *escala* e do *tempo* e retomam a importância do *ambiente físico*. De acordo com estes autores, o lugar pode ser desde a varanda da casa de uma pessoa, se tiver um significado para ela, passando pelo seu bairro, sua cidade, sua região e até mesmo atingir a escala de nações. O lugar pode ser positivo ou negativo para a saúde das pessoas e esta sensação ou influência varia de uma forma dinâmica em escalas temporais que podem ser tão curtas como o dia e a noite. Um lugar pode ser muito agradável durante o dia, como praças no ambiente urbano, mas passarem a lugares perigosos no período noturno. Embora a *localização* permaneça a mesma durante o dia e a noite, o *lugar* muda. O significado do lugar também é modulado de acordo com as circunstâncias sociais, culturais e econômicas nas quais o indivíduo se encontra.

O principal argumento para a importância do lugar na saúde das pessoas foi resumido por Cummins *et al.* (2007, tradução nossa, grifos dos autores, p.

1825) segundo os quais, “o lugar é relevante para a variação da saúde porque *constitui* assim como *contém* relações sociais e recursos físicos”. Diversos trabalhos, principalmente no começo de 1990, questionaram o papel do lugar na saúde, trazendo grande contribuição para o reconhecimento dos determinantes sociais como Jones e Moon (1993), Kearns (1993), Kearns e Joseph (1993), Macintyre, McIver e Sooman (1993), entre outros.

A aproximação com a epidemiologia e suas técnicas de análise, tais como as análises multinível (sistemas complexos hierárquicos), traz o termo "vizinhança", que passa a ser gradualmente incorporado na literatura da geografia da saúde internacional e nacional. Segundo Santos e Barcellos (2008) o conceito de vizinhança se sobrepõe ao de comunidade e implica em uma rede de conexão social que pode estar vinculada ao lugar ou não, dificultando seu delineamento espacial. Por exemplo, as pessoas podem fazer parte de uma igreja ou ter uma rede social distante de sua residência. Flowerdew, Manley e Sabel (2008) destacam que a forma em que os limites das vizinhanças são definidos afeta a conclusão sobre os efeitos da vizinhança na saúde. Tal efeito pode ser comparado ao Problema da Unidade de Área Modificável⁶ (MAUP ou *Modifiable Areal Unit Problem*, em inglês), inerente aos limites geográficos de agregação dos dados.

Santos e Barcellos (2008) destacam que os limites das vizinhanças podem ser feitos por mapas mentais, mas também podem ser definidos por grupos externos aos moradores *e mesmo pelos limites político-administrativos delimitados pelo Estado* (grifo nosso). Nos estudos na escala de vizinhança, em geral, as características físicas e socioeconômicas do local são muito

⁶ Segundo Openshaw e Taylor (1981 apud BRIGGS *et al.*, 2007, tradução nossa, p. 451) o uso de diferentes unidades espaciais pode mudar completamente os padrões espaciais aparentes e suas associações. Este é o clássico Problema de Unidade de Área Modificável.

importantes e por isso, os pesquisadores definem as vizinhanças a partir de unidades censitárias ou áreas de abrangência de unidades de saúde.

Este tem sido um grande desafio para os que delineiam estudos com base na representação cartográfica. Algumas abordagens têm sido desenvolvidas para a demarcação da vizinhança, como a de Santos, Chor e Werneck (2010) para o município do Rio de Janeiro. Novas metodologias, no entanto, têm buscado suprir esta limitação. A larga utilização de celulares e o envolvimento de algumas comunidades têm permitido o desenvolvimento de aplicativos para celulares a partir dos quais voluntários podem desenvolver mapas mentais elaborando recordatórios para a localização aproximada de sua circulação e o cálculo dos riscos a que estão expostos.

A *Internet das Coisas*⁷ é uma tendência atual de conexão ampla de equipamentos, infraestrutura urbana e pessoas. São postos assim, cada vez mais desafios aos geógrafos da saúde na busca das conexões das pessoas e seus lugares. Se os lugares e as vizinhanças já são difíceis de serem definidos, ao extrapolarmos esta ideia inicial para as "vizinhanças" que têm sido estabelecidas no "espaço" virtual, por meio das redes sociais, percebemos o grande desafio, por exemplo, no estudo das relações espaciais e saúde mental. O recente jogo da Baleia Azul⁸ estabeleceu a conexão entre jovens liderados para um desafio cujo objetivo final era levar o participante ao suicídio. Como lidar, então, com este lugar que constitui redes sociais para além da língua materna e culturas e que,

⁷ *Internet of Things* descreve uma rede de cidadãos (pessoas) conectados pela Internet e sensores/aparelhos eletrônicos (coisas) que podem ter muitas funções relacionadas à vigilância em saúde pública e ambiental e aplicações para manejo de crises (KAMEL BOULOS e AL-SHORBAJI, 2014).

⁸ O jogo da Baleia Azul refere-se à associação ao possível suicídio de baleias azuis ao se encaharem coletivamente. As reportagens sobre o assunto indicam um suposto fenômeno surgido em uma rede social russa, ligado ao aumento de suicídios de adolescentes (PENNAFORT *et al.*, 2017). Acredita-se que o jogo esteja relacionado com mais de 100 casos de suicídio pelo mundo (REDAÇÃO MUNDO ESTRANHO, 2017). As etapas do jogo vão progressivamente de feridas autoinfligidas à etapa final, o suicídio.

apesar de poder ser mapeado, amplia o *lugar* e a *vizinhança* para a escala global?

Devido a diferentes fatores, o conceito central desta pesquisa é o de *lugar* embora não seja possível identificar com precisão os laços que unem as pessoas ao lugar sem uma abordagem qualitativa por meio de entrevistas, mapas mentais ou aplicação de questionários. Mas acredito que consigamos ficar entre a subjetividade e o lugar como objeto, como aponta Entrikin (1991). O lugar como contexto de vida tem características importantes, tais como apontam Yen e Syme (1999, p. 293, tradução nossa). As características dos lugares são mais do que a soma dos indivíduos que moram nele. Por isso o padrão de regularidade das taxas de doenças se mantém ao longo do tempo mesmo que indivíduos se mudem. Além disso, algumas características do lugar podem fortalecer ou enfraquecer as redes sociais e a coesão entre as pessoas, afetando a saúde. Destacam-se também as características socioeconômicas dos grupos, a presença de serviços públicos, o comportamento e a cultura. No Brasil, a maior parte destas características pode ser inferida a partir de variáveis dos microdados do Censo, como mostrarei mais à frente. Ademais, como dizem Yen e Syme (1999, p. 289), "o desenvolvimento de programas de prevenção com focos nos lugares ou nas dimensões estruturais podem influenciar as vidas de mais pessoas e por períodos mais longos do que intervenções com base no indivíduo". Portanto, acredito que qualquer tentativa nesta direção compense as possíveis frustrações teórico-conceituais.

Neste sentido, pode ocorrer que a forma de apreender o efeito do lugar na saúde possa não fazer jus ao conceito pretendido. Do ponto de vista empírico e analítico, algumas limitações são assinaladas no item 2.9.

1.3 Composição da população e contexto: como o lugar afeta a saúde

“Your zip code is a better predictor of your health than your genetic code.”⁹

Melody Goodman,
Professora na Washington University,
em St. Louis, Estados Unidos

As grandes melhorias na saúde das populações começaram a ocorrer no século XIX, com a melhor nutrição e condições dos ambientes onde as pessoas viviam e trabalhavam. No século XX, as vacinas e medicamentos permitiram a redução drástica da mortalidade por doenças infecciosas, a maior longevidade e o avanço das doenças crônicas. O progresso na saúde das populações em países de alta renda, de certa forma, fez com que o ambiente perdesse importância na explicação de algumas doenças, já que problemas mais evidentes ligados ao saneamento básico já tinham sido resolvidos. O foco então mudou para o comportamento das pessoas e hábitos de vida (DIEZ-ROUX, 1998; MARMOT, 1998). Esta mudança de foco começou a perpetuar a ideia de que o risco é definido individualmente e não socialmente construído, desestimulando os estudos sobre os efeitos dos lugares na saúde das populações (DIEZ-ROUX, 1998, p. 216, tradução nossa) e, de certa forma, colocando a responsabilidade da saúde no comportamento e estilo de vida dos indivíduos apenas. Assim, o acidente cerebral vascular, por exemplo, seria responsabilidade do indivíduo que não controlou sua hipertensão, colesterol, sedentarismo, tabagismo, entre outros fatores de risco individuais.

⁹ “Seu código postal é um melhor preditor de sua saúde do que seu código genético”(tradução nossa). ROEDER, A. **Zip code better predictor of health than genetic code**. Disponível em: <<https://www.hsph.harvard.edu/news/features/zip-code-better-predictor-of-health-than-genetic-code/>>. Acesso em: 14 out. 2017.

No entanto, o reconhecimento das desigualdades das taxas de morbidade e mortalidade entre grupos espacialmente definidos, redespertou a atenção à importância das iniquidades sociais e qualidade dos diferentes contextos ambientais como fatores explanatórios. Smith e Ezzati (2005, tradução nossa, p. 300) explicam como a teoria da multicausalidade é importante na valorização do conceito de lugar, já que os fatores “distais” passam a ser considerados como fatores de risco. Como algumas doenças são causadas por fatores múltiplos, os efeitos de fatores de risco mais distais, como pobreza, são mediados através de fatores mais intermediários, como por exemplo, poluição do ar interna (devido à utilização de fornos a lenha dentro de casa, entre outros). Como os riscos agem em combinação uns com os outros, a mortalidade infantil como resultado da poluição do ar interna é particularmente alta entre crianças mal nutridas sem acesso a serviços de saúde. Por outro lado, destacam que a multicausalidade pode implicar em uma gama de intervenções que podem ser usadas para prevenção, dependendo do custo, tecnologia disponível, infraestrutura e preferências culturais.

Segundo Rose¹⁰ (1992, tradução nossa, apud MARMOT, 1998, p. 57) “os determinantes primários da doença são principalmente econômicos e sociais e, portanto, seus remédios devem ser também econômicos e sociais”. Por conseguinte, argumenta Marmot (1998), se o ambiente é importante, a análise apropriada deve ser no nível ambiental, o que torna a análise ecológica “a forma mais útil para examinar o efeito do ambiente social na saúde”. Diez-Roux (2001) ressalta o interesse nos determinantes sociais da saúde e a discussão sobre o uso de variáveis ecológicas na epidemiologia. O contexto da vizinhança passa a ser reconhecido como associado à saúde, independentemente dos atributos no nível do indivíduo. Ou seja, o *lugar*, definitivamente, importa para a saúde.

¹⁰ ROSE, G. **The strategy of preventive medicine**. Oxford: Oxford University Press, 1992.

Mas, de que forma o lugar, na escala da vizinhança onde o indivíduo mora pode afetar a saúde? Flowerdew, Manley e Sabel (2008) exploram os papéis da composição e do contexto nas explicações das variações locais da saúde. A *composição da população* reconhecidamente afeta as estatísticas. Idade, educação, emprego, raça, moradia, classe social e outros fatores influenciam a saúde dos indivíduos. Em especial, o *gradiente social* na saúde é sabidamente uma ocorrência global, tanto nos países de baixa quanto de média e alta renda (VICTORA *et al.*, 2003). Quanto mais baixa a posição socioeconômica de um indivíduo, pior sua saúde (MARMOT, 2007, tradução nossa, p. 1154).

Para além dos fatores que compõem as populações, os fatores relacionados ao *contexto do lugar* também contribuem de diferentes formas. Segundo Flowerdew, Manley e Sabel (2008) e Pickett e Pearl (2001), a qualidade ambiental (presença ou ausência de poluição do ar, por exemplo), a disponibilidade e acessibilidade aos serviços de saúde, oferta de alimentos saudáveis e infraestrutura de recreação, o capital e suporte social¹¹ (que podem influenciar no comportamento das pessoas) e a importância da privação relativa são efeitos do contexto do lugar. Além disso, os lugares não são compostos por pessoas de mesmo nível socioeconômico. Certa heterogeneidade faz parte do lugar, que tem efeito diferente se o indivíduo for pobre vivendo em uma área afluyente ou se viver em uma área também pobre.

A explicação para a falta de equidade entre os grupos, segundo a CDSS, da OMS, seria a existência de um complexo sistema operando em escalas global, nacional e local que configura como a sociedade organiza seus negócios e inclui formas diferentes de posição social e hierarquia nos níveis nacional e local (MARMOT, 2007, tradução nossa, p. 1156). Em consonância com o conceito de

¹¹ Capital social tem sido definido como características da organização social - a confiança interpessoal entre cidadãos, normas de reciprocidade, densidade de associações cívicas, que facilitam a cooperação para benefício mútuo (KAWASHI, KENNEDY e GLASS, 1999, p. 1187, tradução nossa).

lugar, o global está no local e vice-versa quando se quer compreender os efeitos do lugar na saúde das pessoas. No entanto, não só as influências globais da economia mundial afetam a vida das pessoas diretamente. Outras consequências da globalização também são importantes, como aponta Ribeiro (2016). Os rápidos fluxos de pessoas e mercadorias aceleram a expansão de epidemias. As indústrias transnacionais de alimentos disseminam produtos ultraprocessados, com excesso de açúcar, sódio e gorduras trans, interferindo na nutrição e estilo de vida de populações com dietas tradicionais locais e populações urbanas, impulsionando a epidemia de obesidade e, conseqüentemente, alterando os padrões de adoecimento. No local consegue-se enxergar a atuação do global, em uma relação interescalar.

Mas se há necessidade de se compreender o papel do lugar na saúde das populações, *como*, cientificamente, tais evidências podem ser geradas? Os estudos em geografia da saúde e em epidemiologia que procuram verificar o papel do contexto do lugar na saúde têm usado três estratégias empíricas, segundo Diez-Roux (2001, tradução nossa): estudos ecológicos, estudos multinível e comparações de pequenos números de vizinhanças bem definidas. Os *estudos ecológicos* têm examinado variações nas taxas de morbidade e mortalidade por toda a extensão das áreas e relacionado estas variabilidades com suas características. Os *estudos multinível* permitem avaliar o efeito das características do lugar (contexto) e as características dos indivíduos que moram em determinado lugar (composição da população). A limitação deste tipo de análise diz respeito à disponibilidade de dados dos indivíduos que devem estar aninhados a um lugar. Este tipo de análise também permite examinar simultaneamente a variabilidade dos desfechos dentro e entre lugares. Embora estudos multiníveis permitam controlar os efeitos individuais, o percentual de variabilidade em desfechos entre lugares tem sido pequeno, o que suscita debate sobre a importância relativa do contexto. O terceiro tipo de estudo tem como

estratégia *comparar duas vizinhanças pequenas*, muito contrastantes, para incorporar conhecimento sobre a história local, sociologia e geografia. Depois de definidas as vizinhanças, são aplicadas técnicas quantitativas e qualitativas para coleta de dados sobre recursos e serviços para compará-los com as diferenças no comportamento em relação à saúde. A desvantagem desta abordagem é que não pode ser aplicada para áreas extensas e seus resultados não podem ser generalizados.

Devido à dificuldade e ao custo de se obter dados individuais para populações definidas em uma área geográfica contígua, interesse dos geógrafos da saúde, em especial, os estudos chamados *ecológicos* correspondem ao tipo predominante de delineamentos de pesquisa da área. Considero, assim, importante detalhar algumas características básicas e limitações deste tipo de abordagem.

Segundo Medronho (2004, p. 191), em estudos ecológicos “a unidade de análise é uma população ou um grupo de pessoas, que geralmente pertencem a uma área geográfica definida, como por exemplo um país, uma cidade, um município ou um setor censitário”. O objetivo de um estudo ecológico é avaliar como os contextos social e ambiental podem afetar a saúde de grupos populacionais. Procura gerar e testar hipóteses etiológicas (embora seja difícil controlar fatores de confundimento) e avaliar a efetividade de intervenções na população (MEDRONHO, 2004). Em estudos ecológicos os dados que estão disponíveis, tanto as taxas quanto as variáveis preditoras, são resumos no nível do grupo e não a partir do nível do indivíduo (WAKEFIELD e SALWAY, 2001).

O relativo “descrédito” da abordagem ecológica advém da incorreta inferência sobre indivíduos a partir dos resultados encontrados em grupos

(SUSSER, 1994, tradução nossa, p. 825). Em 1958, H.C. Selvin denominou esta inferência como *falácia ecológica* (SUSSER, 1994). Ao se extrapolar inferências para o nível de grupo a partir de achados no nível do indivíduo também se incorre em falácia do tipo *atomística* e *psicológica* ou *individualística*, ao serem excluídas importantes variáveis do nível de grupo. O importante é ter em mente se os mecanismos operando em um nível podem ser adequadamente compreendidos sem referência a outros níveis.

Do ponto de vista metodológico, a abordagem multinível é aquela que conta com dados vinculados a mais de um nível, no mínimo, dados coletados no nível individual (nível 1) residindo em determinada vizinhança (nível 2). Na prática, no entanto, a limitação deste tipo de abordagem é a disponibilidade de dados no nível do indivíduo. Frequentemente é impossível medir adequadamente exposições ou doses para grande número de pessoas devido ao custo, ao tempo necessário e ao caráter retrospectivo de estudos sobre mortalidade. Além disso, metodologicamente a utilização de modelos multinível pode não ser a melhor estratégia para se avaliar o papel do lugar (contexto socioeconômico) nos efeitos sobre a saúde segundo argumentam Szwarcwald, Andrade e Bastos (2002, tradução nossa) com base em Lynch *et al.* (2000). As características individuais podem mascarar o efeito do ambiente social no nível da população, pois é muito provável que ocorra forte colinearidade entre a renda do indivíduo e os indicadores do nível de grupo (SZWARC WALD, ANDRADE e BASTOS, 2002, tradução nossa).

Quando a abordagem multinível não é possível, a única forma prática de medir a exposição é a partir de medidas ecológicas que refletem as médias de grupos. Todavia, estudar o efeito do espaço implica em incluí-lo de forma explícita nas análises. Entre 1990 e 2014, 1.369 artigos sobre a influência do contexto social na saúde foram publicados em 112 periódicos relevantes,

segundo revisão conduzida por Oakes *et al.* (2015). Nestes 24 anos, os desfechos estudados variaram de doenças infecciosas a obesidade e a comportamentos criminosos. Oakes *et al.* (2015, tradução nossa) consideram os estudos com delineamentos experimentais os que apresentam resultados de maior credibilidade, mas além de poucos, seus achados foram inconsistentes. Estudos de delineamento observacional e modelos multinível resultaram em pequenos efeitos do contexto e falharam em identificar problemas fundamentais. Poucos resultaram em avanços claros sobre a compreensão do fenômeno. O impacto independente do contexto na saúde permanece obscuro (OAKES *et al.*, 2015, tradução nossa). Após esta profunda revisão, Oakes e colaboradores concluíram que as vizinhanças fazem as pessoas e que as pessoas fazem a vizinhança. Separar a composição do contexto é uma abordagem que sempre falhará. Desde 1993, nos Estados Unidos, 141 milhões de dólares foram utilizados para o financiamento de projetos de pesquisa sobre o efeito da vizinhança na saúde da população. Os autores questionam se ainda seria necessário investir mais neste tópico, já que os resultados apontam para a inviabilidade de partição entre composição e contexto.

Talvez um dos problemas metodológicos dos modelos multinível, além da colinearidade já apontada, seja considerar o espaço de forma homogênea. Os modelos nos estudos do contexto são globais, ou seja, consideram um efeito geral para toda a população da área estudada. Esta estratégia definitivamente não consegue identificar o efeito do lugar, pois as piores condições socioeconômicas podem não levar ao pior risco em uma área em função de outras características da área, tal como qualidade e proximidade do serviço de saúde, intervenções do poder público ou de entidades filantrópicas e organizações não governamentais e devido às próprias relações de coesão social que podem se estabelecer entre pessoas em comunidades de alta vulnerabilidade social. Assim, parece razoável e necessária a utilização de outras estratégias para considerar a heterogeneidade

espacial explicitamente. Segundo Sridharan, Koschinsky e Walker (2011, tradução nossa) a própria presença ou ausência de heterogeneidade pode fornecer importantes pistas para os mecanismos e contextos pelos quais a privação pode impactar a mortalidade.

Assim, em busca de verificar se existem indicadores do nível ecológico que tenham maior poder explicativo para as mortalidades estudadas do que a renda, proponho um delineamento que incorpore o *lugar* de forma explícita por meio da utilização de modelos de regressão geograficamente ponderados.

1.4 Potencial e limitações dos mapas em estudos sobre saúde

A função nobre de um mapa é facilitar e permitir o raciocínio espacial. É o que justifica sua posição de destaque como instrumento de trabalho do geógrafo. É por meio dos mapas que é possível rastrear, por exemplo, o raciocínio epidemiológico de tempos remotos, “porque mapeamos teorias e não, dados” (KOCH, 2011, tradução nossa, p. 5). Os mapas resgatados por Koch (2005) ilustram a eficiência do raciocínio espacial para o controle da epidemia da peste na Itália em 1690-1692, como representado por Filippo Arrieta. Naquele momento, a preocupação do mapa era mostrar os limites que deveriam ser resguardados por cordões de contenção da população para que a peste não se alastrasse, já que não se conheciam a causa e a forma de transmissão da doença. Os mapas mostram as tendas de contenção, árvores e igrejas em visão oblíqua. Muito tempo decorreria antes que se passasse da representação pictórica à utilização de técnicas capazes de representar fatos abstratos como as taxas de doenças ou mortalidades. Foi necessário o desenvolvimento da aritmética linear por William Playfair para que a técnica coroplética, a mais indicada para a representação de taxas (RICHARDS et al., 2010a, 2010b), pudesse ser desenvolvida (BARROZO, 2014).

A técnica coroplética estabelece que a ordem crescente dos valores relativos agrupados em classes significativas seja transcrita por uma ordem visual também crescente (MARTINELLI, 1991, p. 121; MARTINELLI, 2003, p. 61). A ordem de valores pode ser expressa pela variável visual *valor* (por meio de cores desde matizes mais claras até escuras ou com texturas, das mais claras até as mais escuras). A representação coroplética tem sido usada para as taxas desde então. A ressalva feita a esta representação, no entanto, é quanto à errônea noção de homogeneidade da distribuição da população pela área do polígono representado. Esta observação é óbvia quando se considera áreas não ocupadas como corpos d'água, áreas de florestas, cemitérios, áreas industriais, entre outras. Embora o conceito de *dasimetria* tenha sido mencionado pela primeira vez por Benjamin Semenov-Tian-Shansky, em 1911 (PETROV, 2008, tradução nossa, p. 176) muito tempo se passou até que houvesse disponibilidade de dados para a elaboração de mapas dasimétricos. O uso desta representação depois da democratização dos computadores pessoais e utilização de Sistemas de Informações Geográficas (SIG) teve início com aplicações principalmente nas áreas de criminalidade (BOWERS; HIRSCHFIELD, 1999) e em estudos de saúde (LANGFORD; HIGGS, 2006; MAANTAY; MAROKO; PORTER-MORGAN, 2008). Mais recentemente nosso grupo de pesquisa desenvolveu uma base dasimétrica para refinamento da representação de dados socioeconômicos e de saúde para o Município de São Paulo (BARROZO et al., 2015), utilizada no presente estudo.

Embora a abordagem temporal na epidemiologia tenha sido predominante até o final do século XX, a produção de mapas para auxiliar no raciocínio sobre questões de saúde acompanhou o desenvolvimento da própria cartografia. Contribuiu para isso o fato de que a visualização de imagens pode ter um impacto que é diferente e frequentemente mais imediato do que argumentos ou efeitos estatísticos escritos (DORLING, 2007, tradução nossa). Em meados dos

anos 1800 os mapas temáticos não eram incomuns, com a técnica sendo aplicada mesmo para o estudo do câncer. Por exemplo, D'Arcy Power¹² (1903 apud PICKEL, 2009) publicou mapas de casos de câncer na escala de vilarejos, com anotações sobre cada caso escritas na localização de suas residências. Essa representação era boa para a leitura de detalhes sobre os casos em localizações específicas, mas não respondia questões sobre os padrões de câncer. Sua maior falha era não considerar a diferença de população entre as localidades. Esse mesmo problema tinha ocorrido com o famoso mapa de cólera de John Snow, de 1854. Embora melhor, porque representou as barras de casos e permitia a visualização de um agrupamento entorno de uma bomba d'água particular, também não mostrou a população em risco por área, o que não permitia calcular taxas.

Bell *et al.* (2006) relembram as três principais questões colocadas a um mapa de taxas de doenças: qual é a taxa de mortalidade em determinada área (leitura de uma taxa específica); há tendências geográficas nos dados ou regiões de taxas altas ou baixas incomuns (reconhecimento de padrão espacial) e, o padrão encontrado é semelhante ao padrão de alguns fatores de risco (comparação entre mapas). Estas perguntas são as mesmas colocadas aos mapas da geografia por Bertin (1980).

Pickle (2009) conduziu um grupo de discussão para entender o interesse de epidemiologistas e estatísticos em mapas coropléticos de taxas de doenças. Entre as respostas obtidas destacaram-se as seguintes necessidades: obter uma taxa aproximada para sua vizinhança a partir do mapa; identificar padrões geográficos no mapa; comparar padrões entre mapas (como por exemplo, comparação entre taxas masculinas e femininas; taxas ao longo do tempo; ou entre doenças e supostos fatores de risco) e gerar hipóteses epidemiológicas

¹² Power D. A further contribution to the distribution of cancer. *Practitioner* v.70, p. 697–714, 1903.

(possíveis razões para os padrões geográficos, que poderiam ser testados em estudos subsequentes). Em seu estudo Pickle (2009) esclarece que os atlas de mortalidade por câncer nos Estados Unidos levaram a importantes achados etiológicos, tais como à ligação entre exposição ocupacional a amianto e câncer de pulmão e poluição do ar por arsênio e câncer de pulmão. Diversos mapas levaram à nova legislação proscurendo o fator de risco de câncer.

Na geografia, no bojo da escola espacial, importam os padrões e arranjos espaciais a partir de uma base geométrica e do paradigma da dependência espacial (FERREIRA, 2014). Esta escola é *nomotética*, já que procura a generalização e oferece enunciados que descrevem e explicam o funcionamento dos fenômenos, independentes do tempo e do espaço para que possam ser aplicadas leis e modelos (CHRISTOFOLETTI, 1976¹³ apud FERREIRA, 2014). A sobreposição de mapas permite avaliar visualmente a coincidência espacial entre duas variáveis. Existem diversas técnicas estatísticas que conseguem avaliar o quanto os padrões espaciais em duas variáveis coincidem. No entanto, deve-se destacar que associação não é causa. A existência de um padrão espacial sozinha não pode demonstrar nem provar um mecanismo causal embora seja relevante para a elaboração de hipóteses. Esta não é uma crítica direta à incapacidade de representação da cartografia, mas à limitação dos dados e do tipo de delineamento, chamado ecológico.

A principal crítica em relação à utilização de mapas temáticos em estudos sobre desigualdade social recai sobre o fato de que seriam apenas uma fotografia da estrutura social quando a característica saliente das sociedades capitalistas são as mudanças e mobilidade (SABATINI, 2006, tradução nossa). Avanços na tecnologia do sistema de informação espaço-temporal resolverão essa deficiência usando coordenadas espaço-temporais e representações de objeto

¹³ CHRISTOFOLETTI, A. As características da nova Geografia. **Geografia**, v.1, n.1, p.3-34, 1976.

que incluam movimento e transformação, assim como modelos de mudança de atributo.

Não obstante, o refinamento e a utilização de técnicas de representação sofisticadas, a captura de dados por meio de sensores remotos orbitais e a utilização de modelos matemáticos por meio de processamento em Sistema de Informações Geográficas (SIG), a utilização de um mapa tem que apresentar conformidade em relação aos conceitos teóricos que pretende representar. As técnicas da geografia quantitativa (cartografia) atuais não conseguem explicar os processos socioeconômicos subjacentes aos padrões das distribuições encontrados, nem capturar o componente das ações e intenções dos agentes sociais (HARVEY, 1973). Segundo Camara, Monteiro e Medeiros (2003), mesmo as mais sofisticadas técnicas de geoprocessamento da segunda década do século XXI não seriam capazes de resolver de forma plena as dualidades forma-função e estrutura-processo dos conceitos desenvolvidos sobre o espaço geográfico por Santos (1978, 1985, 1996), pois representações computacionais geométricas sempre implicam em materialização das noções do espaço. Forma e estrutura poderiam ser caracterizadas cartograficamente, mas não a função e os processos, devido, principalmente, à compactação do espaço-tempo (CAMARA; MONTEIRO; MEDEIROS, 2003). Também Guimarães (2009, tradução nossa, p. 101) ressalta que como o espaço é produzido pela sociedade, sua representação geométrica nos mapas nem sempre é suficiente para capturar as relações sociais que o geram. Da mesma forma, a escala geográfica não se resume à escala cartográfica, já que a primeira é produzida pelas relações sociais dos atores políticos participantes (GUIMARÃES, 2009, tradução nossa, p.102). Embora estas sejam importantes limitações para a representação de processos que têm abordagem a partir do materialismo histórico na geografia, a cartografia *da* geografia da saúde tem trazido importantes contribuições como as apontadas por Pickle (2009). Reconhecer as limitações das representações cartográficas

não inviabiliza sua utilização, ao contrário, agrega credibilidade aos resultados obtidos. Contudo, esforços têm sido feitos para a representação do tempo (e quem sabe, futuramente, dos processos), segundo apontam as possibilidades de transformações cartográficas de posição (TCPs), anarmofoses, a utilização de multimídia na cartografia, modelos baseados em autômatos celulares ou sistemas multi-agentes apresentados por Serradj (2014).

Outro aspecto lembrado por Iñiguez e Barcellos (2014) diz respeito às falsas pistas que um mapa de saúde pode induzir. Mesmo que este tipo de problema possa acontecer no campo da cartografia em geral, na área da saúde e Saúde Pública há um significado essencial porque o foco está na vida das pessoas. “O sucesso de sua utilidade dependerá, portanto, do rigor com que se avance” como enfatizam Iñiguez e Barcellos (2014). Pactuando deste mesmo princípio, procuro, no presente estudo, buscar técnicas e análises rigorosas para que se consiga avançar no conhecimento a partir de resultados robustos, com conhecimento pleno das limitações inerentes a este tipo de abordagem.

1.5 Como perceber a importância do lugar? Indicadores

*“We can’t address what we don’t measure”*¹⁴

[*“Nós não podemos resolver o que não medimos”*]

Melody Goodman,
Professora na Washington University,
em St. Louis, Estados Unidos

Partindo-se de referenciais teóricos atuais (VIEIRA DA SILVA; ALMEIDA FILHO, 2009), pode-se compreender que as diferenças em saúde

¹⁴ ROEDER, A. **Zip code better predictor of health than genetic code**. Disponível em: <<https://www.hsph.harvard.edu/news/features/zip-code-better-predictor-of-health-than-genetic-code/>>. Acesso em: 14 out. 2017.

tornam-se indesejáveis quando assumem expressão empírica de desigualdade¹⁵, refletindo interações entre diferenças biológicas e distinções sociais, por um lado, e iniquidades¹⁶ sociais, por outro.

Perceber as desigualdades que se tornam iniquidades e que se refletem em perda de anos ou qualidade de vida contribui para a identificação dos problemas e intervenções que promovam o avanço na equidade de condições. A temática das desigualdades sociais faz parte da gênese da Epidemiologia Social, com os estudos de Villermé e Engels, como já mencionado. Este tópico passou a ser central na geografia anglo-americana apenas a partir de 1999, quando Hayes (1999) publica seu artigo no periódico *Progress in Human Geography*.

De acordo com Ryu et al. (2016), os estudos sobre disparidades em saúde sugerem que fatores distais, tal como a situação socioeconômica individual impactam a saúde humana de forma independente, conjunta e interativa com fatores proximais (e.g., predisposição genética e respostas biológicas). Apesar da já bem documentada influência das condições socioeconômicas na saúde, medidas individuais destes indicadores são difíceis de serem encontradas nos registros médicos, o que inviabiliza sua utilização em estudos de saúde (JUNH et al., 2011, tradução nossa).

Barcellos (2008) destaca a importância do efeito contextual na saúde das populações e a dificuldade em se captar tal efeito pelos indicadores que, em geral, são resultantes da agregação de dados individuais provenientes principalmente dos censos demográficos. A principal limitação de tais

¹⁵ Diferenciação dimensional ou variação quantitativa em coletividades ou populações. Pode ser expressa por indicadores demográficos ou epidemiológicos, como 'evidência empírica de diferenças'. (ALMEIDA FILHO, 2009, p.364).

¹⁶ Ausência extrema de equidade, decorrente do efeito de estruturas sociais perversas e do exercício de políticas iníquas, geradoras de desigualdades sociais eticamente inaceitáveis (ALMEIDA FILHO, 2009, p.365).

indicadores, segundo Barcellos (2008), é a pressuposição de homogeneidade interna das áreas, que não captariam a interação entre seus componentes. “Se nessas áreas atuassem somente fatores composicionais, existiria uma relação linear entre indicadores sociais e epidemiológicos” (BARCELLOS, 2008, p. 113). A interação entre componentes internos e externos se dariam pelas desigualdades e diferenças. Os fatores do contexto são raramente medidos e incluiriam as condições ambientais, recursos socioculturais das áreas, capital social, atuação dos serviços de saúde, entre outros. Para Barcellos (2008) deveria ser feito um esforço para aprimoramento dos indicadores de forma a captarem a dinâmica social das áreas.

Existem dois grupos de indicadores usualmente utilizados em saúde. Um grupo que inclui os próprios desfechos (morbidade, mortalidade) para identificar situações de desigualdade e um segundo grupo que procura explicar a variabilidade espacial dos desfechos para identificar os fatores de risco no nível agregado. No primeiro grupo, um índice foi recentemente desenvolvido por Santana (2017) para promover a saúde e a equidade na Europa. O índice multidimensional elaborado (*Population Health Index* – PHI, ou Índice de Saúde da População, em português) tem como objetivos: 1) compreender como a saúde da população varia nas regiões; 2) compreender como variações ambientais, sociais, econômicas e de estilo de vida e comportamento explicam níveis diferentes de saúde da população; 3) monitorar desigualdades atuais e futuras em saúde nas diferentes regiões da Europa; 4) compreender o quanto as políticas de diferentes setores podem melhorar a saúde e reduzir as desigualdades em níveis geográficos diferentes.

No segundo grupo, os indicadores de condições socioeconômicas da vizinhança têm sido aceitos como fatores de risco por explicarem variações significativas no status de saúde (MEIJER, RÖHL, BLOOMFIELD, &

GRITTNER, 2012, tradução nossa). Contudo, a situação socioeconômica da vizinhança é um conceito complexo que envolve muitos aspectos, tais como emprego, renda, educação, habitação e laços sociais. Raros são os índices elaborados para suprir a falta de indicadores socioeconômicos individuais na escala intraurbana. Entre os existentes, destacam-se um desenvolvido nos Estados Unidos da América, HOUSES, que usa dados de características individuais de residência e características socioeconômicas da vizinhança obtidas pelo Censo Demográfico (JOHNSON *et al.*, 2013; JUHN *et al.*, 2011). Outro foi desenvolvido na França por Lalloue et al. (2013) também a partir de dados do censo e análise de componentes principais. Esta análise é particularmente apropriada para o desenvolvimento de índices compostos porque seu método estatístico cria combinações lineares não-correlatas das variáveis com variância máxima, o que permite o melhor contraste entre unidades estatísticas. Outro índice composto foi desenvolvido pelo grupo de pesquisa da *Georgia State University*, dos Estados Unidos da América, para a OMS e denominado *Urban Health Index* (ou Índice de Saúde Urbana, em português) (ROTHENBERG *et al.*, 2014; WORLD HEALTH ORGANIZATION, 2014). Este índice pode ser criado para ser utilizado em duas direções. Pode-se criar um índice de desigualdades em saúde, onde indicadores de diferentes mortalidades comporiam o indicador final, como o desenvolvido por Bortz et al. (2015) para estudar as desigualdades em saúde nos anos de 2000 e 2010 no Rio de Janeiro e o PHI, de Santana (2017) para avaliar as desigualdades em saúde na Europa. O *Urban Health Index* também pode ser elaborado como um indicador socioeconômico, sem componentes de saúde para o estudo dos determinantes sociais. As metodologias usadas pelos grupos francês (LALLOUÉ *et al.*, 2013) e norte-americano (ROTHENBERG *et al.*, 2014) resultam em índices muito parecidos, como pude observar em nossos dados do Município de São Paulo.

O que se pode observar em relação aos indicadores de desigualdade em saúde é a busca por índices multidimensionais que consigam captar as situações de iniquidades e os fatores de risco do nível agregado, seja em seus aspectos composicionais seja em relação ao contexto, que contribuam para a compreensão de que a saúde não depende apenas de fatores de risco individuais, pois o lugar desempenha papel de destaque na saúde, como tem sido reconhecido.

2. É POSSÍVEL IR ALÉM DA RENDA? TESTANDO A HIPÓTESE

2.1 Delineamento da pesquisa empírica

“Because choice of methods depends on the hypotheses being tested, which in turn depend on the theoretical frameworks employed, rigorous scientific research requires transparency about both theories and methods”

[“Porque a escolha dos métodos depende da hipótese a ser testada, o que, por sua vez, depende do arcabouço teórico empregado, a pesquisa científica rigorosa requer transparência em ambos – teorias e métodos”]

Nancy Krieger,
 Professora no *Department of
 Society, Human Development, and Health,
 School of Public Health, Harvard University,
 Boston, Estados Unidos da América*

Como mencionado anteriormente, o desfecho de saúde deste estudo é a mortalidade. “Os dados sobre mortalidade estão entre os mais importantes na área da saúde. O óbito é evento único e de registro obrigatório” (DRUMOND JR., 2002, p. 9). Algumas mortalidades foram escolhidas, como será explicado no item 2.3.

Devido à hipótese principal corresponder a uma *pergunta espacial*, a forma mais eficiente de se verificar a importância do lugar é incluir o espaço propriamente dito nas análises. Segundo Ferreira (2014, p. 59), as respostas a perguntas espaciais “dependem da relação entre objetos e valores situados em diferentes planos de informação e entre objetos e valores situados em um mesmo plano de informação”. Para que isso ocorra, a abordagem da Ciência Espacial é a mais apropriada. Os padrões espaciais precisam ser identificados por meios mais eficientes do que o cérebro humano, que naturalmente procura encontrar

padrões mesmo quando de fato não ocorrem. Portanto, as distribuições espaciais das taxas precisam ser submetidas a testes estatísticos que permitam a identificação de agrupamentos, por exemplo. E todas as análises subsequentes não podem deixar de considerar a localização dos fenômenos de forma explícita.

Para verificar a contribuição do lugar no risco das mortalidades estudadas por meio de indicadores, delineei um estudo ecológico, transversal¹⁷, com expressão espacial por meio da implantação de um projeto em um Sistema de Informações Geográficas (ArcGIS 10.1). A lógica deste estudo parte dos padrões espaciais das mortes ocorridas em residentes do Município de São Paulo, de 2006 a 2009, utilizando a unidade geográfica das **áreas de ponderação**, definidas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) para o Censo de 2010. Os riscos relativos das mortalidades foram obtidos por meio de padronização por sexo e faixas etárias definidas pela OMS e, então, submetidos a uma análise estatística espacial para a identificação de agrupamentos espaciais de alto ou baixo risco. Todos os resultados foram mapeados, já que a visualização dos padrões espaciais consiste em etapa fundamental para a elaboração de hipóteses.

De acordo com as premissas básicas, as peculiaridades dos lugares podem ser captadas pelas condições socioeconômicas da população. Alguns indicadores podem ser utilizados para expressar as diferenças dos lugares. Por utilizar dados secundários, escolhi para estas análises a **renda** para ser testada como o indicador mais explicativo das mortalidades estudadas e outros indicadores que pudessem demonstrar outras dimensões do espectro social, tais como: composição da população por raça ou cor, desigualdade de rendimento,

¹⁷ Dados levantados num determinado ponto ou intervalo de tempo. Aqui defini um período de quatro anos para promover certa estabilidade das taxas, reduzindo flutuações anuais aleatórias.

segregação residencial e dois indicadores compostos, elaborados a partir dos microdados do Censo Demográfico.

A etapa seguinte consistiu na elaboração de modelos de regressão linear simples entre as diferentes mortalidades por causas específicas e a renda e os demais indicadores. Os padrões espaciais das mortalidades indicam que algo acontece no espaço que explica a distribuição dos desfechos. Paradoxalmente, os padrões espaciais podem gerar resíduos com dependência espacial, violando a premissa de independência requerida em análises de regressão. Quando os modelos geraram resíduos dependentes (verificado por meio de teste de autocorrelação espacial), modelos espaciais foram ajustados para adicionar poder explicativo. Quando modelos espaciais globais geraram resíduos dependentes espacialmente ou que violaram as premissas da regressão, tais como não-normalidade¹⁸ ou heteroscedasticidade¹⁹, modelos geograficamente ponderados foram aplicados. Este tipo de modelagem permite a compreensão da importância local das variáveis explanatórias.

Este delineamento de pesquisa permite verificar a hipótese da renda como indicador mais explicativo das mortalidades, além de permitir identificar áreas de alto e baixo riscos e os grupos mais vulneráveis.

2.2 Unidade geográfica

A definição da unidade geográfica adequada é crucial para a observação ou não de algumas relações. Desde Yule e Kendall²⁰ (1950, apud HAYNES e GALE, 2000, p. 276) é conhecida a relação entre o tamanho da área e a força

¹⁸ Os resíduos da regressão devem ter distribuição normal.

¹⁹ Pode ser explicada, de forma muito simplificada, como uma forte dispersão dos dados em torno de uma reta em um modelo de regressão. A homoscedasticidade implica em variância dos desvios constante e igual à variância da população.

²⁰ YULE, G. U.; KENDALL, M. G. **An introduction to the Theory of Statistics**. London: Griffin, 1950.

das correlações. Quanto maior a área de agregação, mais fortes as correlações e vice-versa. É por isso que algumas correlações que existem no nível de agregação de países, nem sempre são observadas em unidades menores. Segundo Boscoe e Pickle (2003), a escolha da unidade de área é sempre um desafio devido à distribuição espacial não homogênea da população. Entre as características desejáveis para a escolha da unidade a ser mapeada por meio da representação coroplética estão: alto grau de resolução, homogeneidade do tamanho da população, homogeneidade da área ocupada por terra, limites da população mínima e área, estabilidade temporal das taxas, compacidade da forma, disponibilidade de dados e relevância funcional da unidade para o fenômeno mapeado. Como nenhuma unidade vai atender a todas as características desejáveis, Boscoe e Pickle (2003) sugerem algumas técnicas como a agregação espacial e/ou temporal de dados para promover estabilidade das taxas, encontrar limites de população mínima e limitar o risco de revelar informação confidencial.

O município de São Paulo apresentava, em 2010, 18.435 setores censitários e 310 áreas de ponderação (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2011). O setor censitário é a menor entidade geográfica para a qual o Censo Demográfico brasileiro tabula dados censitários decenais. Um setor censitário tem limites definidos em áreas contínuas, com base em divisões políticas e administrativas, cujo tamanho é determinado em termos de território e número de unidades domiciliares que podem ser visitadas por um único recenseador. Esta unidade geralmente inclui de 250 a 300 domicílios. Os limites dos setores censitários mudam a cada censo com o aumento da população para manter os números de população estáveis dentro das unidades. As áreas de ponderação correspondem ao nível geográfico definido para a aplicação de procedimentos estatísticos que permitem o uso de levantamentos amostrais válidos para toda a população. Assim, uma área de

ponderação inclui um grupo de setores censitários, respeitando os limites destes. Em São Paulo, a média da população nos setores censitários era de 611 pessoas (desvio padrão = 313) em 2010. Nas unidades das áreas de ponderação, a média da população era de 36.156 pessoas (desvio padrão = 8.577). A variação de 23,7% entre as populações das áreas de ponderação é menos do que a metade da variação nos setores censitários (51,2%), conferindo às áreas de ponderação uma população mais estável e, portanto, mais adequada à análise proposta.

Quanto à agregação temporal, é importante estabilizar os padrões geográficos para reduzir o número de áreas com número pequeno de casos (PICKLE, 2009). Nesta pesquisa, os dados foram analisados somando-se os óbitos em um período de quatro anos (2006, 2007, 2008 e 2009).

2.3 Dados de mortalidade

Os dados utilizados corresponderam aos óbitos ocorridos entre 2006 e 2009, entre residentes do Município de São Paulo, obtidos do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS). A partir dos endereços das pessoas que foram a óbito, os dados foram geocodificados por setor censitário pela Fundação SEADE. Como os dados eram anteriores a 2010, a Fundação SEADE utilizou os setores censitários de 2000 como referência. Por meio da extração dos centroides dos setores de 2000 fiz a equivalência com as áreas de ponderação de 2010. Utilizar a base cartográfica de 2010 tem alguns motivos relevantes. O primeiro deles diz respeito aos dados de mortalidade estarem mais próximos do ano 2010 do que do ano 2000. O segundo diz respeito à representação cartográfica dasimétrica, cuja base foi desenvolvida para 2010. Em relação aos dados, é importante destacar que não tive acesso aos endereços dos indivíduos, mas ao setor censitário ao qual pertenciam. Esta informação

agregada não viola a confidencialidade dos dados, mesmo que os resultados sejam representados em uma base dasimétrica.

Os cinco principais capítulos e causas básicas da Classificação Internacional de Doenças (CID 10) de acordo com o número de óbitos ocorridos no município no período são apresentados na Tabela 1.

Tabela 1 – Capítulos e causas básicas no período de 2006 a 2009 – óbitos anuais por 100 mil e total de óbitos.

Capítulo CID	Causa básica	Óbitos anuais por 100 mil	Óbitos
<i>IX. Doenças do aparelho circulatório</i>		204,0	85034
	I64 - Acidente vascular cerebral	13,9	5783
	I219 - Infarto agudo do miocárdio não especificado	52,5	21866
	I251 - Doença aterosclerótica do coração	9,2	3851
	I619 - Hemorragia intracerebral não especificada	10,3	4273
	I678 - Outras doenças cerebrovasculares especificadas	11,3	4724
<i>II. Neoplasias (tumores)</i>		121,1	50491
	C169 - Neoplasia maligna do estômago	9,0	3762
	C189 - Neoplasia maligna do cólon	7,2	3013
	C349 - Neoplasia maligna dos brônquios ou pulmões	14,9	6225
	C509 - Neoplasia maligna da mama	10,8	4483
	C610 - Neoplasia maligna da próstata	6,8	2844
<i>X. Doenças do aparelho respiratório</i>		72,4	30195
	J180 - Broncopneumonia não especificada	24,1	10062

J189 - Pneumonia não especificada	11,9	4979
J449 - Doença pulmonar obstrutiva crônica não especificada	15,3	6382
J690 - Pneumonite devida a alimento ou vômito	2,6	1067
J439 - Enfisema não especificado	1,5	618
<i>XX. Causas externas de morbidade e de mortalidade</i>	<i>55,1</i>	<i>22948</i>
V093 - Pedestre traumatizado em um acidente de trânsito não especificado	2,1	893
V892 - Pessoa traumatizada em um acidente de trânsito com um veículo a motor não especificado	2,4	1014
X954 - Agressão por meio de disparo de outra arma de fogo ou de arma não especificada - rua e estrada	2,5	1057
X959 - Agressão por meio de disparo de outra arma de fogo ou de arma não especificada - local não especificado	7,3	3057
Y099 - Agressão por meios não especificados - local não especificado	1,4	597
<i>XI. Doenças do aparelho digestivo</i>	<i>36,6</i>	<i>15270</i>
K550 - Transtornos vasculares agudos do intestino	2,3	947
K703 - Cirrose hepática alcoólica	3,1	1289
K709 - Doença alcoólica do fígado	1,7	718
K746 - Outras formas de cirrose hepática e as não especificadas	5,5	2281

Destes cinco principais capítulos, escolhi o Capítulo IX (Doenças do Aparelho Circulatório) por ser apontado na literatura como o de maior relação com as condições socioeconômicas da população (BOYLAN e ROBERT, 2017; KHAING *et al.*, 2017) e por corresponder à principal causa de mortes no período estudado. Adicionalmente, estudei a mortalidade infantil por todas as

causas, para crianças de até um ano de idade. A mortalidade infantil foi escolhida por representar a capacidade de uma sociedade em oferecer condições mínimas para que uma criança nasça e se desenvolva durante o período vulnerável de até um ano, tendo em vista que as condições de habitação, qualidade ambiental do entorno, condições de vida da família, educação sanitária e cuidados de saúde são fundamentais para o bom desenvolvimento de um recém-nascido. Do ponto de vista epidemiológico, é importante dividir a mortalidade infantil em etapas para avaliar o efeito da qualidade do serviço de saúde, já que têm se destacado as mortes relacionadas ao atendimento ao parto (mortalidade neonatal, que vai de 0 a 28 dias incompletos após o nascimento). No presente estudo, no entanto, esta divisão não foi feita para respeitar a lógica de que o atendimento faz parte do efeito do contexto do lugar. Adicionalmente, calibrar o papel do contexto socioeconômico a partir das mortalidades mais relacionadas com este permitirá verificar o papel do contexto em outras mortalidades a partir do melhor indicador encontrado.

2.4 Dados socioeconômicos

Os dados socioeconômicos coletados durante o Censo Demográfico são disponibilizados em duas unidades de agregação, como já mencionado anteriormente. Na unidade do setor censitário, os dados correspondem ao universo da população. Embora exista uma parcela de domicílios cujos responsáveis não tenham respondido ao questionário básico²¹, essa parcela é ínfima e correspondeu a 1,34%, considerando-se o Brasil como um todo (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2010). Um segundo questionário é aplicado somente nos domicílios selecionados para a amostra contendo, além das perguntas que também constam do questionário

²¹ questionário com 37 quesitos, onde foram registradas as características do domicílio e de seus moradores na data de referência. Aplicado em todas as unidades domiciliares que não foram selecionadas para a amostra.

básico, outras questões mais detalhadas sobre características do domicílio e de seus moradores, referentes aos temas religião, cor ou raça, deficiência, migração, escolaridade, fecundidade, nupcialidade, trabalho e rendimento (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2016). O questionário da amostra contém 108 quesitos, onde foram registradas as características do domicílio e de seus moradores na data de referência. Inclui os quesitos do questionário básico somados a outros de investigação mais detalhada e foi aplicado em todas as unidades domiciliares que foram selecionadas para a amostra. A população amostrada segue uma tabela de fração amostral de acordo com o tamanho da população do município. Para São Paulo a fração amostral correspondeu a 5% na média, mas houve a necessidade da aplicação de frações amostrais diferentes em cada uma de suas divisões administrativas intramunicipais (distritos e subdistritos), de forma a permitir a divulgação de estimativas e de microdados nesses níveis geográficos (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2010b).

A estrutura do arquivo que contém os resultados da amostra do município de São Paulo corresponde a um arquivo de texto sem formatação com 533.377 questionários. Como cada linha corresponde a uma pessoa que respondeu, é possível combinar as informações de um único indivíduo com a referência espacial da área de ponderação. Por exemplo, é possível calcular as porcentagens de pessoas da cor/raça²² branca com o nível de escolaridade fundamental, médio e superior, combinando a informação da cor/raça com escolaridade e quantas outras variáveis forem desejadas. Também é possível combinar a informação da pessoa com as informações do domicílio a qual pertence, cuja referência espacial é a área de ponderação. Os arquivos dos microdados podem ser abertos em planilha eletrônica do tipo Excel ou em

²² Adotei neste estudo as categorias de cor/raça definidas pelo IBGE no Censo Demográfico de 2010: branca, preta, parda, amarela e indígena.

programa estatístico como o SPSS, seguindo-se as orientações do *layout* do arquivo fornecido pelo IBGE. Os microdados são compostos por quatro arquivos, que correspondem aos temas: domicílios, pessoas, emigração e mortalidade.

Todos os indicadores foram extraídos dos microdados da amostra do Censo Demográfico de 2010.

2.5 Riscos relativos das mortalidades e agrupamentos espaciais

Os dados de mortalidade geocodificados por setor censitário do Censo de 2000 foram agregados por **área de ponderação**²³ do Censo de 2010 e submetidos à análise de varredura espacial, por meio do programa SaTScan v9.3 (KULLDORFF, 2014). Esse teste tem sido reconhecido como um dos mais eficientes para a identificação de agrupamentos espaciais, temporais e espaço-temporais.

O teste de varredura espacial discrimina os casos por sexo, faixa etária, ano e área de ponderação de residência. A hipótese testada foi a de que no município de São Paulo, em algumas áreas de ponderação deveria ocorrer um número mais alto e em outros, mais baixo, de óbitos pelas diversas causas estudadas do que o valor esperado. O teste aplicado foi do tipo bi-caudal. Assim, a hipótese nula correspondeu a:

H_0 : o número de óbitos em cada área de ponderação é proporcional à população em risco num determinado tempo em cada local.

E a alternativa:

²³ Existe uma tabela de equivalência entre setor censitário e área de ponderação, possibilitando a agregação dos setores neste outro nível.

H_a : o número de óbitos em cada área de ponderação é desproporcional (elevado ou reduzido) à população em risco num determinado tempo em cada local.

O modelo probabilístico foi do tipo Poisson, assumindo que a distribuição do número de óbitos em cada região geográfica seria homogeneamente distribuída. O ajuste da ausência de homogeneidade na população foi atingido condicionando-se o número total de óbitos observados para calcular o número esperado de óbitos para cada localidade. Idade e sexo entraram na análise como covariáveis. A padronização indireta foi computada pelo programa.

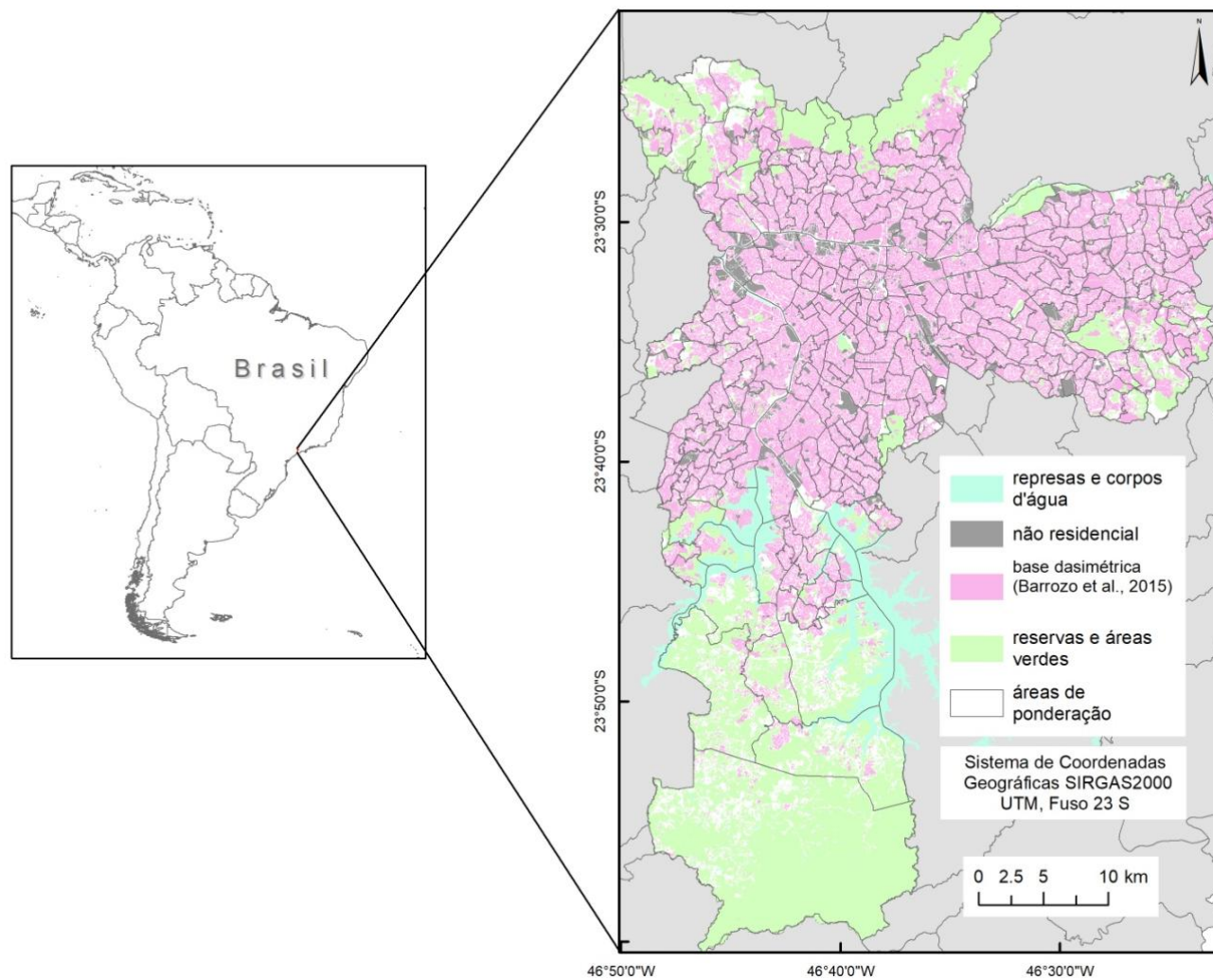
A estatística de varredura espacial coloca uma janela circular de tamanhos variáveis na superfície do mapa e permite que seu centro se mova de forma que, para uma dada posição e tamanho, a janela inclua um conjunto diferente de vizinhos próximos. Se a janela incluir o centroide de um vizinho, então, toda a área de ponderação é considerada inclusa. Como a janela se move passando por todos os centroides, seu raio varia continuamente de zero ao raio máximo, que nunca inclui mais do que 50% da população total. O método cria um grande número de janelas circulares diferentes, cada uma contendo um conjunto de vizinhos. A função de probabilidade é maximizada sobre todas as janelas, identificando a janela que constitui o agrupamento mais provável. A razão de probabilidade para esta janela é anotada e constitui o teste estatístico da razão de probabilidade máxima. Sua distribuição sob a hipótese nula e seu valor de p simulado correspondente é obtido pela repetição do mesmo exercício analítico, num grande número de réplicas aleatórias (9.999) do conjunto de dados gerados sob a hipótese nula, numa simulação do tipo Monte Carlo (KULLDORFF, 1997, tradução nossa). Para identificar agrupamentos menores, o teste foi aplicado considerando-se 5% da população total como tamanho máximo do agrupamento. Este percentual foi decidido *a priori* da análise para evitar vício de seleção. A hipótese de nulidade foi rejeitada quando $p < 0,05$ para o agrupamento mais provável e $p < 0,02$, para os agrupamentos secundários.

Assim, os riscos relativos resultantes não ocorreram devido à distribuição heterogênea da população, uma vez que representam a padronização em termos de sexo e idade. O risco de uma área de ponderação pode ser diretamente comparado ao risco de outra.

2.6 Mapas de risco, agrupamentos espaciais e indicadores

A base cartográfica utilizada corresponde à **base dasimétrica** do Município de São Paulo (BARROZO *et al.*, 2015). Esta base concebe um refinamento da representação cartográfica mais comumente usada – a representação coroplética. A base dasimétrica permite a visualização das quadras do município, com a exclusão de áreas não habitadas, tais como parques, cemitérios, represa, aeroportos, praças etc. No entanto, ainda garante o sigilo da informação, uma vez que os dados representados correspondem às áreas de ponderação do Censo de 2010 (cuja população varia de 8.185 a 56.976) (Figura 1). Essa representação é inédita e inovadora na geografia da saúde brasileira.

Figura 1 – Área de estudo: base cartográfica dasimétrica e limites das áreas de ponderação do Município de São Paulo, 2010.



Fontes: Cartografia: IBGE (2010), Barrozo *et al.* (2015); represas e corpos d'água: Fundação Centro Tecnológico de Hidráulica (FCHT) e Secretaria de Desenvolvimento Urbano (SMUL); reservas e áreas verdes: SMUL.

Os resultados foram representados cartograficamente de duas formas. Os riscos relativos calculados pelo programa SaTscan a partir da análise de varredura espacial foram representados por meio da técnica *coroplética*. Os dois mapas elaborados (riscos relativos de mortalidade por doenças do aparelho circulatório e de mortalidade infantil) tiveram seus valores discretizados em oito classes e cores opostas. Embora todos os valores sejam positivos, valores abaixo de 1 indicam que as áreas de ponderação em tons de azul são protetoras (ocorreram menos óbitos do que o esperado para aquelas populações). Em oposição, as áreas de ponderação com valor acima de 1 indicam que são áreas de risco para a mortalidade, e correspondem aos tons de vermelho. Os intervalos foram estabelecidos de forma a isolar a classe com risco zero (lugares onde nenhuma mortalidade do tipo ocorreu) e as demais seguiram intervalos iguais de 0,25 para que os dois mapas de riscos relativos das mortalidades pudessem ser diretamente comparados (Figuras 2a e 3a).

Os resultados dos agrupamentos espaciais das duas mortalidades foram representados cartograficamente pela técnica *corocromática* (Figuras 2b e 3b). A cor azul corresponde ao risco baixo, a vermelha, ao risco alto e creme às áreas de ponderação que estatisticamente não pertenciam às classes anteriores. A mesma concepção foi adotada para os agrupamentos espaciais do rendimento médio bruto mensal (Figura 4b).

O mapa do rendimento médio bruto mensal, em Reais, foi representado pela técnica *coroplética* em cinco classes divididas por quintis (Figura 4a). Por ser um valor médio da área de ponderação, a técnica *coroplética* é a mais indicada. Os mapas do índice de Gini (Figura 5) e da medida de entropia (Figura 7) seguiram a mesma orientação metodológica a fim de permitir comparação visual entre os mapas.

O índice socioeconômico (Figura 6), também por meio da técnica coroplética de cores opostas, foi dividido em 10 classes, considerando-se os intervalos dos decis. Os valores positivos são representados em tons de azul a amarelos e os negativos, em tons que passam de amarelo claro a vermelho. A ideia é permitir a visualização de diferenças sutis entre os grupos. A divisão em apenas cinco classes traria uma generalização entre os grupos, ocultando importantes diferenças.

Os mapas de tipologia de Poulsen, Johsnton e Forrest (2001, 2002) (Figuras 8, 9 e 10) foram elaborados a partir da técnica corocromática.

Os sete mapas de Índices de Concentração nos Extremos (Figuras 11 e 12) seguiram a lógica dos mapas de riscos relativos de mortalidade. A representação coroplética com cores opostas em oito classes separou os valores negativos em tons de vermelho dos positivos, em tons de azul. Aqui, o limiar da divisão das cores é o valor zero. Assim, os sete mapas podem ser diretamente comparados a partir de uma legenda única.

Finalmente, os mapas dos resultados dos modelos geograficamente ponderados (Figuras 13 e 15) foram elaborados em base coroplética e não, dasimétrica. A explicação aqui reside apenas em duas limitações. Por conter mais de 70 mil polígonos, a inserção de cinco mapas por página tornou o arquivo muito pesado e lento no ArcGis. Além disso, o cálculo da autocorrelação espacial dos resíduos padronizados não pode ser computado quando há áreas sem valor, como no arquivo da base dasimétrica. Assim, elaborei estes mapas em base coroplética, com perda do refinamento da base dasimétrica. A técnica de representação foi a coroplética em cinco classes com divisão por quintis. Exceções são os mapas dos coeficientes da variável

explanatória e dos resíduos padronizados, que ao apresentarem valores negativos e positivos, foram aplicadas cores opostas, em seis classes.

2.7 Indicadores

A composição de uma população pode variar em função da idade e do sexo, sendo estas características mais próximas do indivíduo. Este efeito é neutralizado durante o cálculo dos riscos relativos que são padronizados por sexo e idade. Assim, o risco mais elevado de mortalidade infantil não é devido à maior presença de crianças em determinado lugar. O mesmo acontece com os idosos, o risco mais elevado não ocorre necessariamente em lugares onde se encontra maior proporção de idosos.

Como indicadores, além da renda foram definidos os seguintes: desigualdade de rendimento, desigualdade socioeconômica e social (indicadores compostos socioeconômico e social), segregação residencial (medida de entropia, tipologias de Poulsen, Johnston e Forrest e índices de polarização social – índices de concentração nos extremos). Os indicadores e seus cálculos são descritos a seguir.

2.7.1 Renda e desigualdade de rendimento

A informação de renda como indicador correspondeu ao rendimento bruto mensal em todos os trabalhos (V6525 da planilha Pessoas dos microdados), no mês de julho de 2010.

A desigualdade de renda tem sido associada com desigualdade nos riscos em saúde. Assim, para verificar o poder explicativo da desigualdade de renda,

utilizei o Índice de Gini calculado por área de ponderação²⁴ a partir dos questionários da amostra dos microdados do Censo de 2010. A variável utilizada foi a V6529 (rendimento domiciliar, domicílio particular, em julho de 2010) da planilha Pessoas. O Índice de Gini varia de 0 a 1. Um valor baixo corresponde a uma distribuição mais igualitária (0 corresponde à igualdade completa), enquanto 1 corresponde à desigualdade completa.

O coeficiente de Gini local foi calculado segundo a equação (1):

$$Gini\ local = 1 - \frac{2}{n-1} \left(n - \frac{\sum_{i=1}^n iy_i}{\sum_{i=1}^n y_i} \right) \dots\dots\dots(1)$$

Onde,

y_i são os dados de entrada (rendimento do domicílio i) organizados em ordem decrescente ($y_i \leq y_{i+1}$)

n é o número de valores não ausentes no conjunto de dados de entrada

2.7.2 Indicador Composto

Os indicadores compostos foram desenvolvidos com base no trabalho de Lalloué *et al.* (2013) que usaram análise de componentes principais para a criação de um indicador composto em três regiões metropolitanas francesas: Lille, Lyon e Marseille. O indicador socioeconômico (IndexSES) desenvolvido para São Paulo por BARROZO *et al.* (2017) tem como referência espacial as áreas de ponderação de 2010. Uma revisão bibliográfica direcionou a escolha das variáveis iniciais com base em seu significado para a finalidade de estudo de desigualdade em saúde. Nesta pesquisa, conceitos teóricos de privação foram

²⁴ Devido ao grande número de questionários para o município (mais de 533 mil) e a complexidade do cálculo, o Índice de Gini foi calculado por Wellington Araújo Nogueira, analista de dados (*Big Data Analytics*) do Hospital Israelita Albert Einstein.

usados para auxiliar na definição das variáveis (KRIEGER, WILLIAMS e MOSS, 1997; DUNCAN *et al.*, 2002). As variáveis escolhidas entre as disponíveis nos microdados do Censo compreenderam 44, de acordo com os seguintes grupos: renda, pobreza, riqueza, educação, privação material e social, aspectos culturais e mobilidade (Apêndice A).

A etapa seguinte compreendeu uma análise de agrupamento das variáveis usando ligação de Ward e distância de coeficiente de correlação absoluta, no programa SPSS (v.17) (Apêndice B). Devido à alta colinearidade entre as variáveis, as variáveis relacionadas à renda foram reduzidas por meio de análise de componentes principais. Em seguida, outra análise de componentes principais foi aplicada para as 40 variáveis que ficaram da primeira análise de agrupamento para a seleção das mais correlacionadas com o primeiro componente principal. Este explicou 55% da variabilidade total das variáveis estudadas. O índice socioeconômico foi finalmente definido após uma análise de componentes principais das variáveis selecionadas no passo anterior. O índice resultante compreende 27 variáveis cobrindo todos os tópicos definidos inicialmente e explica 75,6% da variância (as 27 variáveis do componente principal e seus coeficientes estão no Apêndice C). Os coeficientes mais importantes do primeiro componente principal foram: densidade de moradores por cômodo, porcentagem de pessoas sem instrução ou nível fundamental incompleto e porcentagem de pessoas cuja raça ou cor é preta, parda ou indígena.

Um segundo indicador composto foi desenvolvido para testar se ao se excluir as variáveis relacionadas à renda de forma explícita, o indicador social (IndexSoc) seria capaz de melhor explicar a variabilidade espacial das mortalidades estudadas. O desenvolvimento do indicador seguiu a mesma metodologia de análise de componentes principais para o IndexSES. A análise teve início com as 44 variáveis do Apêndice B. Destas 44, foram excluídas as

variáveis que mediam a renda diretamente: rendimento domiciliar em salários mínimos; rendimento domiciliar per capita; rendimento domiciliar per capita em salários mínimos; rendimento mensal domiciliar; rendimento em todos os trabalhos; porcentagem de pessoas que pagam aluguel de R\$1.000,00 ou mais; porcentagem de pessoas na linha da pobreza; porcentagem de pessoas na linha da pobreza e de raça ou cor preta, parda ou indígena; porcentagem de pessoas de 65 anos ou mais com rendimento mensal igual ou acima de R\$5.100,00 (10 salários mínimos em 2010); porcentagem de pessoas que em julho de 2010, tinha rendimento mensal habitual de programa social bolsa-família, programa de erradicação do trabalho infantil e de outros programas sociais ou de transferências. Assim, a partir das 34 variáveis, uma análise de componentes principal selecionou as variáveis mais correlacionadas com a primeira componente (25 variáveis). A análise seguinte resultou no índice social, cujo primeiro componente explica 68,5% da variabilidade das variáveis selecionadas (Apêndice D). Os coeficientes mais importantes do primeiro componente principal foram: média de densidade de moradores, porcentagem de pessoas de raça ou cor preta, parda ou indígena, porcentagem de pessoas cujo nível de instrução é o sem instrução e fundamental incompleto.

2.7.3 Índices de desigualdade e segregação residencial

Segregação residencial é um conceito amplo que se refere à habitação separada de diferentes grupos populacionais em diferentes partes de uma cidade (GRZEGORCZYK e JACZEWSKA, 2015, tradução nossa). A segregação social na literatura científica, em geral, trata da distribuição de grupos raciais ou de pobres/excluídos ou imigrantes. De acordo com Grzegorzcyk e Jaczewska (2015), esta imagem é incompleta, pois outras características demográficas deveriam ser consideradas, tais como estrutura do domicílio, educação, renda e categorias profissionais e sociais. Uma população pode ser segregada de

diversas formas, segundo Massey e Denton (1988), em cinco dimensões: 1- *desigualdade* se refere à distribuição desigual da população nas unidades geográficas; 2- *exposição* se refere à probabilidade de contato com representantes de outros grupos (índice de interação) ou do próprio grupo (índice de isolamento); 3- *concentração* se refere ao espaço físico relativo habitado por um grupo de pessoas; 4- *centralização* se refere a uma específica variação de concentração (define o nível de habitação próximo ao centro da cidade); 5- *agrupamento* se refere à proximidade de unidades geográficas habitadas por um dado grupo populacional.

De acordo com o Censo de 2010, a população do município de São Paulo se autodeclara por raça/cor segundo a seguinte composição: 60,6% branca, 30,5% parda, 6,5% preta, 2,2% amarela e 0,1% indígena. Se considerarmos os grupos de raça preta, parda e indígena (PPI), o percentual atinge 37,2. Embora haja uma maioria autodeclarada branca, os outros grupos representam quase 40% da população. Os grupos minoritários, abaixo de 10% da população, portanto, são os autodeclarados de cor ou raça preta (6,5%), amarela (2,2%) e indígena (0,1%), que totalizam 8,8%. Quanto à educação, 45,4% da população não tem ensino fundamental completo, 23,5% tem ensino médio, 15,9% tem ensino fundamental completo e 15,2% tem ensino superior completo. Em outras palavras, 61,3% da população têm nível fundamental incompleto ou completo e 38,7% têm escolaridade a partir do nível médio.

Outra forma de se medir a desigualdade refere-se aos indicadores de concentração nos extremos, desenvolvido por Massey (1996, 2012), que medem a concentração geográfica simultânea de dois grupos. O Índice de Concentração nos Extremos (ICE) tem sido aplicado mais recentemente em estudos de saúde para avaliar os riscos diferenciados de grupos em relação a alguns desfechos e riscos tais como hipertensão, exposição à poluição do ar, prematuridade e

mortalidade infantil (FELDMAN *et al.*, 2015; HUYNH *et al.*, 2017; KRIEGER *et al.*, 2014, 2015; KRIEGER *et al.*, 2017).

Complementar às medidas de segregação, calculei a tipologia de Poulsen, Johnson e Forrest (2001, 2002) que agrega as populações em seis grupos, de acordo com sua composição étnica, educação e as duas condições simultaneamente. A metodologia para os cálculos dos indicadores são descritas a seguir.

2.7.3.1 Dimensões da segregação racial e de educação

Embora a segregação de cor/raça não aconteça de forma independente de suas características associadas como renda, escolaridade e cultura, o estudo da segregação racial e de educação pode contribuir para a compreensão da configuração do lugar em seus múltiplos aspectos.

Devido à natureza espacial do presente estudo, foram estudados os indicadores de desigualdade e segregação que podem ser mapeados, em especial a entropia. Para avaliar as desigualdades entre grupos de forma global, os Índices de Gini para todos os grupos foram calculados. O Índice de Gini global pode ser derivado da curva de Lorenz e varia de 0 a 1, com o valor 1 indicando a segregação máxima. Este índice foi calculado para cada grupo de raça ou cor combinado com cada nível de instrução. É uma medida global única para o município.

O Índice de Gini global foi calculado segundo a equação, aplicando-se o programa *Geo-Segregation Analyzer – a multiplatform application* (v.1.2), desenvolvido por Apparicio *et al.* (2014).

$$Gini\ global = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n t_i t_j |(p_i - p_j)|}{2T^2 P(1-P)} \dots\dots\dots(2)$$

Onde,

t_i = a população total da área i ,

t_j = a população total da área j ,

p_i = proporção da população da área i que é minoria;

p_j = proporção da população da área j que é minoria;

P = proporção da população do município de São Paulo que é minoria.

T = a soma de todas as áreas t_i (a população total).

O índice de entropia ou diversidade é útil para identificar unidades espaciais que são completamente homogêneas (habitadas por apenas um grupo populacional, entropia=0) ou maximamente diversificadas (todos os grupos populacionais são iguais em tamanho, entropia=1) (APPARICIO *et al.*, 2014). A entropia é uma medida de desigualdade que mede o desvio-médio (ponderado) de cada unidade de área a partir da “entropia” do município como um todo. Para o cálculo da entropia foram considerados os cinco grupos de acordo com a cor ou raça definida pelo IBGE: branca, preta, parda, amarela e indígena, considerando-se os valores absolutos de cada grupo em cada unidade espacial.

A entropia é calculada como:

$$Entropia = \sum_{i=1}^n \left[\frac{t_i(E - E_i)}{ET} \right] \dots\dots\dots(3)$$

Onde,

E_i e E são descritas a seguir:

$$E_i = p_i \ln\left(\frac{1}{p_i}\right) + (1 - p_i) \ln\left(\frac{1}{1 - p_i}\right) \dots\dots\dots(4)$$

$$E = P \ln \left(\frac{1}{P} \right) + (1 - P) \ln \left(\frac{1}{1-P} \right) \dots \dots \dots (5)$$

O índice de entropia foi calculado aplicando-se o programa *Geo-Segregation Analyzer – a multiplatform application* (v.1.2), desenvolvido por Apparicio *et al.* (2014).

2.7.3.2 Índices de polarização social

Como uma medida de polarização sócio-espacial, o Índice de Concentração nos Extremos (ICE) quantifica os extremos dos grupos privilegiados e com privação em uma métrica única e avalia a extensão da concentração da população em um ou outro grupo.

$$ICE_i = \frac{(A_i - P_i)}{T_i} \dots \dots \dots (6)$$

A_i : número de pessoas categorizadas como pertencendo ao extremo mais privilegiado;

P_i : número de pessoas categorizadas como pertencentes ao grupo menos privilegiado;

T_i : total da população na área estudada.

Assim, o ICE varia de -1 a +1. Quanto mais próximo de -1 ou de +1, maior a polarização no extremo inferior ou superior. O valor 0 representa, portanto, duas possibilidades: ou nenhum dos residentes está na melhor ou pior categoria ou um número igual de pessoas está na melhor ou pior categorias, em ambos os casos, indica que a área não é dominada por concentrações nos extremos de nenhum dos dois grupos (FELDMAN *et al.*, 2015). Huynh *et al.* (2017) destacam a vantagem do ICE em relação ao comumente utilizado índice de Gini para desigualdade econômica. O ICE indica direção e permite distinguir

entre uma área com extrema concentração de baixa renda *versus* extrema concentração de alta renda (às quais seriam atribuídos os mesmos valores de índice de Gini). Outra vantagem é que este índice pode ser aplicado em múltiplas escalas geográficas e níveis e permite a comparação intraurbana e entre cidades. Portanto, pode-se compreender que o Índice de Gini mede desigualdade enquanto o ICE mede polarização ou segregação.

Foram calculadas sete diferentes medidas de ICE: (1) ICE para renda, para o qual foram estabelecidos os percentis 20 e 80 do rendimento (variável V6529 – rendimento domiciliar em julho de 2010, da planilha Pessoa dos microdados do Censo de 2010), cujos valores são de R\$1.000,00²⁵ e R\$5.400,00, respectivamente²⁶; (2) ICE para raça, estabelecendo como extremos o número de pessoas autodeclaradas da cor/raça branca e o número de pessoas autodeclaradas da cor/raça preta; (3) ICE para raça, estabelecendo como extremos o número de pessoas autodeclaradas da cor/raça branca e o número de pessoas autodeclaradas da cor/raça preta, parda ou indígena; (4) ICE para educação, estabelecendo como extremos o número de pessoas acima de 25 anos com nível de educação superior e o número de pessoas acima de 25 anos com nível de educação fundamental ou fundamental incompleto (variável V6400 da planilha Pessoa dos microdados do Censo de 2010); (5) ICE para renda e cor/raça, estabelecendo como extremos o número de pessoas autodeclaradas da cor/raça branca cujo rendimento era igual ou superior a R\$5.400,00 e o número de pessoas autodeclaradas da cor/raça preta cujo rendimento era igual ou inferior a R\$1.000,00; (6) ICE para renda e cor/raça, estabelecendo como extremos o número de pessoas autodeclaradas da cor/raça branca cujo rendimento era igual ou superior a R\$5.400,00 e o número de pessoas autodeclaradas da cor/raça

²⁵ Como referência, em 2010, o salário mínimo era de R\$510,00.

²⁶ na equação, o numerador é composto pela subtração entre o número de pessoas cujo rendimento domiciliar era igual ou superior a R\$5.400,00 e o número de pessoas cujo rendimento era igual ou inferior a R\$1.000,00, dividido pelo total de pessoas que responderam ao questionário em cada área.

branca cujo rendimento era igual ou inferior a R\$1.000,00; (7) ICE para renda e cor/raça, estabelecendo como extremos o número de pessoas autodeclaradas da cor/raça branca cujo rendimento era igual ou superior a R\$5.400,00 e o número de pessoas autodeclaradas da cor/raça preta, parda ou indígena cujo rendimento era igual ou inferior a R\$1.000,00.

Os índices de concentração nos extremos foram calculados no programa SPSS v.20.

2.7.3.3 As tipologias da população do Município de São Paulo: Índice de tipologia de Poulsen, Johnston & Forrest (2001, 2002)

Os dados necessários para a criação dos tipos consistem nas populações totais por unidade geográfica e os totais de cada grupo étnico. Assim, é possível estabelecer seis tipos:

Tipo 1: comunidade dominante isolada: a porcentagem de minorias étnicas é < 20%.

Tipo 2: comunidade dominante não-isolada: a porcentagem de minorias étnicas vai de 20 a 50%.

Tipo 3: Assimilação associada – enclave de pluralismo: a porcentagem de minorias étnicas vai de 50 a 70%.

Tipo 4: Enclave de minoria mista: a porcentagem de minorias étnicas é > 70% mas nenhum grupo domina.

Tipo 5: Enclave polarizado: a porcentagem de minorias étnicas é $> 70\%$ com o domínio de um grupo das minorias ($> 66\%$ do total das grupos de minorias).

Tipo 6: Enclave polarizado ao extremo (gueto): enclave polarizado, mas 30% ou mais de todos os membros do grupo da minoria dominante vive nesta área.

Para o município de São Paulo foram calculadas três tipologias: (1) com base na cor ou raça, (2) com base na educação, (3) com base na cor ou raça e educação combinadas. Considerei o grupo dominante como a cor ou raça branca por corresponder à maioria da população do município. A educação superior também foi considerada como dominante devido a estar associada aos salários mais elevados e posições mais altas na hierarquia social.

Os mapas de tipologia de acordo com Poulsen, Johnston & Forrest (2001, 2002) foram calculados aplicando-se o programa *Geo-Segregation Analyzer – a multiplatform application* (v.1.2), desenvolvido por Apparicio *et al.* (2014).

2.8 Análise estatística

2.8.1 Modelos de regressão linear simples não-espaciais (Mínimos Quadrados Ordinários)

A utilização de modelos de regressão é a forma mais eficiente de se identificar os relacionamentos entre um fenômeno que se estuda e as explicações para a ocorrência deste fenômeno. Em outras palavras, se quero saber se a renda, um indicador composto que expressa as condições socioeconômicas da população e/ou indicadores de desigualdade ou segregação social têm relação com a distribuição espacial dos riscos relativos das diferentes mortalidades, a regressão linear consegue medir a relação entre a variável dependente (mortalidade) e a explanatória (renda ou indicadores). Berry e Sanders (2000,

tradução nossa, p.6-7) explicam que em ciências sociais não se pode delinear estudos experimentais com grupos de pessoas para estudar as relações entre variáveis. A alternativa é a utilização de análise de regressão como uma técnica não-experimental que permite verificar tais relações em conjuntos de dados. Diferente de um experimento, não há controle sobre todas as variáveis que podem afetar a relação e, por isso, são necessárias *teorias* que expliquem *porque* a relação faz sentido.

O primeiro passo para a geração dos modelos foi a análise exploratória dos dados por meio de histogramas e *Box-plots*. As variáveis dependentes, mortalidades, foram examinadas para verificar se tinham distribuição normal²⁷. Quando esta condição não era constatada, transformações foram aplicadas.

Os indicadores (renda, desigualdade de rendimento, indicador composto e indicadores de segregação), variáveis independentes, foram explorados para identificação da força da relação entre elas. Embora a ideia não seja a de um modelo de regressão linear múltipla, conhecer a relação entre a renda e os indicadores pode contribuir para verificar o quanto a variável renda explica os indicadores e se ela poderia ser usada sozinha para explicar a variabilidade espacial das diferentes mortalidades.

Figueiredo Filho *et al.* (2011, p.49) apresentam a notação do modelo de regressão linear simples:

$$Y = \alpha + \beta_1 X_1 + \varepsilon \dots \dots \dots (7)$$

Onde,

²⁷ Distribuição que apresenta simetria em torno da média, valores idênticos (ou muito próximos) das medidas de tendência central (média, mediana, moda) e a curva com formato semelhante ao de um sino (TABACHNICK e FIDELL, 2007 apud FIGUEIREDO FILHO *et al.*, 2011).

Y representa a variável dependente, ou seja, aquilo que queremos explicar/entender/predizer;

X_i representa a variável independente, aquilo que o pesquisador acredita que pode ajudar a explicar/entender/predizer a variação de Y ;

O intercepto α , também chamado de constante, representa o valor de Y quando X_i assume valor zero.

O coeficiente de regressão β representa a mudança observada em Y associada ao aumento de uma unidade em X_i .

O termo estocástico ε representa o erro em prever Y a partir de X_i . Em particular, ε é a diferença entre os valores observados e os valores preditos de Y , ou seja, os resíduos do modelo.

O modelo de Mínimos Quadrados Ordinários (*Ordinary Least Squares*, OLS, em inglês) minimiza o erro em prever os valores de Y a partir dos valores de X . Figueiredo Filho *et al.* (2011) destacam os pressupostos do OLS, segundo Lewis-Beck (1980)²⁸ e Kennedy (2009)²⁹: (1) a relação entre a variável dependente e as variáveis independentes deve ser linear, (2) as variáveis não apresentam erros sistemáticos de medidas, (3) é esperado que o termo de erro tenha média zero, (4) o termo de erro deve apresentar homoscedasticidade, ou seja, sua variância deve ser constante para os diferentes valores da variável independente, (5) termos de erros com ausência de autocorrelação (independência), (6) a variável independente não deve ser correlacionada com o termo de erro, (7) nenhuma variável relevante foi deixada de fora e nenhuma variável irrelevante foi introduzida, considerando-se os referenciais teóricos, (8) as variáveis dependentes não apresentam grande correlação entre si (multicolinearidade), (9) assume-se que o termo de erro tem distribuição normal

²⁸ LEWIS-BECK, M. **Applied Regression**: an introduction. Series Quantitative Applications in the Social Sciences. SAGE University Paper. 1980.

²⁹ KENNEDY, P. **A Guide to Econometrics**. Boston: MIT Press. 2009.

e (10) há uma adequada proporção entre o número de casos e o número de parâmetros estimados.

Este estudo considerou dois desfechos diferentes: mortalidade por doenças do aparelho circulatório e mortalidade infantil. Estas são as variáveis dependentes (Y) que foram modeladas considerando-se as seguintes variáveis explanatórias (ou variáveis independentes, X): renda, desigualdade de renda (Índice de Gini), indicadores compostos (indicador socioeconômico e indicador social) e indicadores de segregação social (tipologias de Poulsen, Johnston e Forrest, ICE para renda, ICE para cor ou raça, ICE para educação e ICE para renda e cor ou raça combinadas e índice de Entropia).

Inicialmente foi verificado se as variáveis dependentes e independentes não violavam os pressupostos 1, 2 e 10. O pressuposto 1 foi verificado por meio da elaboração de gráficos de dispersão entre cada mortalidade e cada variável independente. Nos casos em que a relação se mostrou não-linear, foram aplicadas transformações na variável independente (necessário apenas para a mortalidade por doenças circulatórias). Como os dados estudados são secundários, a questão do pressuposto 2, que diz respeito ao erro sistemático de mensuração, assumi não haver problemas de coleta em dados do Censo Demográfico. Quanto ao pressuposto 10, Tabachnick e Fidell³⁰ (2007 apud FIGUEIREDO FILHO *et al.*, 2011, p. 62) sugerem utilizar $n \geq 50 + 80X$ (em que X representa o número de variáveis independentes incluídas na análise). Como cada regressão inclui apenas uma variável independente, o n mínimo seria de 130. O conjunto de dados estudado inclui 310 áreas de ponderação, satisfazendo a exigência do pressuposto 10. Os pressupostos 7 e 8 não se aplicam, já que os modelos gerados são do tipo linear simples (apenas uma variável independente).

³⁰ TABACHNICK, B.; FIDELL, L. **Using multivariate analysis**. Needham Heights: Allyn e Bacon, 2007.

Os modelos foram rodados no programa GeoDaTM (1.12.01, outubro de 2017), seguindo as etapas sugeridas por Anselin (2005). Uma matriz de pesos foi criada adotando-se contiguidade do tipo *Queen* para primeira ordem. Esta matriz corresponde aos pesos associados a cada vizinho, considerando-se todos os vizinhos de primeira ordem, incluindo também os que se tocam apenas pelo vértice.

Os modelos de regressão clássicos (não-espaciais) foram submetidos a testes estatísticos de diagnóstico para multicolinearidade, normalidade e heteroscedasticidade. As medidas usadas nestes testes são: número de condição de multicolinearidade, teste para não-normalidade (Jarque-Bera) e três testes diagnósticos para heteroscedasticidade (Breusch-Pagan, Koenker-Bassett e White). O número de condição de colinearidade não é um teste *per se*, mas um diagnóstico para sugerir se há problemas com a estabilidade dos resultados da regressão devido à multicolinearidade. Um número acima de 30 para este diagnóstico é indicativo de problemas (ANSELIN, 2004, tradução nossa, p.194). Os demais testes não devem ser significativos ($p < 0,05$).

Para avaliar a dependência espacial dos resíduos (pressuposto 5), o programa apresenta seis testes estatísticos. O primeiro teste corresponde ao coeficiente *I* de Moran. Quando este coeficiente é significativo, há problemas de autocorrelação espacial dos resíduos e um modelo espacial apropriado deve ser utilizado. Para modelos que incorporem o componente espacial (modelos espaciais do tipo *error* ou do tipo *lag*) o diagnóstico apresenta cinco testes estatísticos. Entre os dois modelos (*error* ou *lag*), o mais significativo no teste robusto deve ser usado como modelo espacial.

2.8.2 Modelos de regressão espacial

Ignorar a dependência espacial entre os dados pode comprometer nossa habilidade de gerar inferências significativas sobre os processos que estudamos (WARD e GLEDITSCH, 2008, tradução nossa).

Embora existam diversos modelos espaciais, quando o modelo OLS apresentou resíduos dependentes espacialmente, uma opção entre dois modelos espaciais globais foi escolhida para cada caso, de acordo com os testes resultantes, como explicado no item anterior.

O modelo de defasagem espacial (*spatial lag model*) é apropriado quando o valor de uma localidade é diretamente afetado pelo valor de seus vizinhos. O modelo *spatial lag* permite obter a inferência apropriada nos coeficientes das outras covariáveis no modelo. Este modelo assume a seguinte forma (MATTHEWS, 2006):

$$y_i = \rho W_y + X\beta + \varepsilon \dots \dots \dots (8)$$

Onde,

W_y é um vetor Nx1 de defasagens espaciais para a variável dependente,

ρ é o coeficiente autorregressivo,

$X\beta$ é uma matriz NxK de observações nas variáveis explanatórias exógenas multiplicado por um vetor Kx1 de coeficientes de regressão β para cada X,

ε é um vetor Nx1 de termos de erros aleatórios normalmente distribuídos.

O modelo *spatial error* captura a influência de variáveis independentes não medidas. Leva a forma descrita por duas equações (MATTHEWS, 2006):

$$y_i = X\beta + \varepsilon_i \dots \dots \dots (9)$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \dots \dots \dots (10)$$

Onde y é um vetor $N \times 1$ de observações na variável dependente,
 X é uma matriz $N \times K$ de observações nas variáveis explanatórias;
 β é um vetor $K \times 1$ dos coeficientes de regressão,
 ε é um vetor $N \times 1$ de termos de erros espacialmente autocorrelacionado,
 $W\varepsilon$ é defasagem espacial para os erros,
 λ é o coeficiente autorregressivo,
 u é outro termo de erro.

2.8.3 Modelos de Regressão Geograficamente Ponderados

Reconhecer que as relações espaciais, observadas a partir de um conjunto de dados, em geral não são independentes, conduz à busca de análises mais sofisticadas, já que os modelos OLS têm algumas de suas premissas violadas. Como apontado no item anterior, os modelos de regressão espacial tentam explicar as relações por meio de uma “média” global para o comportamento estudado, sem considerar a variação local (FOTHERINGHAM, BRUNSDOM e CHARLTON, 2002, tradução nossa, p. 25). Os modelos espaciais locais não têm suas raízes completamente na escola positivista de pensamento onde a busca por modelos globais e “leis” é importante. A ideia de variação espacial intrínseca dos processos humanos é consistente com as convicções pós-modernistas da importância do lugar e da localidade como estrutura para a compreensão de tais fenômenos (THRIFT, 1983). Este tipo de modelagem é, portanto, o mais adequado para o presente estudo já que busco verificar o papel do lugar nas iniquidades em saúde no Município de São Paulo. O percurso, no entanto, tem que passar pela regressão de OLS e a análise de dependência espacial dos resíduos. Se a dependência espacial ocorrer, a etapa seguinte é verificar se um

modelo de regressão espacial global consegue explicar satisfatoriamente as relações estudadas. Neste caso, os resíduos dos modelos não deverão apresentar dependência espacial e outras premissas de normalidade e heteroscedasticidade devem ser respeitadas. Quando estas condições não ocorrem, modelos espaciais locais, tais como os modelos de regressão geograficamente ponderados podem melhorar a compreensão das relações, em alguns casos, dramaticamente. O modelo pode ser compreendido pela equação a seguir:

$$y_i = \beta_o(u_i, v_i) + \sum k \beta_k(u_i, v_i) x_{jk} + \varepsilon_i \dots \dots \dots (11)$$

Onde, y_i é o risco relativo de mortalidade para cada área de ponderação i , β_o representa o intercepto, u_i, v_i denotam as coordenadas de x e y de cada centroide i , β_k é a estimativa do parâmetro para a variável k (variável estudada, por exemplo, a renda), x_{jk} é o valor da variável k^{th} para i (aplicável quando há mais de uma variável estudada ao mesmo tempo, por exemplo, renda e entropia) e ε_i é o erro do termo.

Neste modelo, as estimativas dos parâmetros são feitas usando uma abordagem na qual a contribuição de uma amostra para a análise é ponderada com base na sua proximidade espacial para a localização específica sob consideração. Portanto, a ponderação de uma observação não é constante, mas varia nas diferentes localidades. O modelo geograficamente ponderado corrige para a heterogeneidade e dependência espacial dos dados ao estimar parâmetros locais mais robustos que capturam a distinção do lugar e as variações espaciais entre a variável dependente e as independentes. É uma abordagem que inclui explicitamente o espaço. O modelo calcula uma equação de regressão separada para cada observação.

Os modelos de regressão geograficamente ponderados foram calculados no ArcGIS 10.1, aplicando-se a análise Kernel do tipo “adaptive” e o método de largura de banda AIC (acrônimo de *Akaike Information Criterion*), a partir do qual o programa encontra o número ótimo de vizinhos. Foram rodados 28 modelos considerando-se os riscos padronizados das mortalidades por doenças do aparelho circulatório e da mortalidade infantil como variáveis dependentes e cada um dos 14 indicadores como variáveis independentes. Os resultados foram mapeados usando a representação coroplética do risco observado, risco predito, coeficiente da variável independente, R^2 local e resíduos padronizados para cada modelo. O coeficiente I de Moran foi calculado para todos os mapas de resíduos padronizados para avaliação da dependência espacial. Os melhores modelos foram considerados com base nos critérios de menor AIC³¹ e dependência espacial dos resíduos padronizados não significativa.

2.9 Vantagens e limitações metodológicas

Um aspecto positivo importante deste estudo é a área de estudo devido à sua grande e diversa população. Com 12 milhões de habitantes, a análise do município de São Paulo leva a estimativas robustas do ponto de vista estatístico. Também a variedade geográfica na distribuição da renda, educação e da cor ou raça em São Paulo permite grande variância nas medidas da renda, do indicador composto, dos Índices de Concentração nos Extremos e no Índice de Entropia. Este mesmo aspecto é verificado em grandes cidades globais como Nova Iorque, Paris, Londres e Berlim como destacado por Huynh *et al.* (2017). Os resultados aqui encontrados podem ser usados para comparações com indicadores encontrados em outras cidades importantes do mundo como os trabalhos realizados por Grzegorzcyk e Jaczewska (2015) e Huynh *et al.* (2017).

³¹ AIC = $-2L+2K$, onde L é a log-verossimilhança e K é o número de parâmetros no modelo (ANSELIN, 2004).

Outro ponto positivo é a utilização das áreas de ponderação como unidade geográfica. Além de manter a variação necessária dos indicadores, melhor do que os distritos administrativos, a área de ponderação proporciona estabilidade para as taxas, não observada nos setores censitários. Também a adoção de indicadores e análises de regressão linear simples evita o problema de colinearidade entre variáveis e permite a replicação do estudo em outras cidades.

A inovação deste estudo, além da área de estudo corresponder a uma megacidade em um país de renda média alta, diz respeito à incorporação de análise estatística espacial, não efetuada para os Índices de Concentração nos Extremos nos estudos já realizados. Análises estatísticas sofisticadas robustas pretendem evitar relações espúrias ou inválidas.

Para o tipo de abordagem adotado algumas limitações são inerentes, como a já mencionada falácia ecológica (item 1.3). Além desta, por se tratar de um estudo ecológico transversal, o delineamento não permite e não pretende estabelecer inferências causais, como alertado por Diez-Roux (2001). Assim, as relações encontradas não expressam causa e efeito. Não se pretende estudar aqui os mecanismos biológicos pelos quais as desigualdades em saúde ocorrem. Por outro lado, algumas questões só podem ser respondidas por este tipo de abordagem. A metodologia aqui adotada permite verificar como o papel do lugar varia pela extensão do município, o que não pode ser estudado por outros tipos de modelos (regressões globais, espaciais ou não, e modelos multiníveis).

Outra conhecida e compreendida limitação diz respeito aos dados de localização espacial e do tempo de permanência das pessoas que foram a óbito. A base de dados do DATASUS fornece o endereço de residência dos moradores do município de São Paulo. Como os tipos de mortalidades escolhidos são mortes que ocorrem repentinamente, em sua maioria, o endereço de residência

claramente não está associado às imediações dos melhores hospitais do município como ocorre com óbitos por câncer, por exemplo. Quanto ao tempo de residência no último endereço e ao tempo de permanência diário e endereço do local de trabalho, assim como na grande maioria de estudos ecológicos, não são possíveis de serem determinados. Mas dado ao número de residentes no município ser acima de 12 milhões, estatisticamente o erro é assumido como tendo distribuição aleatória. Alguns estudos têm mostrado que as pessoas, em geral, se mudam de uma vizinhança para outra de mesmo padrão socioeconômico (PALLOTTO, COLLINS e DAVID, 2000; SOUTH e CROWDER, 1997). O tempo diário gasto na residência é assumido como sendo o de maior importância para exposição aos diferentes tipos de risco.

3. PARA ALÉM DA RENDA. RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1 Distribuição espacial dos riscos relativos de mortalidades por doenças do aparelho circulatório e mortalidade infantil no Município de São Paulo

De 2006 a 2009 foram a óbito 85.100 pessoas por doenças do aparelho circulatório no Município, cuja taxa anual média corresponde a 189,2/100 mil habitantes (resultados da análise de varredura espacial no Apêndice E). Das 310 áreas de ponderação, 154 encontravam-se em risco alto, 79 em risco baixo e as demais 72 não diferiram estatisticamente da média. Espacialmente, o padrão evidencia o quadrante sul-sudoeste com os valores mais baixos de risco relativo (Figura 2a). O centro e periferia ao sul, norte e leste configuram agrupamentos altos significativos devido ao excesso de óbitos observados em relação ao esperado (Figura 2b). Segundo estimativas da OMS para o período 2010-2015, a taxa de mortalidade para o Brasil era de 349,6/100 mil habitantes. A média mundial era de 90,5, com extremos que iam de 0,2 (Antígua e Barbuda, no Caribe) a 3.651,7/100 mil (China) (WORLD HEALTH ORGANIZATION, 2017). Com uma taxa média que corresponde ao dobro da média mundial e iniquidades espaciais evidenciadas pela Figura 2b, o Município de São Paulo tem um grande desafio para reduzir sua taxa global e a diferença intraurbana nesta causa de mortalidade.

Em relação aos óbitos entre menores de um ano de idade, a taxa média anual foi de 14,14 por mil nascidos vivos (resultados da análise de varredura espacial no Apêndice F). Em termos absolutos, 8.074 crianças foram a óbito. Em termos de distribuição espacial das taxas nas áreas de ponderação, 229 apresentaram taxa estatisticamente não diferente da média do Município, 49 apresentaram baixo risco e 33, risco alto (Figura 3a e 3b). A distribuição

espacial revela locais de alto risco em expressiva área central e nos extremos norte, sul e leste do Município (Figura 3b). Como referência, neste período a taxa de mortalidade do Brasil era de 20,89 por mil nascidos vivos e no mundo todo, 49,4 (variando de 2,16 em Singapura a 116,97, em Serra Leoa) (UNITED NATIONS, 2015).

Outro estudo em São Paulo já havia mostrado a tendência espacial das taxas para as principais causas de mortalidade para o ano de 1999 para a unidade espacial dos distritos e subdistritos de paz ou distritos administrativos (DRUMOND Jr., 2002). A taxa média de mortalidade infantil do Município era de 16,3 por mil nascidos vivos variando de 5 por mil na melhor condição socioeconômica a 28,6, na pior.

Os padrões espaciais das mortalidades por doenças cardiovasculares têm sido estudados por meio de mapas há muito tempo em várias escalas que vão desde a Europa (SANS, KESTELOOT e KROMHOUT, 1997) até estudos intraurbanos (MOENS, 1984). Diversos estudos exploratórios sobre os padrões espaciais das doenças cardiovasculares têm contribuído para a compreensão do efeito da vizinhança nas taxas.

A relação entre doenças cardiovasculares e condições socioeconômicas é muito clara no nível do indivíduo. Quanto melhores as condições, menor o risco de morte por doenças cardiovasculares. Considerando-se o conjunto de todos os países, no entanto, a relação entre as taxas padronizadas de mortalidade por doenças cardiovasculares e o rendimento per capita da nação, esta relação só é significativa para o grupo de países classificados pelo Banco Mundial como de renda média alta, como o Brasil. A correlação inversa de $r=-0,33$ ($p<0,02$) encontrada por Roth *et al.* (2015) para as mortes mundiais ocorridas entre 1990 e 2013 não implica em uma relação causal, mas mostra que apenas o

crescimento do Produto Interno Bruto per capita não será capaz de lidar com a carga da doença. Assim, identificar e gerar evidências robustas sobre os determinantes sociais que atuam localmente podem auxiliar na implementação de intervenções que contribuam para a ruptura dos mecanismos biológicos causadores da situação de doença.

No Brasil, a busca de artigos indexados usando as palavras “*spatial analysis cardiovascular diseases brazil*” na base PUBMED³² retornou apenas dois estudos sobre mortalidade por doenças cardiovasculares realizados nos estados do Mato Grosso (RODRIGUES *et al.*, 2015) e um para a mortalidade entre os idosos (acima de 60 anos) para todo o Brasil, considerando a unidade geográfica do estado (PIUVEZAM *et al.*, 2015). Na busca realizada na base SciELO³³, foram encontrados outros quatro estudos: um sobre internações no Vale do Paraíba, São Paulo (SOARES e NASCIMENTO, 2010), sobre a mortalidade entre idosos no Rio de Janeiro (PÉRISSÉ, MEDRONHO e ESCOSTEGUY, 2010); um realizado para o estado do Paraná (MULLER *et al.*, 2012) e um conduzido em Cuiabá e Várzea Grande investigando a mortalidade por doenças cardiovasculares e possíveis relações com o tráfego veicular (RODRIGUES *et al.*, 2017). Outro estudo, não encontrado nestas duas bases de busca por terem pesquisado a mortalidade apenas por acidente vascular cerebral foi o desenvolvido por Kaup *et al.* (2015) que calcularam as taxas de 2004 a 2010 por Distrito Administrativo do Município de São Paulo e compararam visualmente com o Índice de Desenvolvimento Humano encontrando o que chamaram de possível “cinturão intraurbano do acidente cerebral vascular”. Também a tese de Ikefuti (2016), ainda não publicada, estudou o acidente

³² Detalhes da busca: ("spatial analysis"[MeSH Terms] OR ("spatial"[All Fields] AND "analysis"[All Fields]) OR "spatial analysis"[All Fields]) AND ("cardiovascular diseases"[MeSH Terms] OR ("cardiovascular"[All Fields] AND "diseases"[All Fields]) OR "cardiovascular diseases"[All Fields]) AND ("brazil"[MeSH Terms] OR "brazil"[All Fields]), em 29 de dezembro de 2017.

³³ Detalhes da busca: “análise espacial AND doenças cardiovasculares AND Brasil”, em 29 de dezembro de 2017.

vascular cerebral em São Paulo na escala das áreas de ponderação encontrando relação estatística significativa entre a renda per capita, porcentagem de área verde e porcentagem de população de cor ou raça preta em regressão múltipla geograficamente ponderada com o risco relativo de mortalidade.

Em relação às mortalidades por doenças do aparelho circulatório como um todo, além da pesquisa realizada por Drumond Jr. (2002) no Município de São Paulo, cujo objetivo principal não era a análise da distribuição espacial, poucas foram as contribuições a partir das análises espaciais, apesar do grande potencial que estas representam.

Quanto à aplicação de análise espacial em estudos de mortalidade infantil no Brasil, foram encontrados 48 artigos indexados na base PUBMED³⁴. As causas de mortalidade infantil abrangeram um espectro amplo, incluindo: tuberculose, helmintíase, leishmaniose visceral, neurocisticercose, hanseníase, homicídios, diarreia e mal formação congênita. As escalas de análise variaram de estado, região a município. Na busca realizada na base SciELO³⁵ foram encontrados apenas cinco artigos: um no Município do Rio de Janeiro (d'ORSI e CARVALHO, 1998), um em Porto Alegre (SHIMAKURA *et al.*, 2001), identificação de áreas de risco no Município de Goiânia (NETO *et al.*, 2001), sobre o padrão espacial em Belo Horizonte (MALTA *et al.*, 2001) e sobre as relações com condições de vida em Salvador (COSTA *et al.*, 2001).

Entre os estudos sobre mortalidade infantil no Brasil, destaca-se o de Szwarcwald, Andrade e Bastos (2002) que avaliaram o efeito da concentração residencial da pobreza no município do Rio de Janeiro. Os autores concluíram

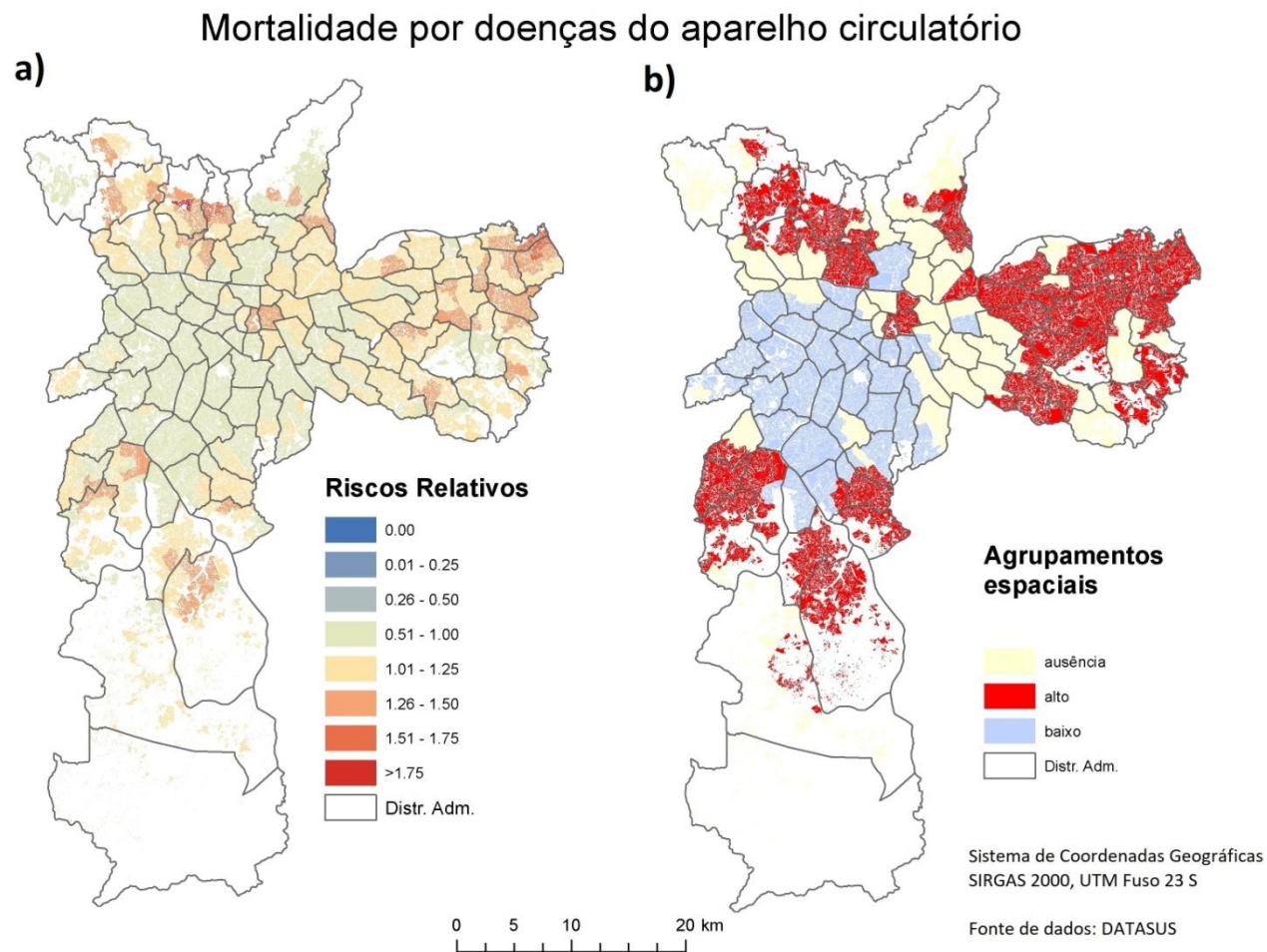
³⁴ Detalhes da busca: ("spatial analysis"[MeSH Terms] OR ("spatial"[All Fields] AND "analysis"[All Fields]) OR "spatial analysis"[All Fields]) AND ("infant mortality"[MeSH Terms] OR ("infant"[All Fields] AND "mortality"[All Fields]) OR "infant mortality"[All Fields]) AND ("brazil"[MeSH Terms] OR "brazil"[All Fields]), em 29 de dezembro de 2017.

³⁵ Detalhes da busca: "análise espacial AND mortalidade infantil AND Brasil", em 1º de janeiro de 2018.

que propriedades do ambiente residencial contextualmente influenciavam a saúde. No entanto, a abordagem adotada calcula a relação por meio do coeficiente de Pearson de forma global sem considerar a heterogeneidade espacial nas correlações e o espaço não é incluído de forma explícita (por meio das coordenadas geográficas das unidades, o que permitiria verificar, entre outros, as relações de vizinhança).

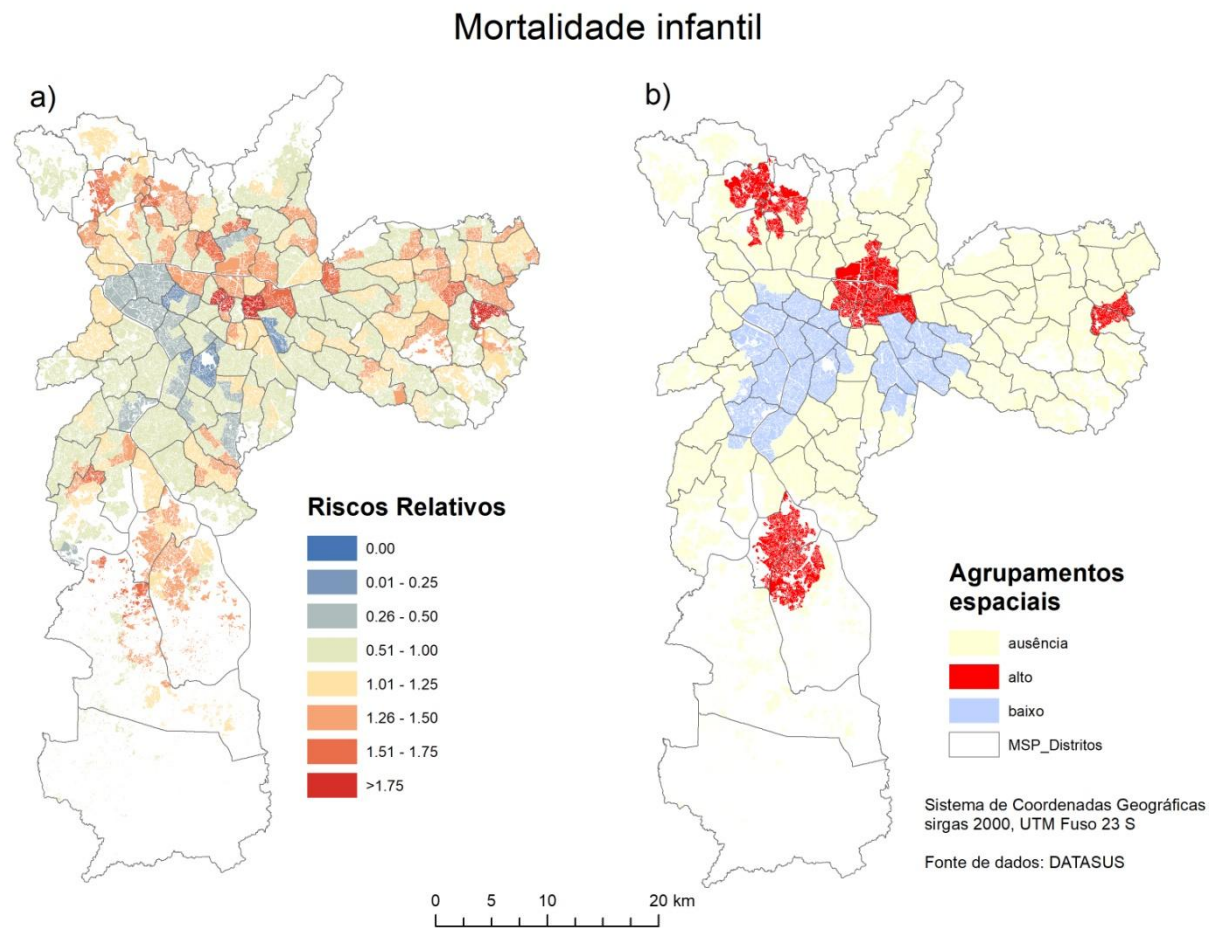
Como observado nas figuras 2 e 3, há uma coincidência espacial entre as duas mortalidades aqui estudadas. Uma análise de regressão entre as duas mostra R^2 de 0,35, indicando que devem compartilhar determinantes sociais relacionados na escala analisada. A mortalidade infantil, no entanto, apresenta distribuição espacial mais focada, provavelmente nas áreas mais vulneráveis socialmente entre as vulneráveis.

Figura 2 – Distribuição espacial da mortalidade por doenças do aparelho circulatório ocorrida entre residentes do Município de São Paulo, de 2006 a 2009. a) Riscos relativos e, b) Agrupamentos espaciais



Fontes: Cartografia: IBGE (2010), Barrozo *et al.* (2015); Dados de mortalidade: DATASUS; Dados de população: IBGE (2010).

Figura 3 – Distribuição espacial da mortalidade infantil ocorrida entre residentes do Município de São Paulo, de 2006 a 2009. a) Riscos relativos e, b) Agrupamentos espaciais



Fontes: Cartografia: IBGE (2010), Barrozo *et al.* (2015); Dados de mortalidade: DATASUS; Dados de população: IBGE (2010).

3.2 Distribuição espacial do rendimento bruto mensal em todos os trabalhos e do Índice de Gini do rendimento domiciliar

Em 2010, o salário mínimo valia R\$510,00. A média por área de ponderação do rendimento bruto mensal em todos os trabalhos, de acordo com os microdados do Censo Demográfico, variava de R\$1.215,08 a R\$19.637,31, cuja média municipal era R\$4.349,11 e o desvio-padrão, R\$3.545,80, configurando uma distribuição muito assimétrica. A distribuição espacial do rendimento, segundo discretização por quintis, não é aleatória, como pode ser observado na Figura 4a que evidencia o Quadrante Sudoeste³⁶ com os maiores valores, estatisticamente significativos, de acordo com o teste Local de Moran. Na Figura 4b, além do quadrante já mencionado, pode-se observar uma área também estatisticamente de valores elevados na porção leste do município, no Distrito Tatuapé. As áreas em cinza correspondem a valores estatisticamente na média em relação às áreas de ponderação de sua vizinhança. Um *outlier* espacial baixo-alto (área de ponderação estatisticamente diferente de seus vizinhos) é observado em azul e corresponde à área de ponderação da Comunidade Paraisópolis, no Distrito Vila Andrade, cujo rendimento médio bruto era de R\$1.511,75, muito inferior ao de sua vizinhança.

O rendimento bruto mensal apresenta relação logarítmica importante com as mortalidades e, por isso, calculei o logaritmo do rendimento para normalizá-lo e verificar se seria um preditor melhor nos modelos de regressão. Na matriz de correlação de Pearson entre todas as variáveis (Tabela 2), pode-se observar que o rendimento apresenta correlação de -0,49 e -0,70 com a mortalidade infantil e por doenças do aparelho circulatório, respectivamente. O log do rendimento apresenta correlações ligeiramente mais baixas. Na matriz, todas as

³⁶ Este termo é utilizado por Villaça (2011) para se referir à porção mais rica do Município de São Paulo.

variáveis se correlacionam estatisticamente, inviabilizando modelos com mais de uma variável entre as estudadas.

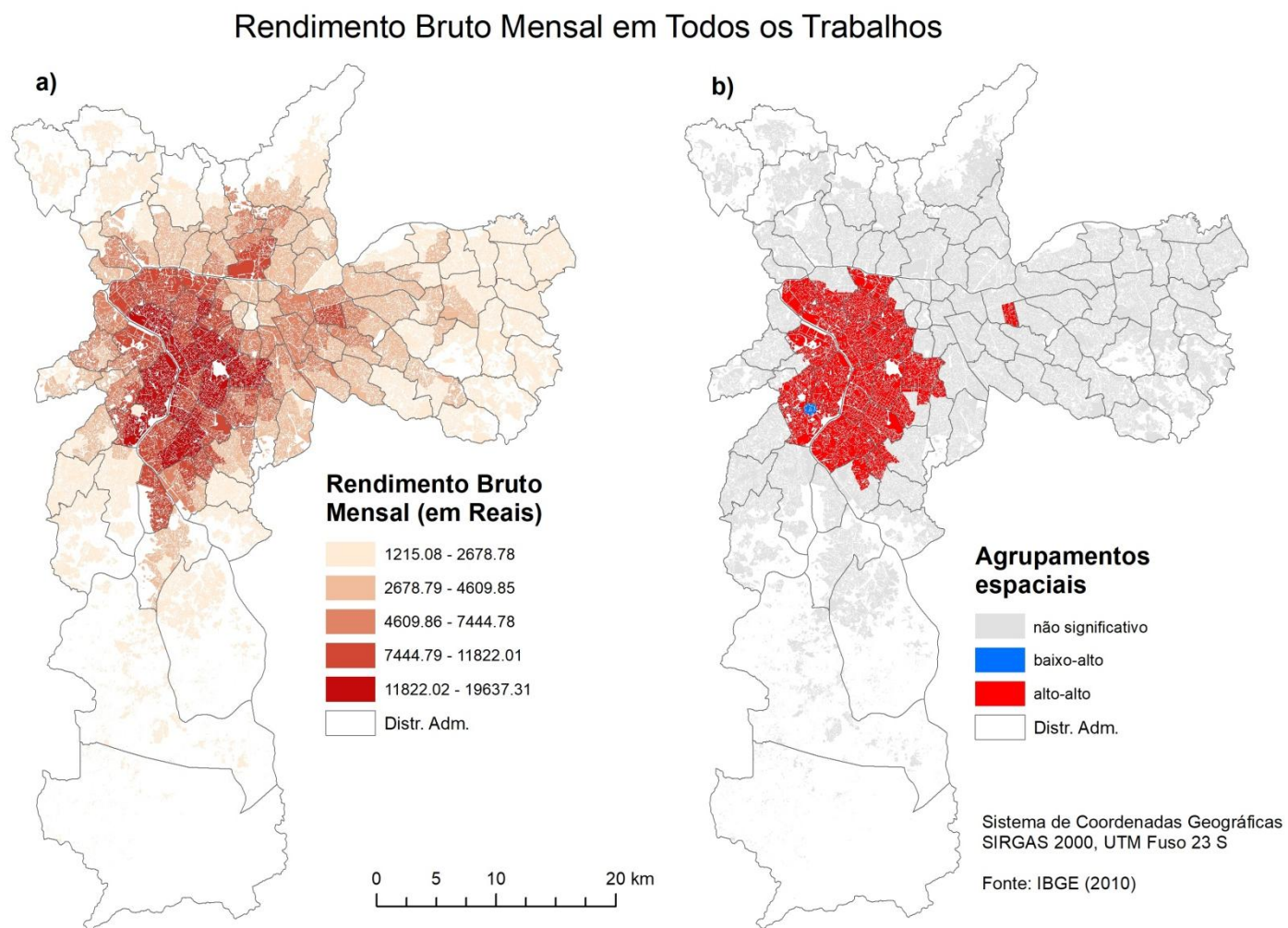
O rendimento enquanto indicador tem sido considerado limitado por ser uma medida transversal. Em outras palavras, o rendimento de uma família hoje pode ser menor do que no passado em função de aposentadoria, por exemplo, mas se a família conseguiu construir certo patrimônio como a aquisição de um imóvel para residência e se teve condições de bom acesso aos serviços de saúde, mesmo um rendimento menor na atualidade poderá indicar condições de vida, no geral, melhores do que outras famílias que sempre viveram com rendimento semelhante durante toda a vida. Ou seja, o efeito da renda ao longo do tempo é algo não medido por este indicador quando estudado a partir de dados transversais. O histórico das condições socioeconômicas na infância e ao longo da vida tem sido reconhecido como diferente da medida de renda em dado momento.

Por outro lado, a renda auxilia a fazer comparações importantes do ponto de vista de possíveis intervenções. A diferença entre o risco relativo de mortalidade por doenças do aparelho circulatório entre a porção mais afluenta do município e a mais pobre é de 2,4 a 2,8 vezes. Isto significa que há pelo menos 2,4 vezes mais mortes nas áreas mais pobres do que nas mais ricas para esta causa.

Em relação à desigualdade no rendimento domiciliar por área de ponderação (Figura 5), observa-se que o menor valor é o de 0,34, no Distrito Sapopemba. As maiores desigualdades de rendimento ocorrem nos Distritos Cidade Ademar (0,75) e Morumbi (0,71). Existe, portanto, grande heterogeneidade em relação à renda nesta unidade de agregação. O padrão espacial é mais espreado em direção ao leste do município do que o rendimento.

As áreas de ponderação com menor variação encontram-se nos extremos do município. Mesmo em Distritos periféricos pode-se observar desigualdade importante, com valores consideráveis de Índice de Gini.

Figura 4 – a) Distribuição espacial do rendimento bruto mensal em todos os trabalhos e, b) agrupamentos espaciais. São Paulo, 2010.



Fontes: Cartografia: IBGE (2010), Barrozo *et al.* (2015); Dados de rendimento: IBGE (2010).

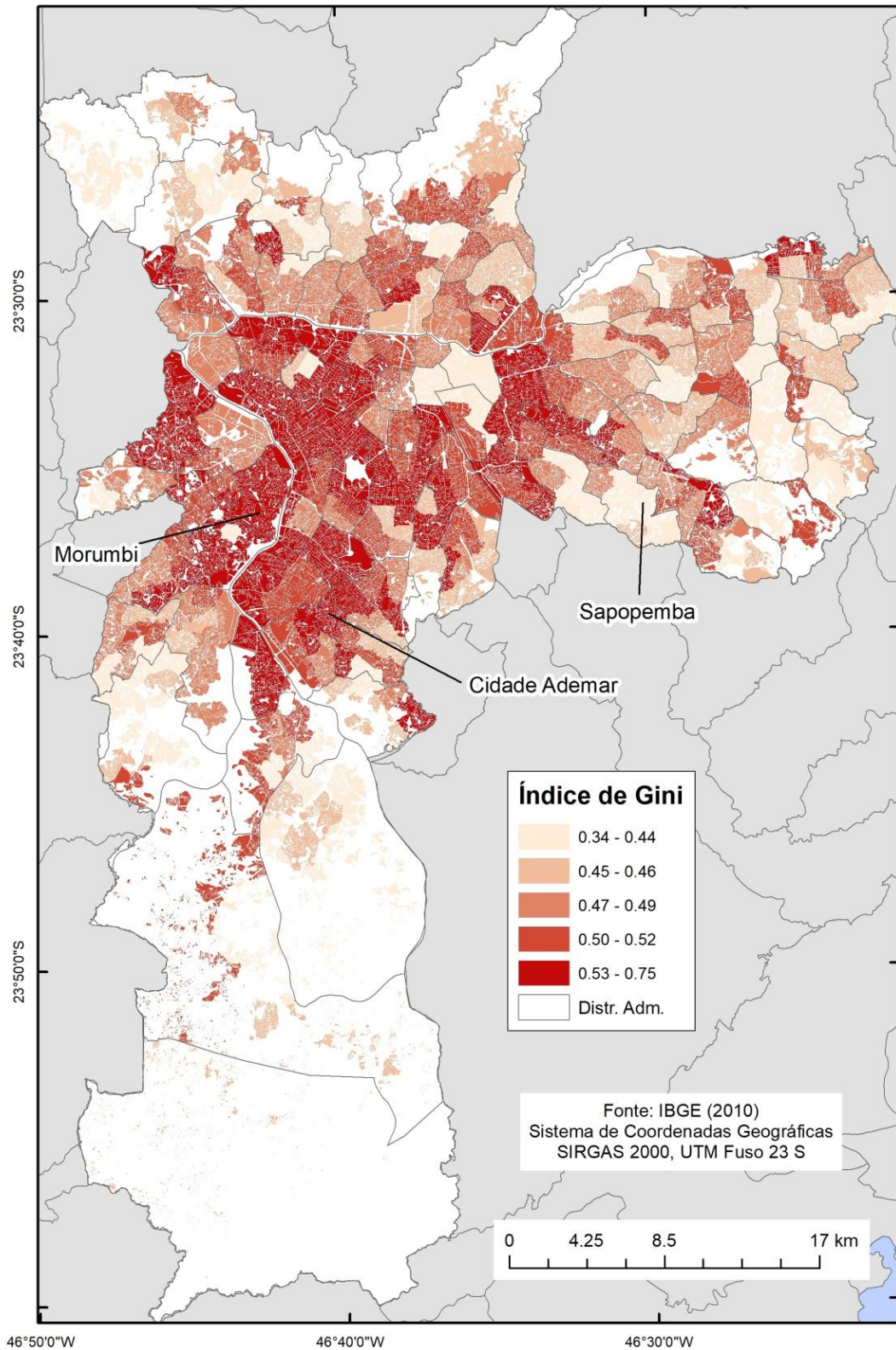
Tabela 2 – Matriz de correlação de Pearson entre todas as variáveis estudadas

	<i>mort_inf</i>	<i>tdapcirc</i>	<i>RENDA</i>	<i>logrenda</i>	<i>INDEXSES</i>	<i>ICErenda</i>	<i>ICEcor</i>	<i>ICEppi</i>	<i>ICEedu</i>	<i>ICerenpr</i>	<i>ICerenppi</i>	<i>ICerenbr</i>	<i>POULcor</i>	<i>POULedu</i>	<i>POUcoredu</i>	<i>ENTROPIA</i>	<i>Gini_rend</i>
<i>mort_inf</i>	1,00																
<i>tdapcirc</i>	0,59*	1,00															
<i>RENDA</i>	-0,49*	-0,70*	1,00														
<i>logrenda</i>	-0,46*	-0,69*	0,95*	1,00													
<i>INDEXSES</i>	-0,43*	-0,65*	0,87*	0,96*	1,00												
<i>ICErenda</i>	-0,46*	-0,67*	0,91*	0,98*	0,98*	1,00											
<i>ICEcor</i>	-0,44*	-0,63*	0,80*	0,90*	0,95*	0,92*	1,00										
<i>ICEppi</i>	-0,42*	-0,63*	0,80*	0,91*	0,96*	0,93*	0,99*	1,00									
<i>ICEedu</i>	-0,46*	-0,70*	0,92*	0,96*	0,96*	0,97*	0,89*	0,91*	1,00								
<i>ICerenpr</i>	-0,51*	-0,71*	0,95*	0,98*	0,95*	0,98*	0,91*	0,91*	0,97*	1,00							
<i>ICerenppi</i>	-0,48*	-0,68*	0,92*	0,98*	0,98*	0,99*	0,94*	0,95*	0,97*	0,99*	1,00						
<i>ICerenbr</i>	-0,51*	-0,70*	0,94*	0,97*	0,94*	0,98*	0,88*	0,89*	0,97*	0,99*	0,98*	1,00					
<i>POULcor</i>	0,41*	0,54*	-0,74*	-0,83*	-0,86*	-0,84*	-0,86*	-0,87*	-0,81*	-0,82*	-0,85*	-0,81*	1,00				
<i>POULedu</i>	0,44*	0,57*	-0,83*	-0,78*	-0,75*	-0,78*	-0,67*	-0,67*	-0,84*	-0,81*	-0,80*	-0,82*	0,64*	1,00			
<i>POUcoredu</i>	0,46*	0,58*	-0,83*	-0,73*	-0,67*	-0,72*	-0,60*	-0,60*	-0,78*	-0,78*	-0,74*	-0,78*	0,60*	0,84*	1,00		
<i>ENTROPIA</i>	0,52*	0,62*	-0,82*	-0,83*	-0,84*	-0,84*	-0,89*	-0,86*	-0,84*	-0,89*	-0,88*	-0,87*	0,77*	0,73*	0,71*	1,00	
<i>Gini_rend</i>	-0,27*	-0,47*	0,66*	0,67*	0,56*	0,54*	0,55*	0,55*	0,56*	0,61*	0,56*	0,56*	-0,49*	-0,41*	-0,39*	-0,47*	1,00

* correlação significativa no nível 0,01 (teste bicaudal)

Logrenda: logaritmo do rendimento médio mensal; **INDEXSES:** indicador socioeconômico composto; **ICErenda:** índice de concentração nos extremos por renda; **ICEcor:** índice de concentração nos extremos por cor ou raça; **ICEppi:** índice de concentração nos extremos por cor ou raça branca sobre cor ou raça preta, parda e indígena; **ICEedu:** índice de concentração nos extremos por educação (nível superior sobre nível fundamental completo ou incompleto); **ICerendpr:** índice de concentração nos extremos por renda e cor (pessoas brancas ricas sobre pessoas pretas pobres); **ICerendppi:** índice de concentração nos extremos por renda e cor (pessoas brancas ricas sobre pessoas pretas, pardas e indígenas pobres); **ICerendbr:** índice de concentração nos extremos por renda e cor (pessoas brancas ricas sobre pessoas brancas pobres); **POULcor:** tipologia de Poulsen, Johnston e Forrest (2001, 2002) para raça ou cor; **POULedu:** tipologia de Poulsen, Johnston e Forrest (2001, 2002) para educação; **POULcoredu:** tipologia de Poulsen, Johnston e Forrest (2001, 2002) para cor e educação combinadas; **Entropia:** índice de entropia (diversidade); **Gini_rend:** Índice de Gini do rendimento domiciliar.

Figura 5 – a) Distribuição espacial do Índice de Gini do rendimento domiciliar em julho de 2010, em São Paulo.



Fontes: Cartografia: IBGE (2010), Barrozo *et al.* (2015); Dados de rendimento: IBGE (2010).

3.3 Distribuição espacial do indicador composto

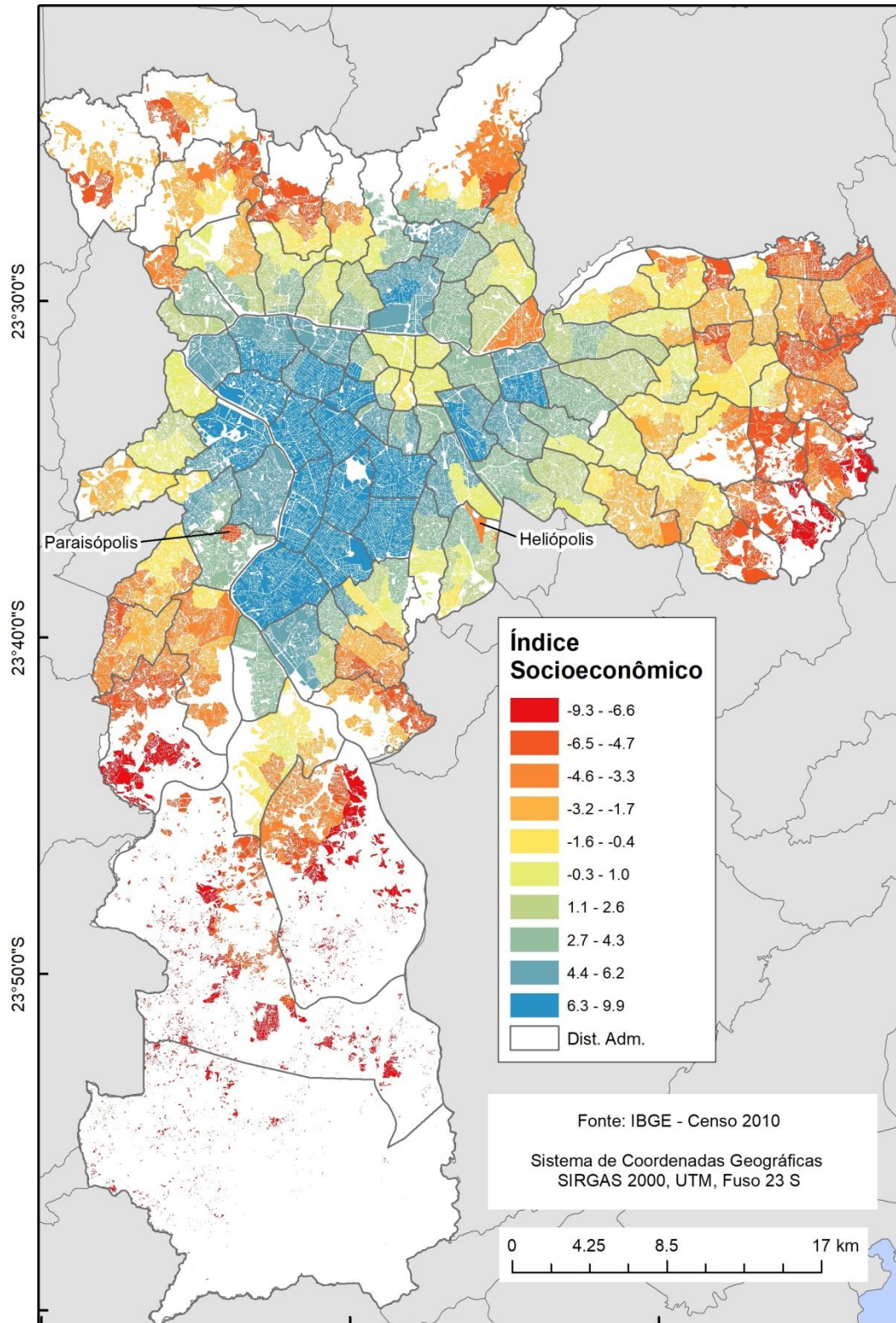
Os indicadores compostos têm a função de ir além da renda para incluir outros aspectos que podem influenciar a saúde. Nesta pesquisa, a partir do referencial teórico para a elaboração de indicadores socioeconômicos compostos para a compreensão dos desfechos em saúde (DUNCAN *et al.*, 2002; KRIEGER, WILLIAMS e MOSS, 1997), chegamos a dois indicadores. O indicador socioeconômico (IndexSES) envolve 27 variáveis e explica 75,6% da variância. A distribuição espacial deste indicador segundo a discretização por decis pode ser visualizada na Figura 6. O indicador varia de -9,3 (piores condições) a 9,9. Usei uma escala de cores opostas para salientar as nuances das diferenças entre os grupos, que podem ser observados, inclusive, para os grupos de condições melhores. Observa-se, por exemplo, a heterogeneidade dos grupos nas periferias, o que não fica evidente quando é mapeado o rendimento bruto mensal de forma isolada (Figura 4a). O mapa do IndexSES consegue identificar diferença entre as Comunidades de Paraisópolis (-6,4, Grupo 1, segundo Tabela 3) e Heliópolis (-4,5, Grupo 2), que pertencem a grupos diferentes, segundo este indicador. A análise dos valores médios das variáveis para cada grupo permite compará-los e compreender um pouco além da composição étnica, etária, de sexo, instrução e renda da população (Tabela 3 e Quadro 1). Pode-se verificar, por exemplo, que o grupo das melhores condições socioeconômicas é mais conservador em relação às uniões matrimoniais realizadas no civil e religioso que chega a 62,3%, comparado ao grupo 1 (piores condições), onde este percentual é de 32,4%. Também a presença de estrangeiros no grupo 10 é 20% maior do que no grupo 1. Os valores variam do maior para menor ou vice-versa do grupo 1 ao 10 de forma contínua, com raras exceções. Há uma vertiginosa diferença dos indicadores entre o grupo 1 e 10. Espacialmente, o coeficiente *I* de Moran para autocorrelação global é de 0,64 ($p < 0,00$) indicando um padrão espacial forte e muito claro de valores que pioram em direção às periferias.

O IndexSoc elaborado sem as variáveis ligadas à renda de forma explícita, apresenta fortíssima correlação com o IndexSES. Na verdade, pode-se considerá-lo o mesmo indicador. Seu R^2 é de 0,9944. Esta forte correlação aponta para a impossibilidade de separação entre a renda e os indicadores sociais em São Paulo. Desta forma, não apresento o mapa do IndexSoc porque é visualmente redundante.

Do ponto de vista teórico, diferente da renda como indicador, um indicador socioeconômico composto reflete o acesso de um indivíduo aos recursos desejados coletivamente, sejam eles bens materiais, dinheiro, poder, rede de amizade, serviços de saúde, tempo de lazer ou oportunidade de educação (OAKES e ANDRADE, 2014, tradução nossa). Os indicadores compostos criados para o Município de São Paulo em geral usam o Distrito Administrativo como unidade geográfica ou, mais recentemente, as UDHs (Unidades de Desenvolvimento Humano). Estas unidades foram geradas a partir da agregação de setores censitários que deveriam ser os mais homogêneos possíveis, em termos socioeconômicos (homogeneidade), contíguos (contiguidade) e que fossem reconhecidos por parte da população residente (identidade). O Atlas do Desenvolvimento Humano do Brasil apresenta os valores de IDHM Índice de Desenvolvimento Humano Municipal, adaptado do IDH global pelo PNUD Brasil, Ipea e Fundação João Pinheiro. A maior limitação da utilização do IDHM para avaliar a influência do lugar na saúde da população reside na já inclusão da dimensão saúde neste indicador. A longevidade, dimensão do IDH, leva em conta a expectativa de vida ao nascer, calculada a partir de dados de mortalidade para o local. Assim, usar o IDH implica em redundância matemática para explicar as mortalidades. Outros indicadores compostos foram criados para medir a inclusão/exclusão social (SPOSATI, 2000) e o perfil socioambiental do Município (SECRETARIA DO VERDE E DO MEIO AMBIENTE DE SÃO PAULO, 2004) por Distrito Administrativo ou a privação

social (TORRES *et al.*, 2003) e pontuação de classificação espacial (MACHADO, KUBRUSLY e BARROZO, 2014) a partir dos setores censitários. Aqui propomos um indicador que pode ser utilizado para diversos propósitos além de avaliar as desigualdades em saúde e o papel do contexto geográfico. A partir do mapa gerado é possível identificar situações extremas onde uma ação de intervenção se mostra necessária. O grande número de variáveis utilizado para compor o indicador permite um refinamento espacial sobre as condições socioeconômicas de cada área de ponderação. Outra vantagem, apontada por Lalloué *et al.* (2013), é poder recorrer às variáveis que compõem o indicador composto para ver quais precisariam de uma ação mais imediata. O indicador para São Paulo mostra que a densidade de moradores por cômodo é o coeficiente de maior peso (Apêndice C), seguido da porcentagem de pessoas sem instrução ou fundamental incompleto. Assim, investir na habitação dos grupos 1 e 2 e na melhoria do nível de instrução da população parece emergencial para reduzir a vulnerabilidade das pessoas destes grupos, em especial, à mortalidade por doenças do aparelho circulatório.

Figura 6 – Distribuição espacial do indicador socioeconômico composto segundo área de ponderação do Município de São Paulo,



2010, 46°50'0"W

46°40'0"W

46°30'0"W

Fontes: Cartografia: IBGE (2010), Barrozo *et al.* (2015); Dados socioeconômicos: IBGE (2010).

Tabela 3 – Valores médios das variáveis dos grupos do Índice Socioeconômico composto por grupo, segundo percentil 10.

		GRUPO 1	GRUPO 2	GRUPO 3	GRUPO 4	GRUPO 5	GRUPO 6	GRUPO 7	GRUPO 8	GRUPO 9	GRUPO 10
RENDA	MEDIA_REND_DOM	1564,1	1695,1	2009,5	2295,1	2726,3	3214,5	3630,2	5247,8	7489,3	11713,3
POBREZA	%_PPI	59,2	55,5	52,5	46,5	40,6	36,0	29,0	21,9	16,6	8,2
	%_POBREZA	36,6	33,8	26,4	22,6	20,5	17,3	14,2	12,4	9,8	7,3
	%_PPI_POBREZA	23,0	19,7	15,3	12,0	10,4	7,9	5,7	4,3	3,2	1,1
	%_BOLSA_FAM	3,2	2,1	2,0	1,5	1,4	1,0	0,9	0,7	0,6	0,3
RIQUEZA	%_ALUG1000	0,1	0,2	0,6	1,1	1,8	3,7	7,4	15,9	29,7	66,0
	%_BANH4OUMAIS	0,3	0,4	0,5	0,7	1,0	1,6	1,9	4,2	7,7	12,6
	%_IDOSO_10SM	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,2	0,5	1,3
EDUCAÇÃO	%_SEM_INST	63,2	59,0	54,8	51,4	48,5	45,4	41,8	36,3	31,6	21,8
	%_FUND	17,4	18,0	18,0	18,3	17,3	17,0	16,4	14,7	12,5	9,1
	%_SUP	1,8	2,6	3,8	5,3	8,0	10,9	14,1	21,2	30,4	46,1
PRIVAÇÃO MATERIAL E SOCIAL	%_ALVSREV	22,6	15,3	12,7	10,7	8,8	6,9	5,0	3,2	2,3	1,1
	MEDIA_DENSMORA	8,9	8,7	8,1	7,8	7,4	7,0	6,5	5,8	4,9	3,7
	%_MAQTVGEL	59,5	66,1	70,3	74,1	78,3	82,5	84,4	87,1	90,7	93,3
	%_CELCOMPINT	71,7	75,9	80,1	80,8	82,7	85,3	86,1	90,4	93,2	95,5
	%_TUDO_ADEQ	36,9	54,2	58,7	64,4	66,8	72,6	76,3	81,5	86,0	93,2
CULTURA	%_MASC	49,2	48,4	48,0	47,8	47,7	47,2	47,1	46,8	46,2	45,1
	%_CRIANCA	24,1	22,8	21,1	19,5	18,6	17,1	15,5	13,8	13,1	10,4
	%_IDOSO	3,2	3,8	4,8	6,0	6,9	8,4	10,3	11,5	12,3	15,1
	%_CIV_RELIG	32,4	36,4	39,7	43,5	47,2	49,8	52,8	55,9	58,6	62,3
	%_NASC_UF	11,1	12,2	12,3	18,3	20,5	22,3	25,7	30,6	32,3	34,9
	%_BRASILEIRO	99,6	99,4	98,8	98,5	96,1	95,4	88,4	88,4	86,7	79,9
	%_IGREJA_EVANG	7,4	7,8	6,9	6,4	5,2	4,3	3,5	2,0	1,2	0,6
	%_ESPIRITA	1,1	1,7	2,1	2,9	3,7	5,2	6,0	7,7	8,8	8,8
MOBILIDADE	%_NEM_MOTO_CARRO	63,3	59,8	57,1	51,1	47,9	43,5	41,6	35,8	28,0	21,2
	%_DE6A30M	14,0	17,7	20,4	23,3	26,4	29,1	35,3	35,8	38,1	43,9
	%_MAISDE1H	57,0	47,6	41,4	36,0	31,3	28,2	21,0	20,7	18,3	12,9

Quadro 1 – Dicionário das variáveis dos microdados do Censo Demográfico de 2010 utilizadas para a elaboração do Índice Socioeconômico

RENDA	MEDIA_REND_DOM	Rendimento mensal domiciliar em julho de 2010 (em Reais)
POBREZA	%_PPI	porcentagem de pessoas de raça ou etnia preta, parda ou indígena
	%_POBREZA	% de pessoas na linha da pobreza: cujo rendimento domiciliar per capita é menor ou igual a R\$255,00 (meio salário mínimo em 2010)
	%_PPI_POBREZA	% de pessoas na linha da pobreza e de raça ou etnia preta, parda ou indígena
	%_BOLSA_FAM	% de pessoas que em julho de 2010, tinha rendimento mensal habitual de programa social Bolsa Família ou programa de erradicação do trabalho infantil
RIQUEZA	%_ALUG1000	% de domicílios alugados com valor de aluguel de R\$1.000,00 ou mais
	%_BANH4OUMAIS	% de domicílios com 4 banheiros ou mais
	%_IDOSO_10SM	% de pessoas de 65 anos ou mais com rendimento mensal igual ou acima de R\$5100,00 (ou 10 salários mínimos)
EDUCAÇÃO	%_SEM_INST	% de pessoas cujo nível de instrução é o sem instrução e fundamental incompleto
	%_FUND	% de pessoas cujo nível de instrução é o fundamental completo e médio incompleto
	%_SUP	% de pessoas cujo nível de instrução é o superior completo
PRIVAÇÃO MATERIAL E SOCIAL	%_ALVSREV	porcentagem de domicílios de alvenaria sem revestimento
	MEDIA_DENSMORA	densidade de morador por cômodo
	%_MAQTVGEL	% de domicílios com existência de máquina de lavar, TV e geladeira
	%_CELCOMPINT	% de domicílios com existência de telefone celular e computador com internet
	%_TUDO_ADEQ	% de domicílios com acesso a rede de esgoto, rede de água, coleta de lixo, energia elétrica e moradia adequada
CULTURA	%_MASC	% de pessoas do sexo masculino
	%_CRIANCA	% de pessoas de 12 anos ou menos
	%_IDOSO	% de pessoas de 65 anos ou mais
	%_CIV_RELIG	% de pessoas cuja natureza da união é casamento civil e religioso
	%_NASC_UF	% de pessoas nascidas e que sempre moraram no estado de São Paulo, mas não no município
	%_BRASILEIRO	% de pessoas brasileiras natas
	%_IGREJA_EVANG	% de pessoas cuja religião ou culto é igreja evangélica não determinada
	%_ESPIRITA	% de pessoas cuja religião ou culto é espírita, kardecista
MOBILIDADE	%_NEM_MOTO_CARRO	% de domicílios sem moto ou carro para uso particular
	%_DE6A30M	% de pessoas cujo tempo habitual gasto de deslocamento de sua casa até o trabalho é de até 6 a 30 minutos
	%_MAISDE1H	% de pessoas cujo tempo habitual gasto de deslocamento de sua casa até o trabalho é de mais de 1 hora

3.4 Expressão espacial da segregação residencial, de educação e de renda

A segregação das minorias é uma preocupação dos sociólogos e geógrafos que tem levado a um grande debate na literatura. Embora não seja o tema principal do presente estudo, alguns referenciais teóricos são necessários para nortear a análise da segregação espacial em São Paulo. Avaliar a fragmentação de um município multiétnico como São Paulo pode contribuir para a compreensão do papel da composição da população na explanação sobre as diferenças nas mortalidades. Quão diferentes são os grupos em São Paulo em relação ao grupo econômico, social, cultural e politicamente hegemônico? O grupo hegemônico vive em enclaves à parte dos grupos minoritários?

Os principais referenciais teóricos sobre a segregação urbana das minorias surgem do debate na sociologia urbana, principalmente para explicar o contexto das cidades norte-americanas e europeias e, por este motivo, devem ser adaptadas à realidade do contexto brasileiro. Dois processos principais ocorrem em cidades multiétnicas: assimilação e formação de guetos. Quanto menos integrados os grupos étnicos, maior o grau de concentração residencial. Em uma cidade multiétnica, homogeneidade completa das áreas ocorre quando cada grupo, incluindo o grupo dominante, mora em distritos residenciais exclusivos. A heterogeneidade ocorre quando todos os membros de vários grupos moram em áreas residenciais mistas, cuja composição espelha a composição urbana total (POULSEN, JOHNSTON e FORREST, 2001, p. 2072). Um importante referencial para a análise da segregação das minorias é a tipificação da segregação urbana definida por Marcuse (1997): o gueto, o enclave e a cidadela. Os três tipos se referem a áreas segregadas, mas diferem no grau de vontade ou coação que levam à sua formação. Neste sentido, um *gueto* é uma “área concentrada espacialmente usada para separar e limitar involuntariamente um grupo particular da população, mantido e tratado como inferior pela sociedade

dominante” (MARCUSE, 1997, p. 231). O gueto é excludente por natureza e necessariamente envolve opressão e estigmatização e geralmente resulta de exclusão étnico-racial. A pobreza em si não é uma condição característica da formação de um gueto, pois um gueto pode ser uma área onde convivem muitas classes sociais que compartilham uma exclusão étnico-racial espacial (GALONNIER, 2015, p. 95).

O *enclave*, por outro lado, tem uma conotação mais positiva. É definido como “uma área espacialmente concentrada na qual os membros de um grupo populacional particular, autodefinido a partir da etnia, religião ou outro, se reúnem com a finalidade de melhorar sua posição econômica, social, política e/ou cultural” (MARCUSE, 1997, tradução nossa, p. 242). São minorias não estigmatizadas pela sociedade dominante. A segregação espacial é entendida como voluntária e beneficia a minoria, pois permite que o grupo mantenha sua coesão social, normas e valores culturais.

A terceira categoria definida por Marcuse (1997, tradução nossa, p. 247) é a *cidadela*, “uma área espacialmente concentrada na qual membros de um grupo particular da população, definido por sua posição de superioridade, poder, riqueza ou status em relação a seus vizinhos, se reúnem como um meio de proteger e melhorar esta posição”. Nesta definição, a classe social é mais importante do que a etnia. Os residentes da classe média alta dos enclaves voltados para si promovem uma estreita ideia do espaço urbano do qual os pobres devem ser excluídos (GALONNIER, 2015, tradução nossa, p. 95).

Embora a escala de análise mais apropriada para estudar segregação seja a da Região Metropolitana, limito meu estudo à disponibilidade de dados das mortalidades na escala da área de ponderação ao Município de São Paulo. Iniciei a análise a partir de uma visão geral dos grupos do município segundo raça ou

cor, nível de instrução e ambos combinados, considerando as medidas do índice de Gini para os diversos grupos estudados. Este índice varia de 0 a 1, sendo que quanto mais próximo de 1, maior a segregação do grupo. Considerando-se os aspectos de raça ou cor (cinco grupos), os Índices de Gini mostram que o maior valor de segregação é alto (0,52, Tabela 4), pois valores de Gini acima de 0,30 já indicam problemas de segregação. Na sequência tem-se a raça ou cor indígena (0,41), a raça ou cor parda (0,38), a raça ou cor branca (0,36) e a raça ou cor preta (0,25). Considerando-se o nível de instrução (Tabela 5), o nível superior apresenta segregação mais elevada do que a raça ou cor amarela de forma isolada (0,59). O segundo grupo com maior valor é o do nível sem instrução (0,28), seguido pelo nível fundamental incompleto ou completo (0,13) e pelo ensino médio (0,13). No Município de São Paulo, a segregação pode ser mais bem analisada quando são combinados os grupos de raça ou cor com o nível de instrução (Tabela 6), evidenciando a importância da renda nesta composição, cuja correlação entre porcentagem de pessoas com nível superior e rendimento bruto em todos os trabalhos é de 0,88 ($p < 0,00$). Desconsiderando-se o nível de instrução não determinado, tem-se 20 grupos em São Paulo (5 grupos de raça ou cor e 4 grupos de nível de instrução).

Tabela 4 – Índice de Gini por grupo de raça ou cor

Grupo de raça ou cor	Índice de Gini
Branca	0,36
Preta	0,25
Amarela	0,52
Parda	0,38
Indígena	0,41

Tabela 5 – Índice de Gini por grupo de nível de instrução

Grupo de nível de instrução	Índice de Gini
Sem instrução	0,28
Fundamental	0,13
Médio	0,13
Superior	0,59

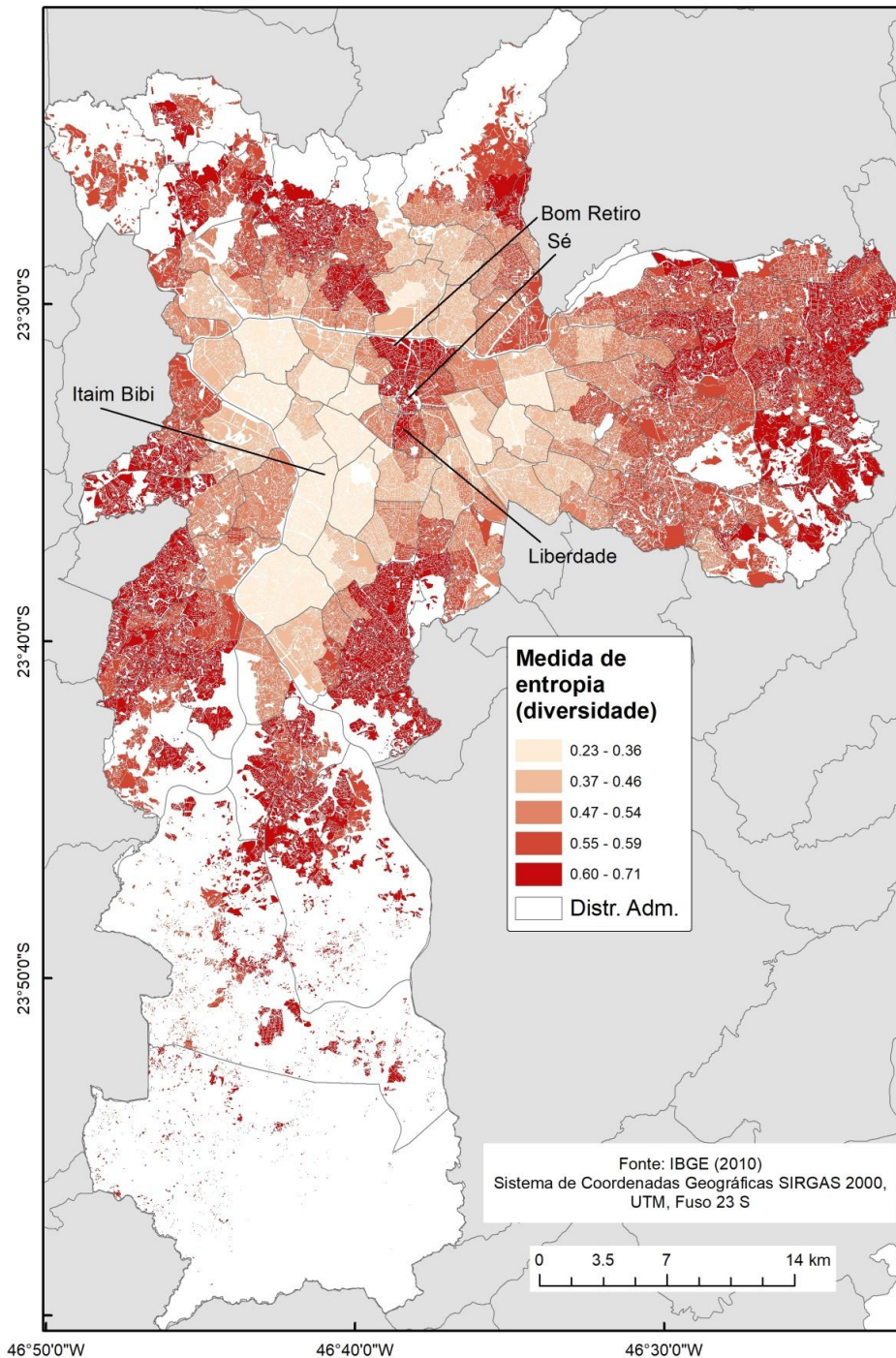
Tabela 6 – Índice de Gini por grupo de raça ou cor combinado com o nível de instrução

Grupo de cor ou raça e educação	Índice de Gini
Branca sem instrução	0,12
Branca fundamental	0,13
Branca ensino médio	0,23
Branca ensino superior	0,63
Preta sem instrução	0,30
Preta fundamental	0,30
Preta ensino médio	0,28
Preta ensino superior	0,36
Amarela sem instrução	0,47
Amarela fundamental	0,54
Amarela ensino médio	0,56
Amarela ensino superior	0,70
Parda sem instrução	0,39
Parda fundamental	0,31
Parda ensino médio	0,27
Parda ensino superior	0,24
Indígena sem instrução	0,57
Indígena fundamental	0,75
Indígena ensino médio	0,77
Indígena ensino superior	0,93

De acordo com os grupos de raça ou cor combinados com o nível de instrução, tem-se que o grupo indígena com ensino superior apresenta a maior segregação, com índice de Gini de 0,93 (Tabela 6). Certa segregação é esperada para os grupos minoritários de raça ou cor indígena, amarela e preta. A estratificação em nível de instrução mostra que há segregação para o pequeno número de indígenas com nível superior, evidenciando a desigualdade em relação aos outros grupos nesta mesma raça ou cor. O grupo indígena com ensino médio é o segundo grupo mais segregado, seguido pelo grupo indígena com nível fundamental. A raça ou cor amarela com nível superior apresenta índice de Gini de 0,70. O nível de instrução fica evidente como fator importante de segregação no grupo de raça ou cor branca com nível de instrução superior, cujo índice de Gini é de 0,63. Os demais grupos apresentam segregação abaixo de 0,50. Assim, pode-se dizer que, em geral, há maior segregação para as minorias dos grupos de raça ou cor indígena e amarela e para o grupo de raça ou cor branca com nível superior. Os demais parecem usufruir de maior integração social. Mas esta é uma leitura global, que não permite identificar a segregação espacial dos grupos.

Uma segunda análise, a partir do cálculo da entropia ou diversidade espacial dos grupos de raça ou cor, permite identificar os locais de maior e menor integração destes grupos no município (Figura 7). Quanto mais próximo de 1, maior a diversidade (entropia). A área de ponderação de menor diversidade de raça ou cor no município localiza-se no Itaim Bibi, cuja medida de entropia é de 0,23. Os maiores valores são encontrados em áreas de ponderação dos Distritos Bom Retiro (0,71), Sé (0,66) e Liberdade (0,66), na porção mais central da cidade, levando-se em conta o marco zero do município.

Figura 7 –Distribuição espacial da diversidade (medida de entropia) de raça ou cor no Município de São Paulo por área de ponderação, em 2010.



Fontes: Cartografia: IBGE (2010), Barrozo *et al.* (2015); Dados de cor ou raça: IBGE (2010).

Os valores de diversidade, no entanto, não especificam tipos de segregação, o que pode ser obtido a partir da tipologia de Poulsen, Johnston e Forrest (2001). Esta tipologia aplicada para raça ou cor derivou a distribuição espacial de três tipos no município (Figura 8): *sociedade dominante isolada* – grupo das minorias é praticamente ausente; *sociedade dominante não-isolada* – grupos minoritários formam minoria significativa da população da área e, *assimilação associada - enclave de pluralismo* – no qual o grupo dominante é um elemento importante na população, mas não forma uma maioria. A sociedade dominante isolada no Município de São Paulo corresponde a 13,5% (42) das áreas de ponderação e compreende um arco do extremo oeste do município que se aproxima da porção central e segue em direção sudoeste. Outras áreas deste grupo são encontradas na porção norte do Distrito Santana (Região Norte do município) e na porção leste incluindo os Distritos Mooca, Tatuapé e partes dos Distritos Água Rasa e Vila Formosa. Neste tipo a porcentagem de minorias étnicas é menor do que 20%. O tipo predominante no município é o da sociedade dominante não-isolada, que compreende 56,8% (176) das áreas de ponderação. Neste grupo, a porcentagem de minorias étnicas vai de 20 a 50%. A maior integração entre os cinco grupos de raça ou cor do município ocorre nos extremos, onde ocorre assimilação associada – enclave de pluralismo, cuja porcentagem de minorias étnicas corresponde ao percentual de 50 a 70. Este grupo representa 29,7% das áreas de ponderação (92 unidades).

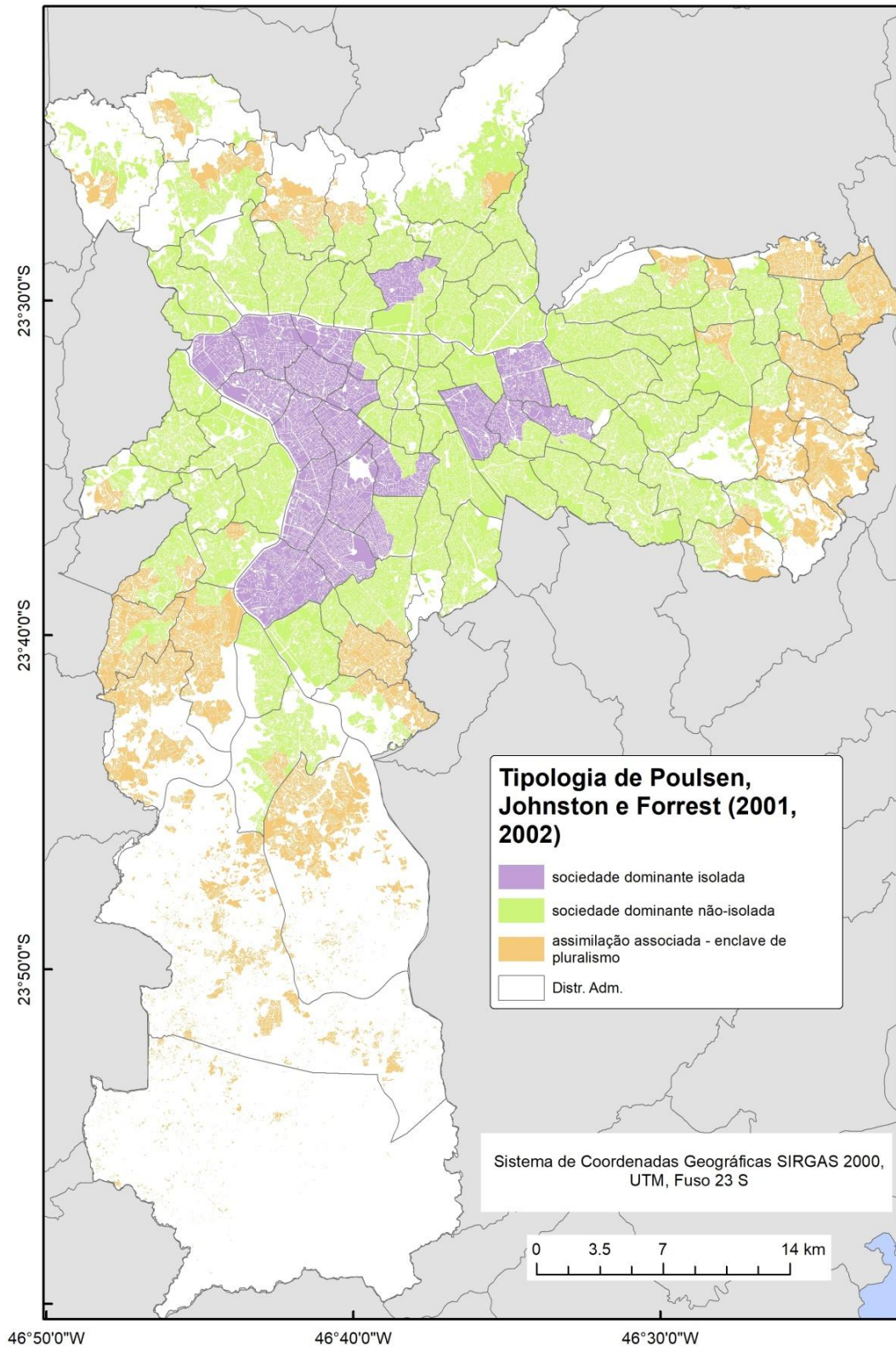
Poulsen, Johnston e Forrest (2001) sugerem a categorização de áreas urbanas segundo a segregação/integração em quatro níveis: etnicamente segregada, parcialmente integrada, moderadamente integrada ou completamente integrada. A definição destes níveis não é objetiva, permitindo certa interpretação de acordo com o ponto de vista. Considerando que apenas 30% vivem em assimilação associada e que, por outro lado, não há a formação de

guetos étnico-raciais, pode-se dizer que o município é parcialmente integrado. Em relação à raça ou cor, a segregação ocorre mais na porção da sociedade dominante isolada. O conceito de cidadela implica na utilização da classe social e não da raça ou cor para sua definição. Partindo-se da premissa da alta correlação entre escolaridade e renda no município, a tipologia a partir do nível de instrução permitirá a inferência sobre a possível presença de cidadelas nesta escala de análise. Ressalto aqui que outros resultados podem ser obtidos a partir de dados mais desagregados como no nível do setor censitário, onde podem ser reconhecidos os setores de alto padrão confinados em condomínios verticais ou horizontais (verdadeiras cidadelas). No outro extremo, as comunidades (também chamadas de favelas) são mais evidentes na escala do setor censitário, pois constituem setores subnormais separados dos demais.

A análise da tipologia dos grupos segundo nível de instrução (Figura 9) permite verificar uma integração menor do que a observada para raça ou cor. Embora não haja a presença de guetos quanto à raça ou educação, os enclaves polarizados são espaços onde há mais do que 66% de população com instrução fundamental completa ou incompleta. Esta é a situação de 6 (1,6%) áreas de ponderação que compreendem a Comunidade de Paraisópolis, no Distrito Vila Andrade e Distritos Marsilac, partes de Parelheiros, Jardim Ângela e Grajaú e constitui importante segregação, com porcentagem de pessoas com nível superior variando de 0,6 a 1,6. No polo oposto existem 3,5% das áreas de ponderação (11) onde metade das pessoas apresenta nível de instrução superior (de 50,2 a 58,3%) em partes dos Distritos Itaim Bibi, Moema, Jardim Paulista, Pinheiros e Vila Mariana. Existem ainda 46 áreas de ponderação (14,8%) onde o percentual de pessoas com nível superior varia de 30,2 a 49,3%. Na grande maioria do município, 79,7% (247 áreas de ponderação) a população com nível superior é inferior a 30% (de 0,9 a 29,9%). A expressão espacial desta segregação é evidente na Figura 9.

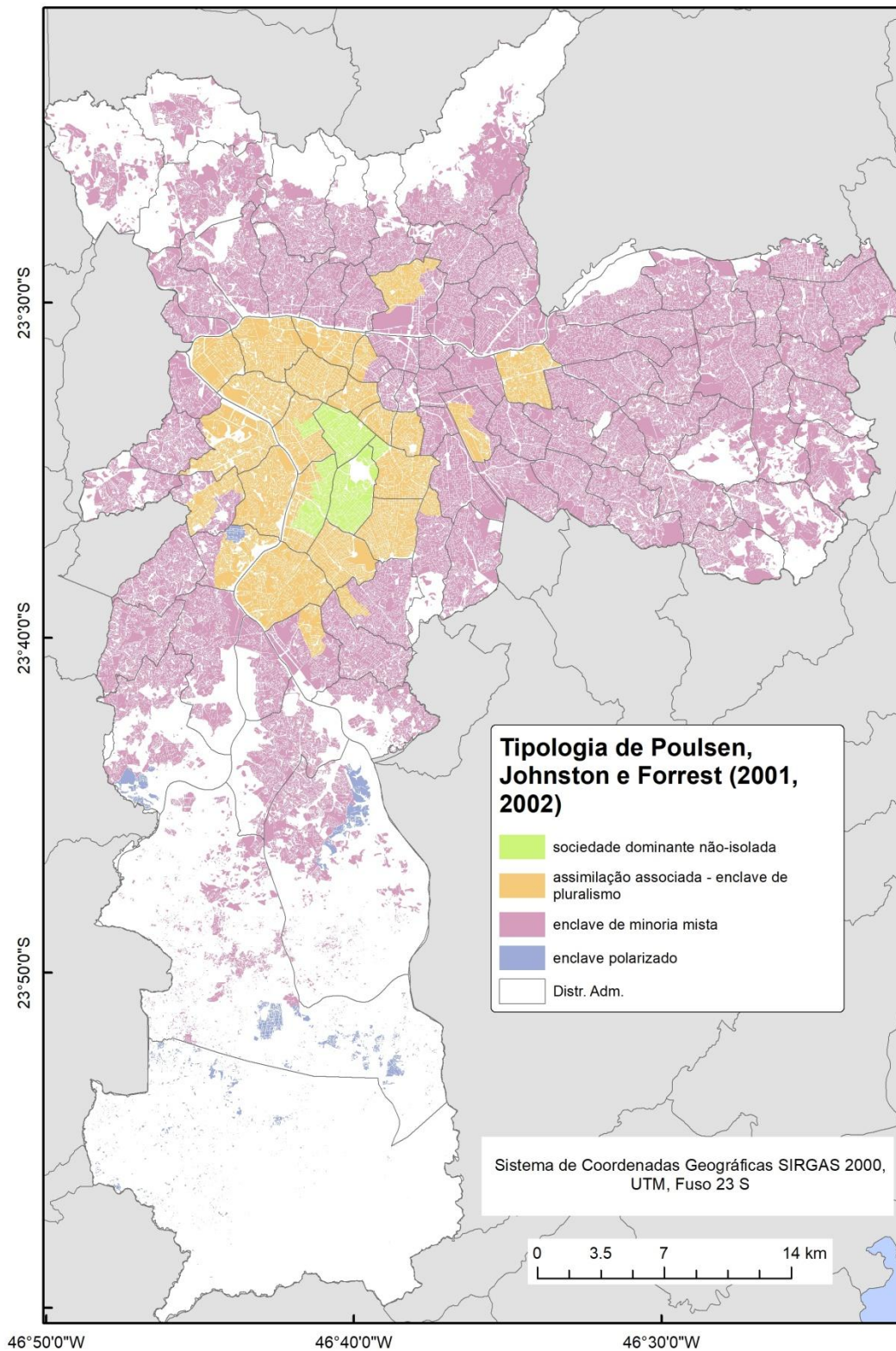
Finalmente, a Figura 10 evidencia a segregação espacial da raça ou cor e nível de instrução de forma combinada. É possível identificar quatro áreas de ponderação (duas no Distrito Jardim Paulista, uma em Moema e uma no Itaim Bibi), onde a raça ou cor branca combinada com o nível de instrução se diferencia de todo o município. Talvez aqui, nesta escala, possa se falar na evidência da presença de cidadelas sem muros. A grande maioria da população (85,5% ou 265 áreas de ponderação) pertence a um enclave de minoria mista, com grande diversidade étnica associada a diversos níveis de instrução inferiores ao superior que chega a corresponder a mais de 70% da população. O grupo de raça ou cor branca e nível de instrução superior é minoria nesta grande área. Outro grupo intermediário, com 41 áreas de ponderação (13,2%), compreende um enclave de pluralismo aonde a porcentagem dos grupos que não o dominante varia de 50 a 70%. A segregação sócio-espacial é clara e forte nos três mapas estudados.

Figura 8 – Tipologia de Poulsen, Johnston e Forrest (2001, 2002) segundo os cinco grupos de raça ou cor definidos pelo IBGE (2010), segundo área de ponderação do Município de São Paulo, 2010.



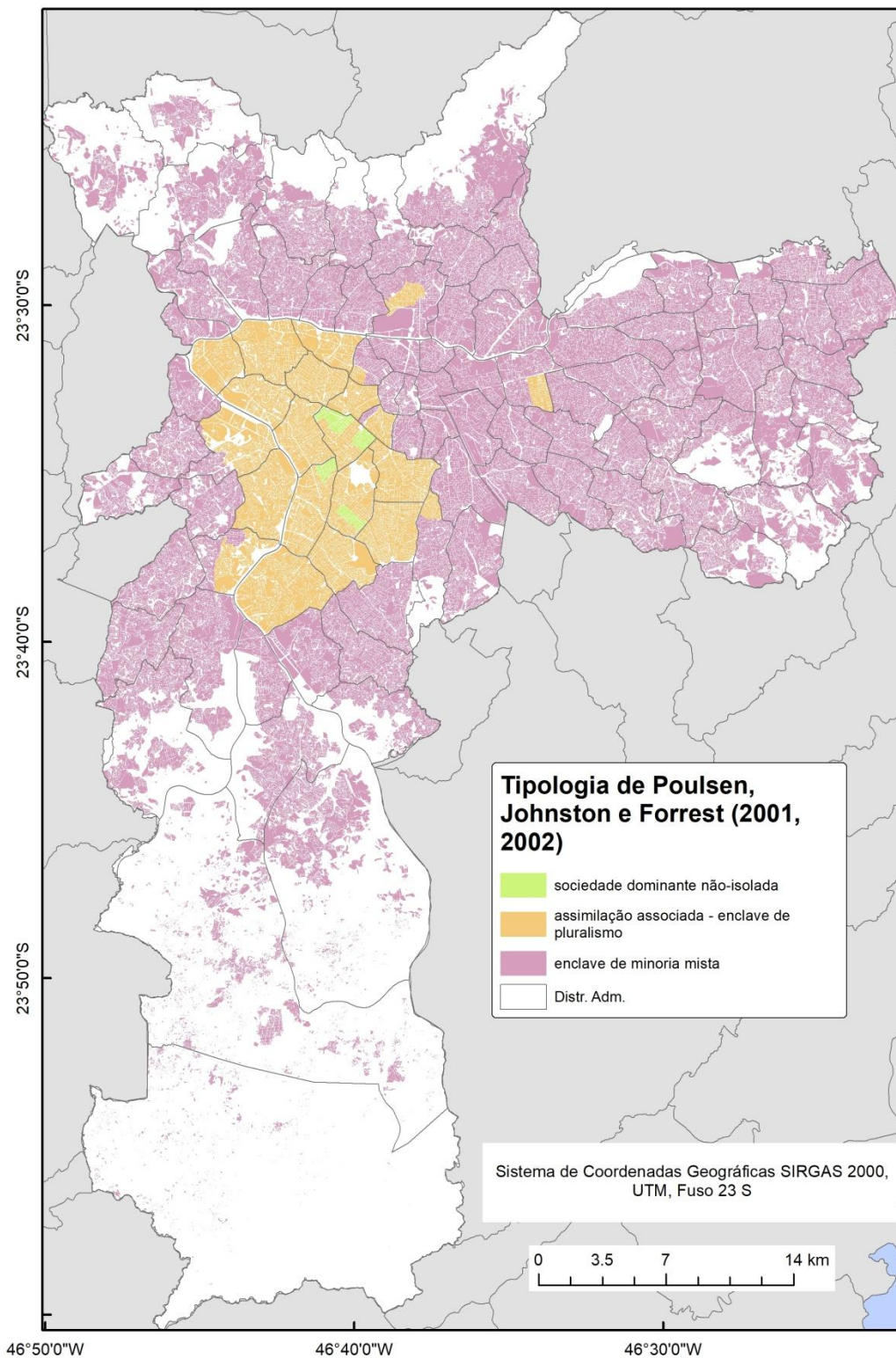
Fontes: Cartografia: IBGE (2010), Barrozo *et al.* (2015); Dados de cor ou raça: IBGE (2010).

Figura 9 – Tipologia de Poulsen, Johnston e Forrest (2001, 2002) segundo os quatro grupos de nível de instrução definidos pelo IBGE (2010), segundo área de ponderação do Município de São Paulo, 2010.



Fontes: Cartografia: IBGE (2010), Barrozo *et al.* (2015); Dados de cor ou raça: IBGE (2010).

Figura 10 – Tipologia de Poulsen, Johnston e Forrest (2001, 2002) segundo os 20 grupos de raça ou cor combinados com o nível de instrução definidos pelo IBGE (2010), segundo área de ponderação do Município de São Paulo, 2010.



Fontes: Cartografia: IBGE (2010), Barrozo *et al.* (2015); Dados de cor ou raça e nível de instrução: IBGE (2010).

As segregações provocadas explicitamente pela renda ou pela educação e a combinada entre ambas foram analisadas a partir dos Índices de Concentração nos Extremos (ICE). As sete diferentes medidas de ICE permitem avaliar a distribuição espacial da polarização social nos extremos dos grupos privilegiados e com privação (Figuras 11 e 12). O ICE para renda tem valores que variam de -0,44 (Distrito Parelheiros), onde o número de pessoas com rendimento domiciliar de até R\$1.000,00 supera o número de pessoas com rendimento domiciliar acima de R\$5.400,00, independente da raça ou cor, a 0,72 (Distrito Vila Mariana), quando as pessoas em domicílios que recebem mais de R\$5.400,00 superam as de rendimento de até R\$1.000,00 (Figura 11a). O ICE para raça ou cor (branca/preta) mostra que todos os valores são positivos, ou seja, a raça ou cor branca prevalece em todas as áreas de ponderação, já que o grupo de raça ou cor preta corresponde a apenas 6,5% da população total. Nesta escala de agregação dos dados não há evidência de formação de guetos. O predomínio da raça ou cor branca é menor no Distrito Jardim Ângela (0,22) e maior no Distrito Itaim Bibi, aonde a concentração chega a ICE 0,93 (Figura 11b). Quando as raças ou cores preta, parda e indígena são analisadas conjuntamente (ICE para PPI), a Comunidade de Paraisópolis (Distrito Vila Andrade) apresenta a maior concentração de pessoas autodeclaradas como PPI em relação à raça ou cor branca (-0,38). Outra área de ponderação do Distrito Itaim Bibi aparece como situação oposta, cujo ICE é de 0,89, indicando a concentração de pessoas da cor ou raça branca em relação à presença de pessoas da raça ou cor preta, parda e indígena em conjunto (Figura 11c).

Quanto à educação, a polarização se inverte no Município, sendo predominante o número de pessoas com nível de instrução até fundamental sobre o número de pessoas com nível superior. Esta situação chega ao valor máximo (-0,88) na Comunidade de Paraisópolis (Distrito Vila Andrade) e à

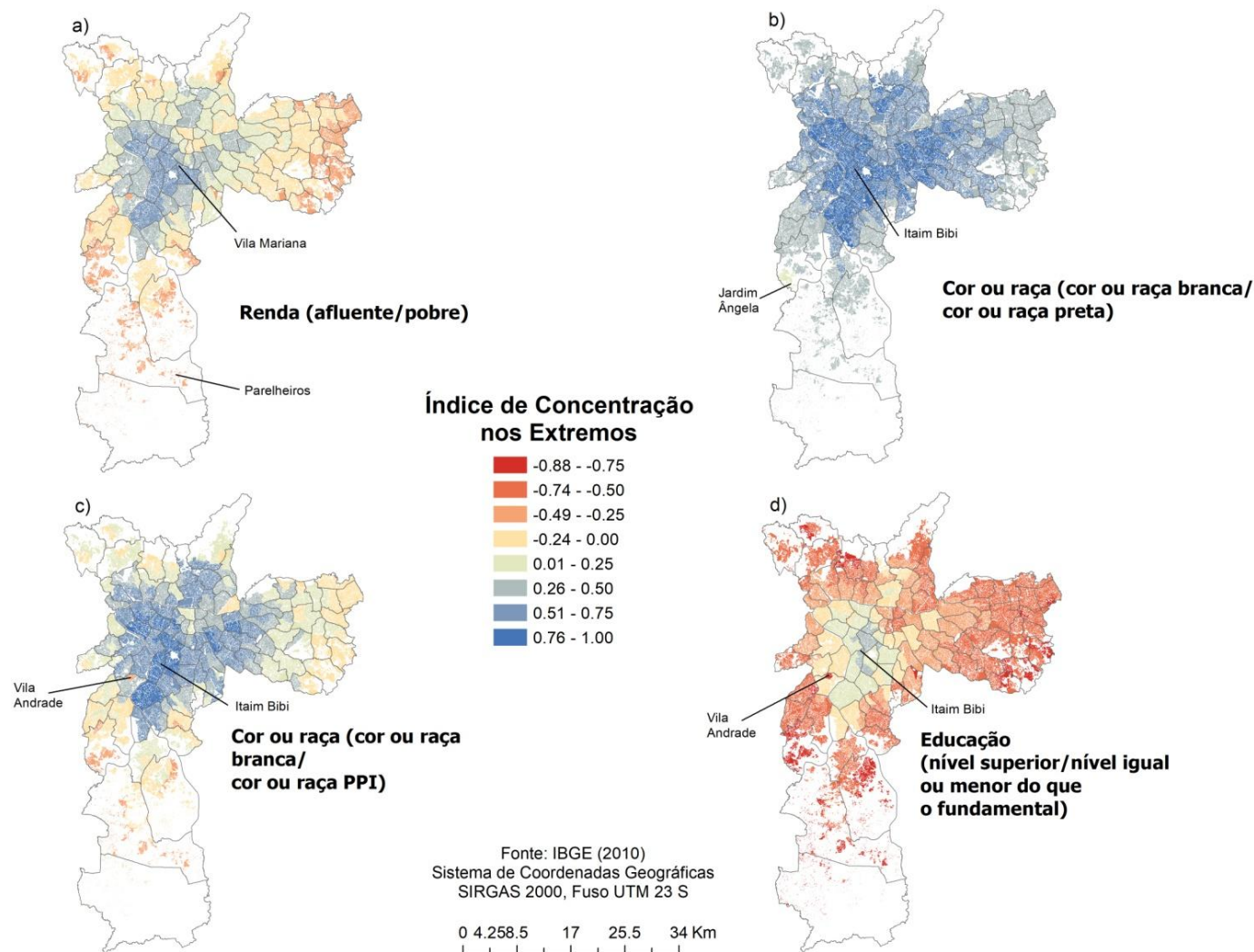
situação com maior proporção de pessoas com nível superior, na área de ponderação do Itaim Bibi (0,32). No entanto, esta predominância não é tão majoritária quanto à concentração de raça ou cor branca neste Distrito (Figura 11d).

Quando o ICE combina raça ou cor e renda, fica em um espectro que varia em todas as análises de -0,30 a 0,70 (Figura 12). Por exemplo, quando analisamos a concentração de renda das pessoas de raça ou cor branca com rendimento domiciliar igual ou superior a R\$5.400,00 em relação ao número de pessoas da raça ou cor preta com rendimento de até R\$1.000,00, o extremo de maior pobreza ocorre no Distrito Cidade Tiradentes (-0,05). Este valor é pouco inferior a zero, o que significa que o número de pessoas de cor ou raça preta com rendimento de até R\$1.000,00 é ligeiramente superior ao número de pessoas de cor ou raça branca com o rendimento mais elevado. A situação do extremo oposto acontece no Distrito Perdizes, com ICE de 0,70 (Figura 12a). Deve ser destacado que 10 áreas de ponderação apresentaram nenhum residente autodeclarado da raça ou cor preta com rendimento de até R\$1.000,00, impossibilitando o cálculo de ICE (que aparece como valor nulo, em cor cinza neste mapa). Como a Figura 11b mostra a presença de pessoas de raça ou cor preta nestas 10 áreas, observa-se que a maior segregação ocorre em função da renda, ou seja, existem moradores de raça ou cor preta, mas com rendimento domiciliar superior a R\$1.000,00. O ICE para renda e PPI (Figura 12b) mostra que o Distrito Parelheiros (-0,30) apresenta polarização na situação do extremo inferior em termos de rendimento, enquanto os Distritos Perdizes e Itaim Bibi apresentam polarização no grupo superior do rendimento e grupo dominante (0,70 para ambos). Comparando-se o rendimento apenas para as pessoas autodeclaradas de raça ou cor branca (Figura 12c), o Distrito Marsilac apresentou predomínio do rendimento mais baixo (-0,18) e o Distrito Perdizes, o do rendimento mais alto (0,67).

É importante observar também o padrão global da concentração nos extremos. A desigualdade aumenta na medida em que seguimos das periferias em direção ao quadrante sudoeste, com exceção do ICE para educação. Neste quesito, a desigualdade é maior nas áreas de ponderação das periferias (Figura 11d). No quadrante sudoeste observa-se que o número de pessoas com nível superior é maior do que as com níveis inferiores, mas esta diferença não é tão forte. A renda mais alta nem sempre está associada com a escolaridade mais alta.

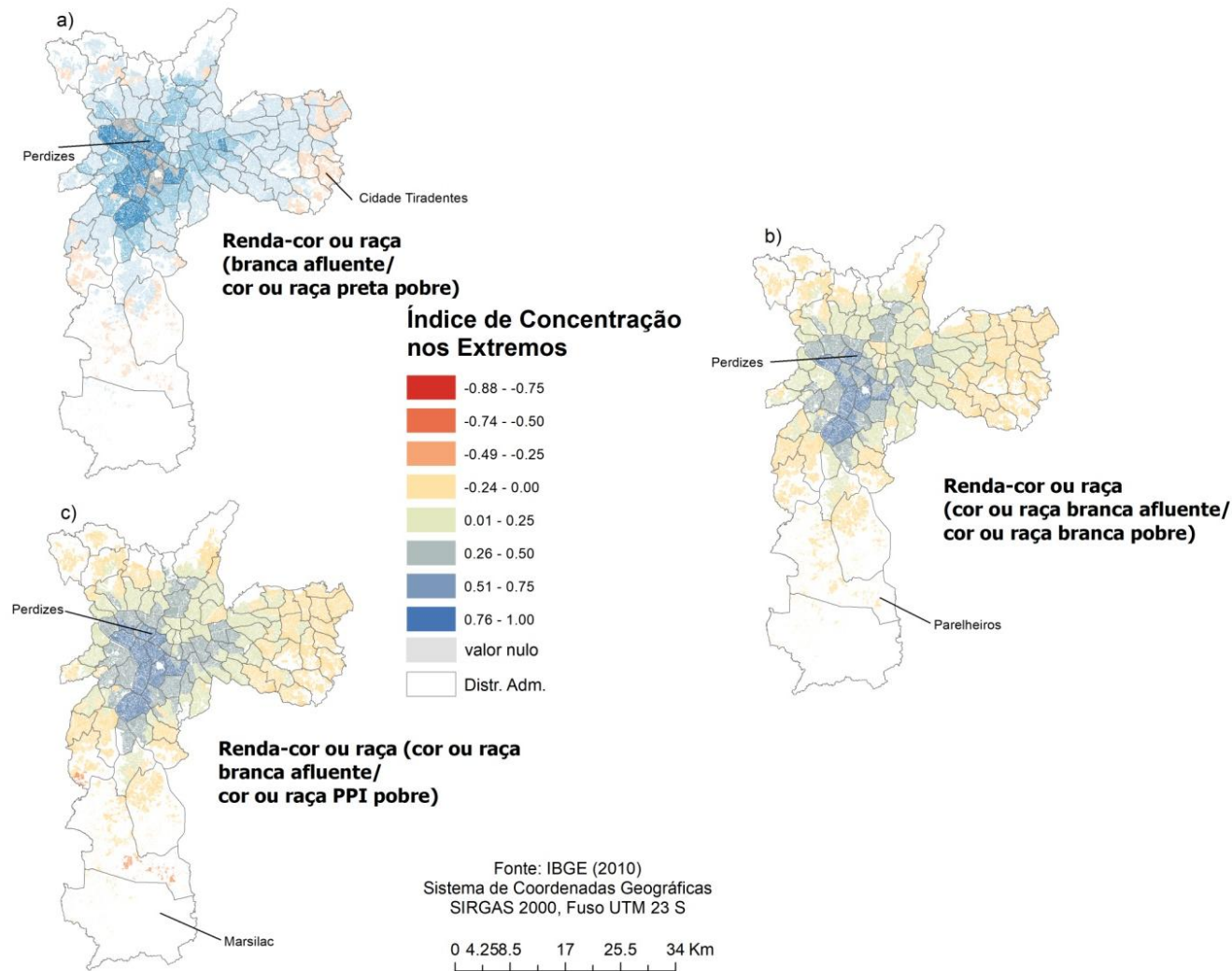
De forma geral, os ICEs mostram *forte* segregação residencial em São Paulo, que se potencializa quando o rendimento é associado à cor ou raça.

Figura 11 – Distribuição espacial dos Índices de Concentração nos Extremos (ICE), segundo área de ponderação do Município de São Paulo para 2010: a) ICE para renda, b) ICE para cor ou raça (branca/preta), c) ICE para cor ou raça (branca/preta, parda e indígena), d) ICE para educação (nível superior/igual ou inferior ao fundamental). São Paulo, 2010.



Fontes: Cartografia: IBGE (2010), Barrozo *et al.* (2015); Dados de cor ou raça, renda e nível de instrução: IBGE (2010).

Figura 12 – Distribuição espacial dos Índices de Concentração nos Extremos (ICE), segundo área de ponderação do Município de São Paulo para 2010: a) ICE para renda, b) ICE para cor ou raça (branca/preta), c) ICE para cor ou raça (branca/preta, parda e indígena), d) ICE para educação (nível superior/igual ou inferior ao fundamental). São Paulo, 2010.



Fontes: Cartografia: IBGE (2010), Barrozo *et al.* (2015); Dados de cor ou raça e renda: IBGE (2010).

A segregação urbana na Europa e nos Estados Unidos da América é mais associada com grupos raciais, etnias ou religião enquanto nas cidades da América Latina o enfoque se dá nos aspectos socioeconômicos (GREENSTEIN, SABATINI e SMOLKA, 2000, tradução nossa, p. 7). Mais recentemente a segregação em três Regiões Metropolitanas europeias foi estudada do ponto de vista do nível de escolaridade (GRZEGORCZYK e JACZEWSKA, 2015). Tanto a Região Metropolitana de Paris, quanto as de Varsóvia e Berlim mostraram ocorrer a maior segregação em grupos de status social extremo de alta escolaridade. Nos três casos, a maior segregação ocorre em relação à metrópole como um todo, com relativa homogeneidade das cidades capitais. Estas se tornaram mais elitizadas, sendo Paris a de mais alta segregação dos grupos de status social mais elevado, que habitam os enclaves do oeste (os chamados “distritos bonitos”). Varsóvia apresenta a concentração da elite principalmente na cidade capital e ao mesmo tempo, a maior segregação em grupos com o status mais baixo. Berlim apresenta padrões de segregação diferentes entre oeste e leste da cidade. A parte oeste apresenta a concentração de pessoas com baixa escolaridade.

Nos Estados Unidos da América, a literatura sobre a segregação racial é ampla e diversa, sendo raros os estudos sobre a segregação por renda. Uma das contribuições neste tema é de Watson (2009) que estudou a segregação econômica das áreas metropolitanas norte-americanas encontrando uma forte e robusta relação entre desigualdade de renda e segregação por renda. A segregação ocorreria porque as pessoas mais ricas teriam mais condições de escolher bairros melhores, já que a escolha do local de residência tem implicação direta no tempo gasto para deslocamentos e na alocação de bens públicos. A segregação, por sua vez, afetaria o *lugar*. Por exemplo, a baixa renda pode gerar o aumento da criminalidade em bairros de baixa qualidade, o que, por sua vez, afetaria os preços relativos dos bairros de baixa e alta

criminalidade. Analogamente, famílias mais ricas podem produzir externalidades de bairro mais positivas (investindo em paisagismo ou bens públicos locais, por exemplo). Nesse caso, os bairros tornar-se-iam mais desejáveis e o preço relativo dos altos rendimentos aumentaria à medida que os ricos se tornassem mais ricos. Esses efeitos indiretos poderiam resultar em um vínculo adicional entre desigualdade e segregação.

A segregação residencial das cidades brasileiras é tema importante da geografia, sociologia e entre pesquisadores da área de planejamento urbano tendo sido abordada por uma literatura vasta e diversa que procura elucidar os processos responsáveis (CALDEIRA, 1996; CARLOS, 2003; LENCIONI, 2008; VILLAÇA, 2011, entre outros). No entanto, foi raramente medida em termos empíricos³⁷, embora tenha sido explicada do ponto de vista teórico. Os estudos empíricos feitos não usaram os indicadores clássicos para medir as cinco dimensões da segregação (MASSEY e DENTON, 1988). As duas exceções são os trabalhos de Torres (2004) que avaliou a segregação empiricamente em São Paulo a partir do índice de dissimilaridade e de Feitosa *et al.* (2007) que desenvolveram um índice espacial para medir a segregação urbana em São José dos Campos. Outros estudos usaram indicadores de condições socioeconômicas (TASCHNER e BÓGUS, 1999, 2001) ou de privação social (TORRES *et al.*, 2003) para inferir sobre a segregação, sem medi-la diretamente. No presente estudo, a segregação social foi avaliada a partir do índice de entropia, das tipologias de Poulsen, Johnston e Forrest (2001, 2002) e dos índices de concentração nos extremos com a finalidade de uma análise empiricamente embasada com maior precisão para o estudo da relação da segregação com as mortalidades. Os resultados para o município mostram que o grupo dominante (pessoas brancas com nível superior) tende a se concentrar em partes específicas

³⁷ No Brasil, os estudos sobre segregação, em geral, não usam medidas de segregação, mas de indicadores socioeconômicos que mostram a desigualdade social e não a segregação em si.

da cidade, como é observado a partir das Figuras 8, 9 e 10. O trabalho, escola dos filhos, centros comerciais como *shopping centers*, restaurantes, bons serviços de saúde, lazer e espaços de consumo de luxo se concentram nesta área, para onde milhares de pessoas de todos os grupos da cidade se dirigem todos os dias para trabalhar. Este mesmo padrão de autosegregação das famílias ricas tem sido observado há muito tempo para o Município de São Paulo e sua Região Metropolitana. A associação cor-pobreza-periferia observada por Taschner e Bógus (2001) para dados dos Censos de 1980, 1991 e PNADs de 1985, 1995 e 1997 continua sendo notada na escala da área de ponderação em 2010. Já naquela ocasião, Taschner e Bógus (2001) entendiam que o modelo centro-periferia não era mais suficiente para descrever o padrão de segregação e desigualdade social em São Paulo, também observado por Lencioni (2008). Segundo Torres *et al.* (2003), a distribuição espacial dos grupos sociais em São Paulo apresenta muitas descontinuidades e inversões, para as quais o modelo radial-concêntrico seria uma simplificação genérica da forma urbana, escondendo importantes diferenças entre as periferias. A heterogeneidade das periferias exigiria um significativo esforço empírico para a elaboração conceitual para se compreender o real significado da segregação.

As tentativas para se compreender a segregação em São Paulo são muitas e a partir de referenciais teóricos variados. As explicações para a concentração espacial da pobreza na periferia das cidades brasileiras compreendem um debate importante sobre os processos que, provavelmente, atuam em conjunto envolvendo o mercado de trabalho e a estrutura social, a dinâmica do mercado imobiliário e da produção de moradias e as políticas estatais (TORRES *et al.*, 2003), em escala mais local. No entanto, estes processos não podem ser vistos de forma isolada. A globalização e o processo de inserção de São Paulo no sistema mundial de cidades como uma cidade global de segunda ordem teriam produzido enormes impactos sociais nos padrões de moradia e condição de vida

dos grupos sociais mais pobres ao mesmo tempo em que consolidava um segmento de profissionais de alta qualificação e elevado rendimento, potencializando a segregação social (MARQUES e TORRES, 2000).

Apesar da pouca análise empírica da segregação em São Paulo, parece consenso afirmar que o “isolamento social presente nas áreas segregadas tende a contribuir significativamente para a redução das oportunidades das famílias residentes nesses locais” onde predominam a situação de pobreza. Estudando a pobreza urbana, a segregação e as redes sociais em São Paulo e Salvador, Marques (2015) observou a quase completa ausência de pessoas não-pobres nas redes sociais de indivíduos pobres e que as redes sociais destes costumam ser menores e menos variadas em termos de sociabilidade do que as redes de pessoas de classe média. Há também uma concentração espacial na área de residência. A sociabilidade e as redes sociais, em particular, são elementos-chave na reprodução de desigualdades sociais, pois fazem a mediação do acesso do indivíduo a diferentes serviços ligados ao bem-estar (MARQUES, 2015, tradução nossa) e às oportunidades de emprego (WATSON, 2009). Mas a segregação é um processo relacional – precisa ser vista dos dois extremos. Embora não possa ser observada na unidade geográfica aqui estudada, a segregação do grupo dominante das pessoas brancas com nível superior em condomínios fechados traz sensação de segurança e proteção em relação à violência urbana para este grupo (CALDEIRA, 1996).

A desigualdade, aqui medida a partir do índice de Gini do rendimento domiciliar, mostra para São Paulo uma relação direta apenas moderada com a renda ($r=0,66$, $p<0,00$, Tabela 2). Para São Paulo como um todo, na medida em que a renda aumenta a desigualdade também aumenta. Mas as correlações com as mortalidades por doenças do aparelho circulatório e mortalidade infantil são as mais baixas entre todos os indicadores e inversas ($r=-0,47$, $p<0,00$ e $r=-0,27$,

$p < 0,00$, respectivamente). Sem entender o contexto completamente, alguém poderia interpretar tais relações como se a desigualdade fosse protetora em relação às duas mortalidades. Na verdade, de forma global, as áreas de ponderação que apresentam os riscos mais baixos são as que apresentam também os maiores valores de Gini; em outras palavras, maior desigualdade entre os rendimentos de seus moradores. Diferente do esperado, a desigualdade de renda não é o que melhor explica os riscos das mortalidades estudadas em São Paulo nesta análise preliminar. A desigualdade de renda tem relação apenas moderada com todos os outros indicadores estudados. Uma análise mais aprofundada será feita no item 3.5.

3.5 A renda como indicador

O presente estudo não permite inferir relações causais. Contudo, seu delineamento admite a verificação do papel do contexto socioeconômico do lugar na explicação dos padrões espaciais das mortalidades estudadas. Aqui usei diversos indicadores além da renda para identificar a variável socioeconômica que melhor explica a variabilidade espacial das mortalidades.

Os resultados dos modelos de regressão para o risco relativo de mortalidade por doenças do aparelho circulatório (Tabela 7) mostram que todos os modelos apresentaram dependência espacial (coeficiente I de Moran) significativa em modelos OLS requerendo modelos espaciais para a explicação de seus padrões. Os modelos espaciais do tipo *lag* ou *error* (resultados não mostrados) apresentaram problemas em seus diagnósticos, demonstrando não serem capazes de uma explicação global. Sete modelos de regressão geograficamente ponderados conseguiram explicar, sem dependência espacial em seus resíduos ($p > 0,05$), o padrão geográfico da mortalidade no Município de São Paulo. As variáveis operacionais ICerendbr e ICerendppi, que indicam

concentração nos extremos do grupo branco afluyente sobre o grupo branco pobre e do grupo branco afluyente sobre o grupo PPI, apresentaram os menores valores de AIC (-766,44 e -764,02, respectivamente) e coeficientes *I* de Moran não significativos ($p=0,09$ e $p=0,08$, respectivamente). É interessante observar que o terceiro melhor modelo, o da concentração nos extremos entre o grupo afluyente e o grupo pobre (ICErenda), apresenta resíduos com dependência espacial, indicando a falta de algum elemento espacial na explicação desta mortalidade. No caso, fica fácil compreender que o elemento raça ou cor adiciona potencial explanatório e enfatiza a segregação econômico-racial nesta mortalidade.

Tabela 7 – Risco relativo de mortalidade por doenças do aparelho circulatório: resultados dos modelos de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) e modelos de regressão geograficamente ponderados (GWR) – valores de R^2 global ajustado, coeficiente β , valor de p para o modelo OLS, valor de *Akaike Criterion Information* (AIC), coeficiente I de Moran para os resíduos padronizados e significância do coeficiente I (valor p).

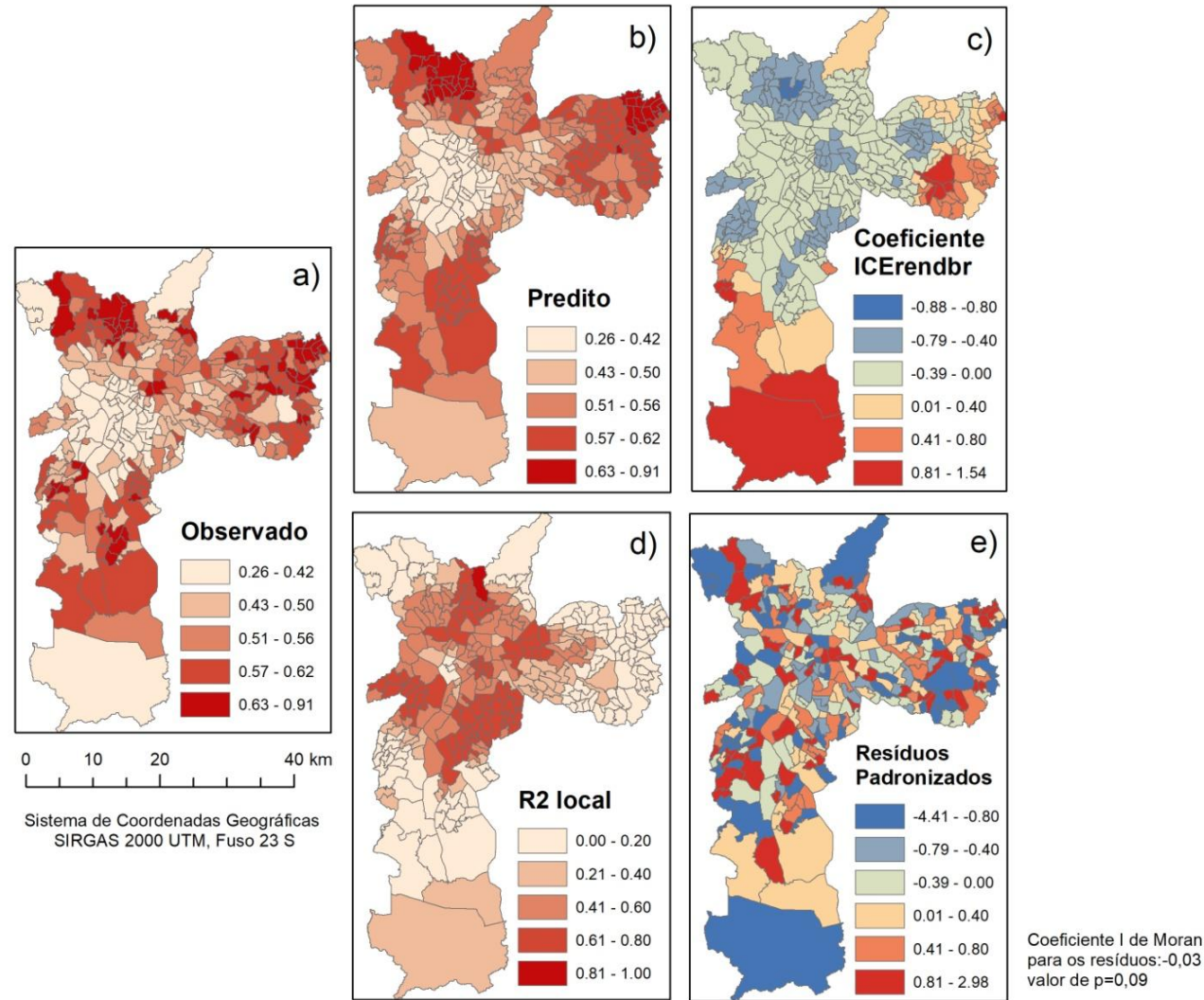
Indicador	Modelos	R2 aj.	Coef, β	valor p	AIC	Moran	valor p
Logrenda	OLS	0,48	-0,27	0,00	-682,77	0,23	0,00
	GWR	0,53			-709,98	0,10	0,00
INDEXSES	OLS	0,41	-0,02	0,00	-645,36	0,29	0,00
	GWR	0,67			-776,75	-0,04	0,02
ICErenda	OLS	0,45	-0,27	0,00	-663,87	0,26	0,00
	GWR	0,66			-769,29	-0,03	0,04
ICEcor	OLS	0,40	-0,39	0,00	-638,21	0,33	0,00
	GWR	0,61			-740,71	0,00	0,86
ICEppi	OLS	0,39	-0,21	0,00	-632,99	0,34	0,00
	GWR	0,63			-746,33	0,00	0,65
ICEedu	OLS	0,49	-0,26	0,00	-686,15	0,25	0,00
	GWR	0,62			-756,73	-0,01	0,70
ICErendpr	OLS	0,35	-0,37	0,00	-612,03	0,26	0,00
	GWR	0,64			-750,23	-0,02	0,33
ICErendppi	OLS	0,47	-0,32	0,00	-674,07	0,26	0,00
	GWR	0,65			-764,02	-0,03	0,08
ICErendbr	OLS	0,48	-0,38	0,00	-684,76	0,24	0,05
	GWR	0,65			-766,44	-0,03	0,09
POULcor	OLS	0,29	0,09	0,00	-585,61	0,32	0,00
	GWR	0,53			-694,86	0,00	0,90
POULEdu	OLS	0,33	0,12	0,00	-601,95	0,30	0,00
	GWR	0,40			-636,35	0,14	0,00
POULcoredu	OLS	0,33	0,16	0,00	-602,84	0,28	0,00
	GWR	0,38			-626,28	0,17	0,00
Entropia	OLS	0,38	0,70	0,00	-629,33	0,34	0,00
	GWR	0,54			-711,45	0,07	0,00
Gini_rend	OLS	0,22	-0,86	0,00	-557,02	0,35	0,00
	GWR	0,49			-673,85	0,04	0,00

Logrenda: logaritmo do rendimento médio mensal; **INDEXSES**: indicador socioeconômico composto; **ICErenda**: índice de concentração nos extremos por renda; **ICEcor**: índice de concentração nos extremos por cor ou raça; **ICEppi**: índice de concentração nos extremos por cor ou raça branca sobre cor ou raça preta, parda e indígena; **ICEedu**: índice de concentração nos extremos por educação (nível superior sobre nível fundamental completo ou incompleto); **ICErendpr**: índice de concentração nos extremos por renda e cor (pessoas brancas ricas sobre pessoas pretas pobres); **ICErendppi**: índice de concentração nos extremos por renda e cor (pessoas brancas ricas sobre pessoas pretas, pardas e indígenas pobres); **ICErendbr**: índice de concentração nos extremos por renda e cor (pessoas brancas ricas sobre pessoas brancas pobres); **POULcor**: tipologia de Poulsen, Johnston e Forrest (2001, 2002) para raça ou cor; **POULEdu**: tipologia de Poulsen, Johnston e Forrest (2001, 2002) para educação; **POULcoredu**: tipologia de Poulsen, Johnston e Forrest (2001, 2002) para cor e educação combinadas; **Entropia**: índice de entropia (diversidade); **Gini_rend**: Índice de Gini do rendimento domiciliar.

A Figura 13 apresenta os resultados do modelo em mapas. Observa-se na Figura 13c que na maior parte do município o ICErenbr apresenta relação inversa (coeficientes negativos, em tons azul) com a mortalidade. Nas periferias, a relação é direta, ou seja, a concentração de renda, neste caso, dos brancos pobres sobre os brancos ricos (tom de laranja mais claro), faz aumentar o risco relativo. A Figura 14, permite análise mais detalhada do ICErendbr. Assim, pode-se apreender que não há um efeito global único da concentração de renda. O efeito é local. Explica melhor em algumas áreas (R^2 mais alto na Figura 13d) e pouco em outras, como nas periferias. E, mais importante, o efeito da concentração tem relação positiva reduzindo o risco de mortalidade quando há concentração de pessoas que ganham mais. Esta é uma evidência que sustenta o efeito do lugar sobre a saúde das pessoas, pois a concentração de pessoas com renda mais alta atrai benefícios para o lugar, investimentos, empregos que transformam a qualidade dos bairros de forma positiva. Os bairros mais afluentes apresentam morfologia urbana diferente, com infraestrutura de melhor qualidade. Essas áreas também são as de consolidação urbana mais antiga da cidade (PÉREZ-MACHADO *et al.*, 2014). Quando ocorre a concentração de pessoas de baixa renda, outros processos se instauram pela ausência de investimentos de infraestrutura e presença do Estado, favorecendo a instalação de atividades ligadas ao narcotráfico, fortemente amparadas em ações de violência e criminalidade.

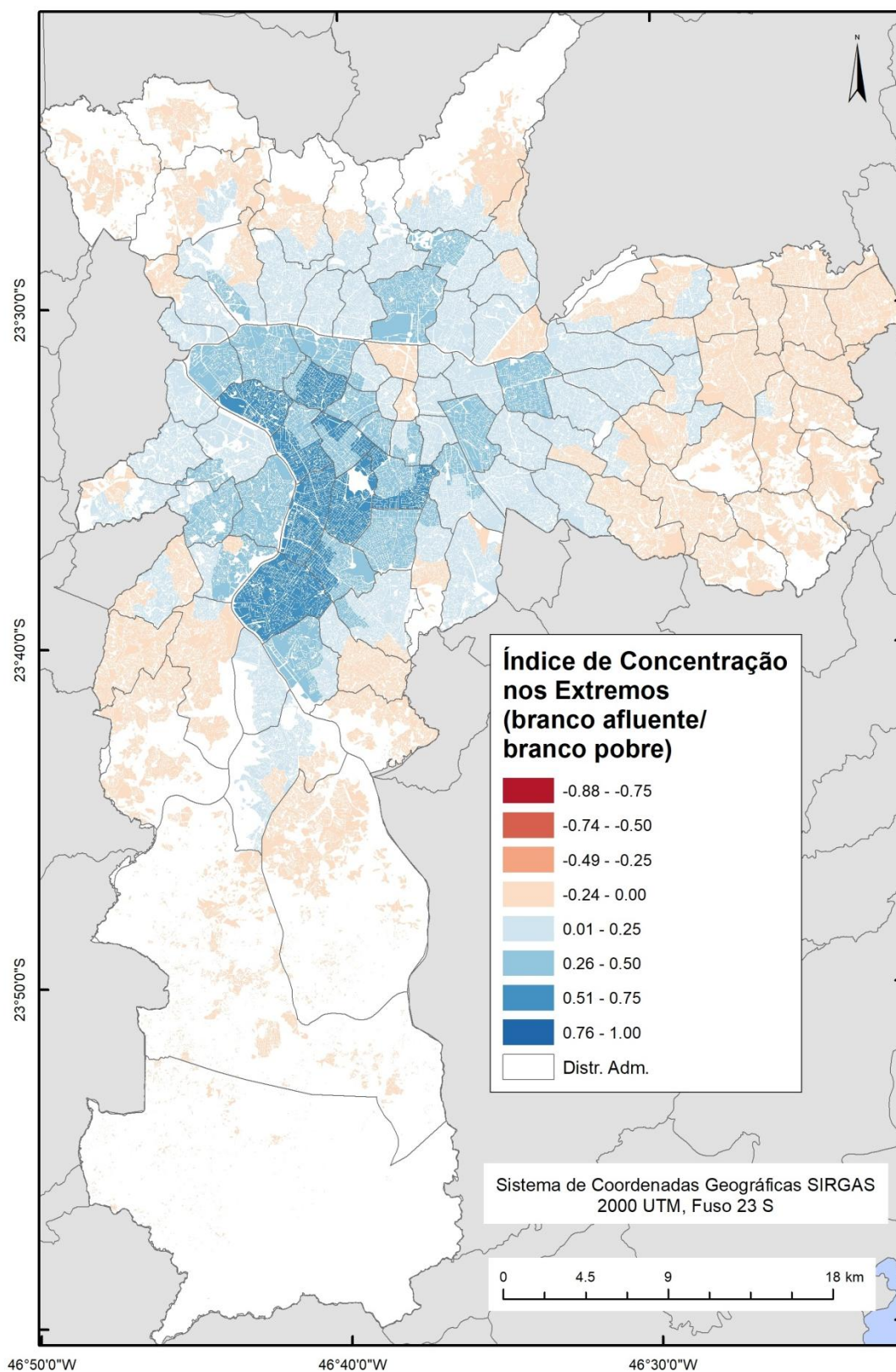
O segundo melhor modelo, com base na concentração nos extremos de renda de pessoas da cor ou raça branca afluentes sobre pessoas de cor ou raça preta, parda e indígena pobres pode ser observado na Figura 15. De forma geral, os comentários anteriores se aplicam para este modelo. Em algumas áreas de ponderação o modelo chega a explicar de 61 a 80% do risco relativo (Figuras 13d e 15d) e para o município como um todo, os dois modelos explicam 65% da variação espacial da mortalidade.

Figura 13 – Resultados do melhor modelo de regressão geograficamente ponderado para mortalidade por doenças do aparelho circulatório: a) risco relativo observado (valores transformados), b) valores preditos do risco relativo, c) coeficientes da variável explanatória ICERendbr, d) valores do R^2 local do modelo e, e) resíduos padronizados e teste de dependência espacial (I de Moran).



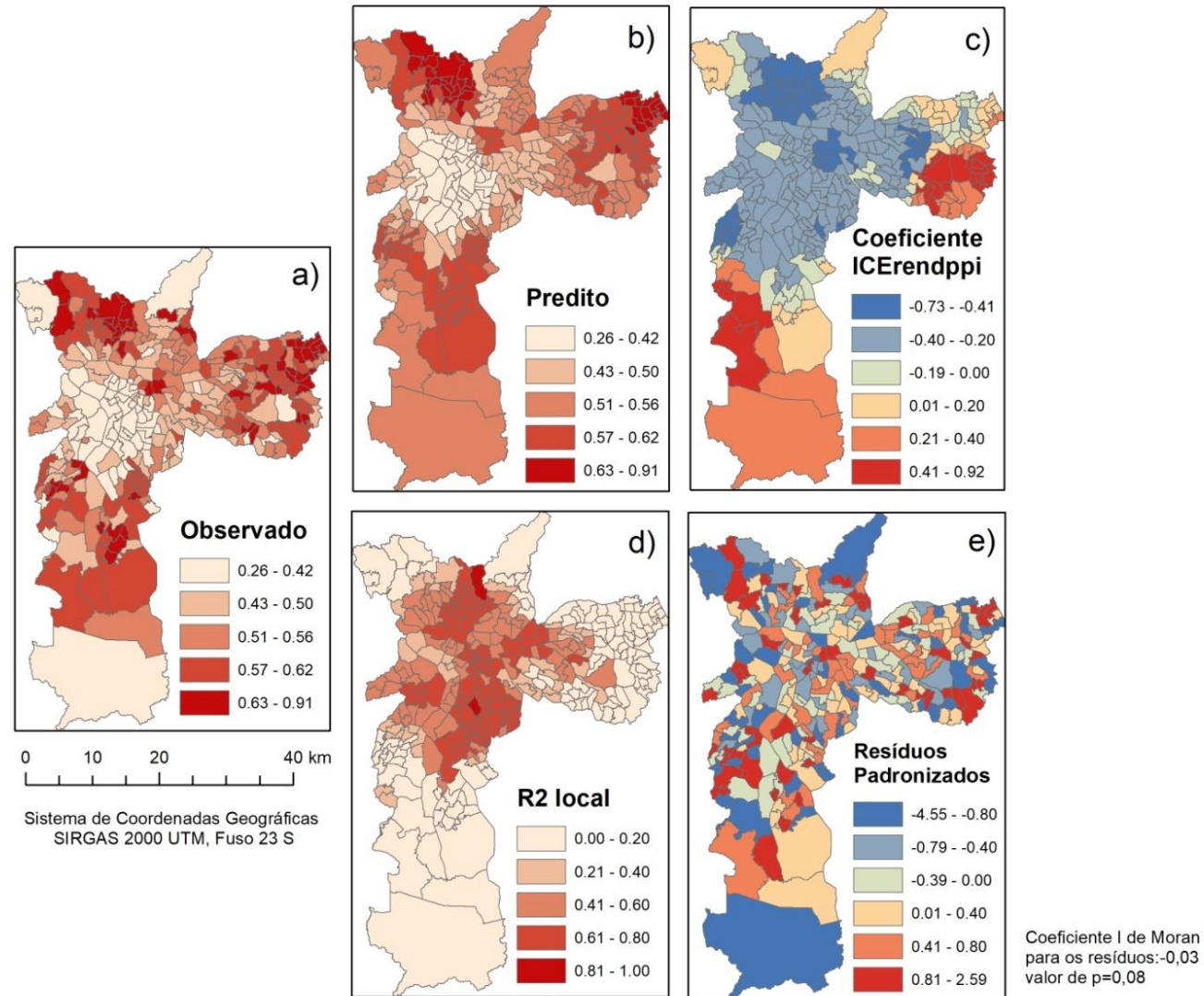
Fontes: Cartografia: IBGE (2010); Dados de cor ou raça e renda: IBGE (2010).

Figura 14 – Distribuição espacial do Índice de Concentração nos Extremos da população branca afluyente sobre a população branca pobre, segundo área de ponderação, em 2010



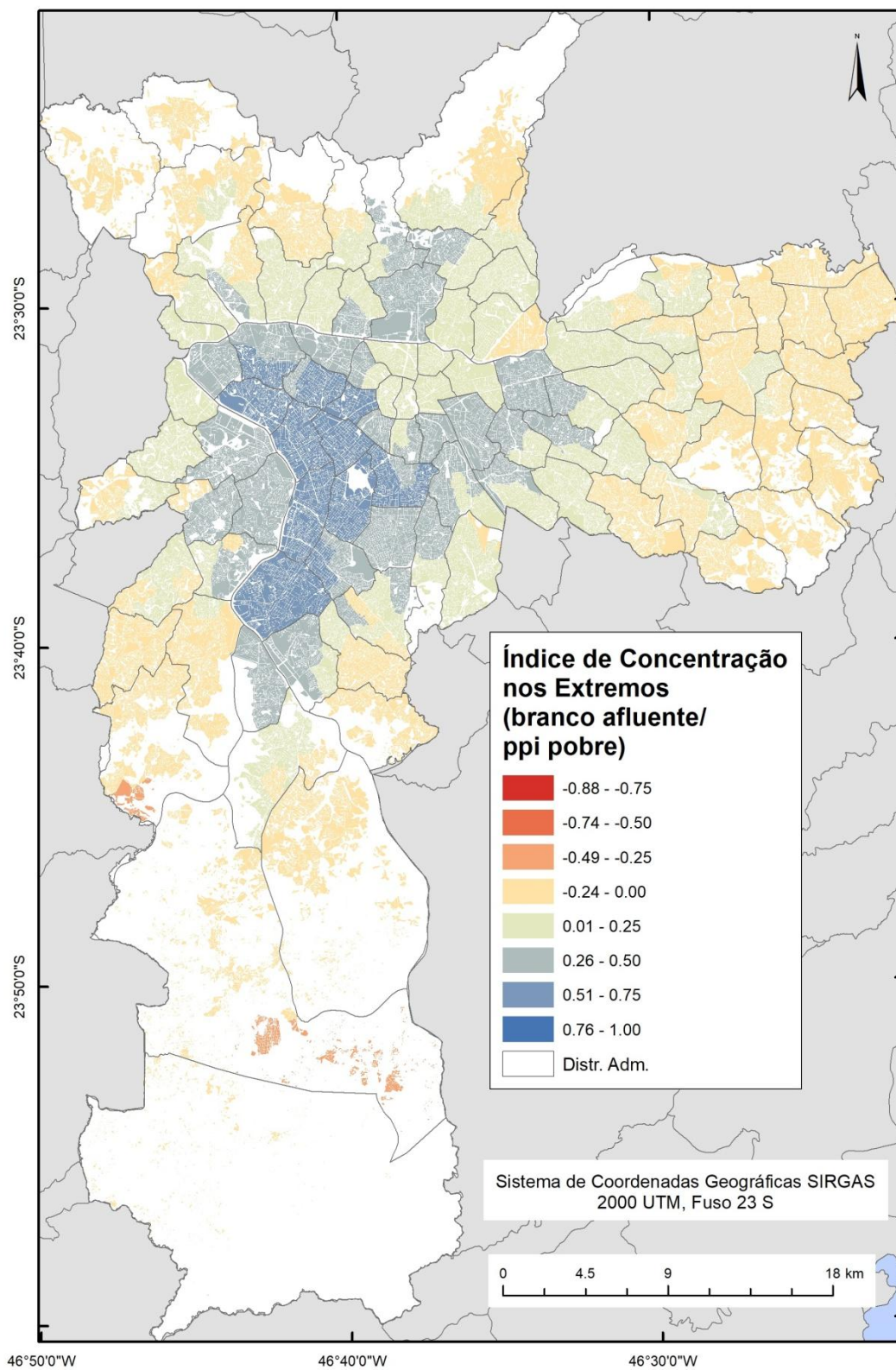
Fontes: Cartografia: IBGE (2010), Barrozo *et al.* (2015); Dados de cor ou raça e renda: IBGE (2010).

Figura 15 – Resultados do modelo de regressão geograficamente ponderado para mortalidade por doenças do aparelho circulatório: a) risco relativo observado (valores transformados), b) valores preditos do risco relativo, c) coeficientes da variável explanatória (ICERendppi), d) valores do R^2 local do modelo e, e) resíduos padronizados e teste de dependência espacial (I de Moran).



Fontes: Cartografia: IBGE (2010); Dados de cor ou raça e renda: IBGE (2010).

Figura 16 – Distribuição espacial do Índice de Concentração nos Extremos da população branca afluyente sobre a população preta, parda e indígena pobre, segundo área de ponderação, em 2010.



Fontes: Cartografia: IBGE (2010), Barrozo *et al.* (2015); Dados de cor ou raça e renda: IBGE (2010).

A segregação por renda e cor ou raça preta, parda e indígena (ICErendppi) é a variável que melhor explica a mortalidade infantil em São Paulo (Tabela 8). Uma diferença de três pontos entre AIC de modelos de regressão já permite afirmar que o modelo com a pontuação menor é o mais explicativo (ANSELIN, 2005). O coeficiente *I* de Moran para este modelo geograficamente ponderado não é estatisticamente significativo ($p=0,15$), indicando que não existem resíduos espaciais que ainda precisam ser explicados. Para mortalidade infantil a segregação por renda e cor ou raça explica cerca de 40% da variabilidade do risco no município, muito inferior aos 65% da mortalidade por doenças do aparelho circulatório, mas importante o suficiente para se atestar a influência do lugar. Esta diferença entre os dois tipos de mortalidade provavelmente ocorre devido aos cuidados e assistência às crianças no primeiro ano de vida e também a uma melhoria geral das condições ambientais, como saneamento básico. As doenças do aparelho circulatório são crônicas e muito associadas à hipertensão não controlada, sedentarismo, colesterol elevado, obesidade, estresse, tabagismo e diabetes *mellitus*, no nível do indivíduo, e ao resultado de toda uma vida sob condições socioeconômicas adversas.

Os dois tipos de mortalidade configuram desigualdades em saúde e injustiça social. É de se esperar que as desigualdades aconteçam, mas quando constituem agrupamentos espaciais significativos explicados por segregação residencial econômico-racial, como o observado, as desigualdades passam a configurar iniquidades.

E a renda como indicador? Nas duas mortalidades estudadas, a renda (seu log foi utilizado) apresentou resíduos com padrão espacial significativo, indicando que não consegue explicar completamente as mortalidades. Ainda falta algo a ser incorporado que explique a dependência no padrão espacial. O

IndexSES tem um desempenho muito superior, apesar da sua alta correlação com a renda. Para a mortalidade infantil, o R^2 da renda foi de 0,24 (AIC 108,68) e resíduos com dependência espacial. O IndexSES teve R^2 de 0,36 (AIC 72,91) sem dependência espacial nos resíduos. Sem sombra de dúvida, o ICErendppi é o indicador mais explicativo ($R^2 = 0,39$, AIC = 59,28) sem dependência espacial nos resíduos e AIC muito inferior aos demais. Assim, usar a renda para explicar a variabilidade espacial da mortalidade infantil implicaria em simplificação considerável.

Para doenças do aparelho circulatório, o IndexSES apresentou R^2 de 0,67, ainda superior ao do ICErendbr (0,65) e AIC muito melhor no modelo geograficamente ponderado para mortalidade por doenças do aparelho circulatório (-776,75 em comparação ao -766,44 do ICErendbr), mas seus resíduos apresentaram dependência espacial. O desempenho da renda foi de $R^2=0,53$ (AIC de -709,98). Do ponto de vista prático, por outro lado, a renda informa que a média do rendimento bruto mensal em todos os trabalhos em uma área de ponderação precisaria atingir R\$4.030,70 para que o risco relativo da mortalidade por doenças do aparelho circulatório fosse igual a 1 (número de óbitos igual ao número esperado). Para mortalidade infantil, o valor estaria em torno de R\$3.403,71.

Um dos trabalhos mais recentes sobre as relações entre as condições socioeconômicas de um bairro e a saúde cardiovascular de sua população sumariza os mecanismos múltiplos aceitos como atuantes nesta relação (BOYLAN e ROBERT, 2017, tradução nossa): acesso diferente a recursos materiais, o custo dos recursos disponíveis, acesso aos serviços de saúde, disponibilidade e qualidade de serviços públicos, qualidade da educação, exposição a fatores de risco ambientais (e.g., ruído, chumbo, poluição do ar), aglomeração de pessoas, crime e a disponibilidade de tabaco, *fast food*, recursos

de recreação, entre outros. Boylan e Robert (2017) esclarecem que em relação à saúde cardiovascular no nível biológico, os processos se dariam por inflamação elevada (dada, por exemplo, por infecções), maior resposta cardiovascular a situações de estresse e maior carga alostática (demanda energética maior que a ofertada pelo organismo).

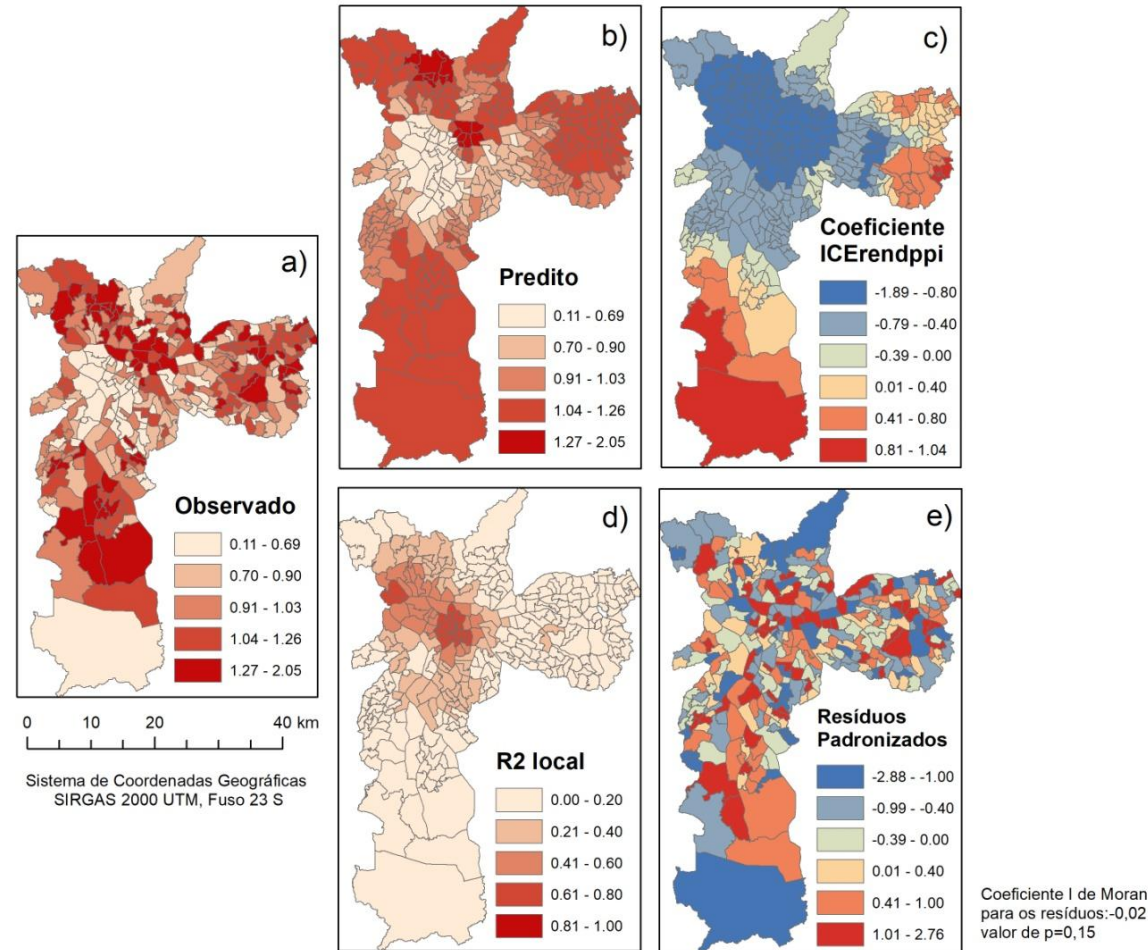
A segregação para mortalidade infantil atua, assim como para as mortalidades por doenças do aparelho circulatório, em dois sentidos contrários. A segregação da população branca rica reduz o risco de mortalidade infantil (coeficientes negativos em tons azuis na Figura 17c) e a segregação da população PPI pobre aumenta o risco (coeficientes positivos em tons de laranja na Figura 17c). No entanto, o agrupamento de risco alto observado na porção central do Município (incluindo o centro e sul do Distrito Vila Guilherme, Distritos Belém, Brás, Sé, República, parte de Santa Cecília, Bom Retiro e partes sul e leste de Santana) na Figura 3b encontra-se na área azul da Figura 17c, onde o aumento da concentração nos extremos (branco afluyente/PPI pobre) tem efeito de reduzir o risco relativo. Assim, este agrupamento pode ter raízes em condições de moradias precárias e insalubres, como cortiços e prédios ocupados, e a vulnerabilidade socioeconômica de grupos de imigrantes, como os vindos da Bolívia, moradores da área conhecida como Cracolândia e outros grupos vulneráveis que moram no centro histórico do Município. As condições destes moradores ficam, de certa forma, invisíveis para os indicadores socioeconômicos, mas não o são para os dados de mortalidade, principalmente pelas mortes que ocorrem entre menores de um ano.

Tabela 8 – Risco relativo de mortalidade infantil: resultados dos modelos de Mínimos Quadrados Ordinários (OLS) e modelos de regressão geograficamente ponderados (GWR) – valores de R^2 global ajustado, coeficiente β , valor de p para o modelo OLS, valor de *Akaike Criterion Information* (AIC), coeficiente I de Moran para os resíduos padronizados e significância do coeficiente I (valor p).

Indicador	Modelos	R^2 aj.	Coef. β	Valor p	AIC	Moran	Valor p
Logrenda	OLS	0,21	-0,53	0,00	119,16	0,14	0,00
	GWR	0,24			108,68	0,04	0,00
INDEXSES	OLS	0,18	-0,03	0,00	129,70	0,16	0,00
	GWR	0,36			72,91	-0,03	0,12
ICErenda	OLS	0,21	-0,54	0,00	118,69	0,16	0,00
	GWR	0,37			66,37	-0,02	0,15
ICEcor	OLS	0,19	-0,78	0,00	127,80	0,17	0,00
	GWR	0,38			62,38	-0,02	0,24
ICEppi	OLS	0,18	-0,42	0,00	132,07	0,17	0,00
	GWR	0,38			63,77	-0,02	0,21
ICEedu	OLS	0,21	-0,50	0,00	119,59	0,15	0,00
	GWR	0,34			84,11	-0,02	0,16
ICERendpr	OLS	0,13	-0,69	0,00	147,47	0,15	0,00
	GWR	0,36			89,12	-0,03	0,08
ICERendppi	OLS	0,23	-0,66	0,00	111,10	0,15	0,00
	GWR	0,39			59,28	-0,02	0,15
ICERendbr	OLS	0,26	-0,81	0,00	100,94	0,15	0,00
	GWR	0,37			63,10	-0,02	0,39
POULcor	OLS	0,17	0,21	0,00	134,98	0,19	0,00
	GWR	0,35			77,99	-0,02	0,23
POULedu	OLS	0,20	0,28	0,00	124,64	0,16	0,00
	GWR	0,24			112,60	0,05	0,00
POULcoredu	OLS	0,21	0,38	0,00	120,51	0,13	0,00
	GWR	0,23			115,25	0,06	0,00
Entropia	OLS	0,26	1,72	0,00	97,46	0,15	0,00
	GWR	0,35			66,93	0,01	0,38
Gini_rend	OLS	0,07	-1,43	0,00	170,02	0,19	0,00
	GWR	0,22			131,07	0,00	0,69

Logrenda: logaritmo do rendimento médio mensal; **INDEXSES**: indicador socioeconômico composto; **ICErenda**: índice de concentração nos extremos por renda; **ICEcor**: índice de concentração nos extremos por cor ou raça; **ICEppi**: índice de concentração nos extremos por cor ou raça branca sobre cor ou raça preta, parda e indígena; **ICEedu**: índice de concentração nos extremos por educação (nível superior sobre nível fundamental completo ou incompleto); **ICERendpr**: índice de concentração nos extremos por renda e cor (pessoas brancas ricas sobre pessoas pretas pobres); **ICERendppi**: índice de concentração nos extremos por renda e cor (pessoas brancas ricas sobre pessoas pretas, pardas e indígenas pobres); **ICERendbr**: índice de concentração nos extremos por renda e cor (pessoas brancas ricas sobre pessoas brancas pobres); **POULcor**: tipologia de Poulsen, Johnston e Forrest (2001, 2002) para raça ou cor; **POULedu**: tipologia de Poulsen, Johnston e Forrest (2001, 2002) para educação; **POULcoredu**: tipologia de Poulsen, Johnston e Forrest (2001, 2002) para cor e educação combinadas; **Entropia**: índice de entropia (diversidade); **Gini_rend**: Índice de Gini do rendimento domiciliar.

Figura 17 – Resultados do modelo de regressão geograficamente ponderado para mortalidade infantil: a) risco relativo observado, b) valores preditos do risco relativo, c) coeficientes da variável explanatória (ICERendppi), d) valores do R^2 local do modelo e, e) resíduos padronizados e teste de dependência espacial (I de Moran).



Fontes: Cartografia: IBGE (2010); Dados de cor ou raça e renda: IBGE (2010).

Os resultados encontrados para os dois tipos de mortalidade permitem afirmar que a segregação por renda e cor ou raça dá conta de explicar suas distribuições espaciais. No caso da mortalidade por doenças do aparelho circulatório, o componente racial é importante mesmo na segregação entre brancos ricos e brancos pobres. Aqui, a associação encontrada não parece um artefato estatístico, mas por acometer número muito elevado de pessoas no período, a segregação de renda em relação aos brancos e PPI pobres é igualmente relevante. Mas não é a segregação residencial por renda apenas a melhor variável explicativa. Vou evitar especulações mais específicas sobre as diferenças de cor ou raça não embasadas empiricamente neste estudo.

Na literatura sobre desigualdade de renda e saúde, há um debate ainda controverso se maiores diferenças de renda estão associadas com padrões mais baixos de saúde em uma população. Wilkinson e Pickett (2006) conduziram uma revisão de 155 estudos sobre a associação entre distribuição de renda e saúde. Os estudos foram classificados segundo suporte que davam à hipótese de que maiores diferenças de renda estavam associadas com padrões mais baixos de saúde. A grande maioria dos estudos (70%) sugeria que a saúde era pior em sociedades onde as diferenças de renda eram maiores. Para Wilkinson e Pickett (2006), os estudos feitos em áreas grandes (internacionais ou regionais em um país) eram mais favoráveis à hipótese porque a desigualdade de renda neste contexto serviria como uma medida da escala da estratificação social ou de sua hierarquia. Em áreas pequenas, a desigualdade de renda seria afetada pelo grau de segregação residencial dos ricos e pobres. A saúde das pessoas em bairros com privação seria pior não por causa da desigualdade dentro do bairro, mas porque estas pessoas estariam segregadas em relação à sociedade. Neste sentido, os resultados do presente estudo em relação à medida de desigualdade contribui para a compreensão de que a desigualdade de renda que ocorre no nível das áreas de ponderação (pequenas áreas) não explica as mortalidades estudadas.

Não é a desigualdade de renda dentro da área de ponderação a variável explicativa em São Paulo, mas a *concentração de renda associada à cor ou raça*, como já foi mencionado.

Em 2015, Pickett e Wilkinson (2015) atualizaram a revisão anterior e avançaram no entendimento ao conduzirem uma nova revisão para avaliar se diferenças maiores de renda desempenhavam um papel *causal* que levaria à pior saúde ou não. Em uma rigorosa revisão bibliográfica sobre o tema, Pickett e Wilkinson (2015) se apoiaram nos 9 critérios de Hill³⁸ (1965 apud PICKETT e WILKINSON, 2015) para inferir causalidade aceitos pela Epidemiologia. Os achados desta pesquisa mostram que as relações sociais (coesão, confiança, envolvimento na vida comunitária e baixos níveis de violência) são melhores em sociedades mais igualitárias. Maiores diferenças de renda aumentam as distâncias sociais. Seus resultados corroboram a hipótese inicial de relação causal entre desigualdade de renda e saúde.

As relações entre as condições socioeconômicas do indivíduo e do lugar onde ele mora são muito complexas e em pauta na literatura internacional. Como os dados mostraram neste estudo, as áreas de ponderação não são homogêneas. O mapa da concentração de renda nos extremos mostra que existem domicílios com rendimento de até R\$1.000,00 em áreas de melhor condição socioeconômica e domicílios com renda acima de R\$5.400,00 em áreas mais pobres. Como separar a influência do lugar na saúde do indivíduo considerando as condições socioeconômicas deste? Diversos estudos têm sido feitos para tentar responder a esta questão e quatro hipóteses principais surgiram (BOYLAN e ROBERT, 2017, tradução nossa). A hipótese de *duplo risco* diz que a saúde de um indivíduo de baixo nível socioeconômico será muito pior se ele residir em um bairro de baixo nível socioeconômico já que ele próprio tem

³⁸ Hill, A.B. The environment and disease: association or causation? *Proc. R. Soc. Med.* 58, 295e300, 1965.

poucos recursos e mora em um local que não tem muito o que oferecer. A segunda hipótese, o *modelo de recursos coletivos*, diz que indivíduos de baixo nível socioeconômico terão saúde melhor se morarem em bairros de nível mais alto, já que terão acesso a recursos materiais e sociais no nível do bairro. Segundo a *teoria da causa fundamental*, o contexto do bairro pode ser um mediador na relação entre nível socioeconômico individual e saúde. Indivíduos com nível socioeconômico mais alto são menos sensíveis aos efeitos do bairro de nível socioeconômico mais baixo. Estes indivíduos sempre encontrariam um jeito de ter acesso aos recursos para a saúde. Portanto, os efeitos do bairro para um indivíduo de nível socioeconômico mais alto afetariam menos estas pessoas do que os indivíduos de nível mais baixo, morando no mesmo contexto. A quarta hipótese, a da *privação relativa*, é bastante controversa e diz que os indivíduos pobres teriam pior saúde ao residirem em áreas ricas do que se residissem em áreas pobres. O mecanismo seria por estresse crônico devido aos custos psicossociais associados a comparações com pessoas acima do seu nível social, a expectativas não atingidas e sentimento de privação de status social. De fato, alguns estudos têm demonstrado que pessoas pobres vivendo em bairros ricos são mais propensas à obesidade, ao tabagismo e ao consumo de bebidas alcoólicas.

A pesquisa de Boylan e Robert (2017) usando um marcador de saúde cardiovascular nos Estados Unidos constatou que indivíduos de nível socioeconômico mais baixo e aqueles que vivem em bairros de nível socioeconômico mais baixo tinham pior saúde cardiovascular comparado com indivíduos mais ricos e com aqueles vivendo em bairros mais ricos. A interação entre as condições socioeconômicas do indivíduo e as do bairro para a predição de saúde cardiovascular foi significativa. As condições do bairro foram associadas com a saúde dos indivíduos de níveis baixo e médio, mas não com a saúde de indivíduos mais ricos. Portanto, “viver em bairros mais ricos pode

beneficiar a saúde cardiovascular de indivíduos mais pobres, em particular” (BOYLAN e ROBERT, 2017, tradução nossa, p. 65).

Tendo em vista os resultados encontrados para as mortalidades por doenças do aparelho circulatório e mortalidade infantil e suas associações com a segregação econômico-racial em São Paulo, parece razoável pensar que maior integração social possa trazer vantagens em saúde principalmente para os indivíduos pobres. Nesta direção, as propostas sugeridas por Torres *et al.* (2003) de políticas públicas de integração social e espacial poderiam ter efeito na saúde das pessoas mais pobres e não trariam prejuízos aos mais ricos. Por outro lado, o agrupamento espacial de mortalidade infantil no centro histórico de São Paulo não permite constatar a relativa vantagem de grupos vulneráveis ao residirem em áreas com infraestrutura consolidada, melhores oportunidades de emprego ou trabalho informal e indicadores socioeconômicos relativamente satisfatórios. Ainda em termos especulativos, pois não tive acesso aos dados individuais de mortalidade e estes não apresentam detalhes importantes sobre as condições socioeconômicas de quem foi a óbito, a provável grande privação de indivíduos que habitam o centro de São Paulo parece não lhes permitir auferir as vantagens potenciais que o lugar oferece em relação aos bairros periféricos. Neste caso, a privação absoluta atual (rendimentos baixos e condições inadequadas de moradia) aliada à privação de toda uma vida subjugaria os benefícios do efeito do *lugar*. A questão central dessas populações vulneráveis parece ser a da sobrevivência. Mas esta observação não tem caráter conclusivo, pois um estudo multinível seria necessário para avaliação de tal hipótese.

Aqui deixo evidente que a segregação econômico-racial tem importante relação com a saúde das pessoas. A necessidade de se encontrar mecanismos para sua redução parece inquestionável como política de promover o bem-estar a todos. Mas como diminuir a segregação? Torres *et al.* (2003) ponderam que se o

Estado gera segregação por ações governamentais, também é ele quem teria condições de promover a integração. Os mecanismos seriam por meio de ações que os autores chamaram de *políticas governamentais relativas ao espaço construído* e *políticas sociais “espacialmente organizadas”*. Entre as primeiras estariam as ações de regulamentação urbana e investimentos em infra-estrutura nos bairros mais pobres. No segundo grupo estariam as políticas sociais tradicionais nas áreas de educação, saúde, assistência social, esportes, cultura e lazer pela transformação do espaço, acesso e inserção dos diferentes grupos sociais. Estudando a segregação residencial nas cidades latino-americanas, Sabatini (2006) sugere algumas possibilidades para redução da segregação residencial, tais como: reforço das identidades territoriais (o sentido de pertencimento a um bairro ou cidade seria uma forma de adicionar diversidade social para converter desigualdades em diferenças); dar atenção às minorias étnicas, como os indígenas, para revitalizar sua cultura com uma segregação social “positiva”. Nas cidades da América Latina, há uma grande proporção de residências de baixo-padrão que são próprias em contraste com as residências alugadas deste mesmo padrão em países da Europa e América do Norte. A posse da propriedade dificulta a mobilidade das pessoas nas cidades latino-americanas. A dispersão de famílias mais afluentes parece ser uma política mais produtiva para alterar o padrão de segregação espacial. A melhoria de transporte público também seria um fator potencial para redução da segregação, já que as pessoas não querem ficar distantes de seu grupo social.

Apesar de não ter sido o melhor modelo explicativo para as mortalidades estudadas, o indicador composto mostrou excelente desempenho e permitiu identificar lugares vulneráveis segundo grupos, de forma muito diferente de indicadores anteriores, principalmente pela resolução espacial dos dados e pela visualização em base dasimétrica. Este recurso cartográfico traz uma percepção da realidade muito diferente da observada em representações coropléticas

(BARROZO *et al.*, 2015). O refinamento cartográfico e a utilização de grupos em decis permite identificar a situação de maior vulnerabilidade entre os vulneráveis. Este indicador nesta representação cartográfica apresenta potencial muito grande para orientar políticas públicas, como as mencionadas anteriormente para promover maior integração social.

O desenvolvimento de indicadores sociais para análise das desigualdades em saúde é um tópico em constante evolução. Muitos estudos procuram elaborar indicadores de privação material como os desenvolvidos na Inglaterra, Austrália, Estados Unidos da América, Nova Zelândia, Canadá, Portugal e Escócia, entre outros (ALLIK *et al.*, 2016). Os objetivos principais para o desenvolvimento de indicadores de privação são: compreender e descrever desigualdades em saúde, utilizá-los como referência quando dados individuais não estão disponíveis e para mostrar que a privação de um lugar tem um efeito independente na saúde da pessoa além das condições socioeconômicas individuais. A eficiência de um indicador depende do quanto ele reflete o constructo que deve ser medido e da sua validade para uma área geográfica (DIEZ-ROUX, 1998, tradução nossa). Segundo Allik *et al.* (2016, tradução nossa) as medidas de censos demográficos são as melhores para serem usadas por permitirem comparações entre países e ao longo do tempo. Para São Paulo, o indicador desenvolvido não aponta apenas a privação material. Ele contempla um panorama mais amplo que inclui os sete grupos pretendidos, como descrito na metodologia. O indicador socioeconômico é diferente de um indicador de desigualdade de renda ou social. O aprimoramento deste indicador socioeconômico será feito pela inclusão do índice de Gini como variável para uma nova análise de componentes principais, junto com os Índices de Concentração nos Extremos, com o objetivo de dar conta do componente espacial não explicado no modelo com a mortalidade por doenças do aparelho circulatório e melhorar seu desempenho na mortalidade infantil. O indicador resultante seria mais robusto para os estudos em saúde em

São Paulo. Uma vez calibrado a partir destas duas mortalidades, poderá ser utilizado para avaliar outros desfechos em saúde e atribuir a correspondente importância do contexto socioeconômico do lugar.

Os indicadores relacionados à composição da população (tipologias de Poulsen, Johnston e Forrest 2001, 2002 e índice de entropia) apresentaram desempenho muito baixo como variáveis explanatórias. Não é devido à cor ou raça que os lugares são melhores ou piores, mas porque os rendimentos dessas pessoas permitem que elas escolham ou não o lugar onde moram. Segundo Oakes e Andrade (2014, tradução nossa), raça deve ser entendida como etnia, onde um grupo de indivíduos compartilha a mesma cultura. Os efeitos da “raça” na saúde raramente têm significado biológico. As diferenças em saúde observadas por raça provavelmente incluem segregação residencial, discriminação interpessoal e institucional (OAKES e ANDRADE, 2014, tradução nossa). Os processos históricos de dominação incluindo política escravagista são os que explicam a segregação racial associada à renda, não desvinculados do contexto histórico e econômico dos países, sistema de produção e globalização.

Renda e educação têm correlação muito forte em quase todos os contextos de países capitalistas. Assim, a relação da educação com a saúde deve mimetizar a renda. Finch *et al.* (2010) estudaram se a magnitude da associação entre a saúde e o contexto do bairro diferia entre as pessoas de maior ou menor nível educacional nos Estados Unidos da América. Diverso do esperado, os indivíduos com maior nível educacional estão mais bem preparados para os efeitos positivos que um bairro de nível socioeconômico mais alto tem a oferecer do que os indivíduos de mais baixa escolaridade, mas não estão incólumes aos efeitos deletérios de um bairro pobre. Considerando os resultados encontrados

por Boylan e Robert (2017), a renda do indivíduo é mais protetora à saúde do que seu nível educacional em bairros de condições socioeconômicas adversas.

Recente estudo conduzido no estado de Massachussets, Estados Unidos da América, analisou os latrocínios e assaltos não fatais em duas escalas de agregação (os equivalentes ao setor censitário e município no Brasil) para verificar se medidas locais permitiriam observar associações mais fortes com a segregação residencial (KRIEGER *et al.*, 2017). Os resultados obtidos permitiram concluir que estudos sobre segregação e saúde devem usar medidas locais e incluir a segregação econômico-racial para evitar a subestimação do impacto adverso da segregação na saúde. A combinação entre dados de cor ou raça e renda, em geral, permite detectar gradientes sociais mais nítidos do que os obtidos por taxa de pobreza e concentração de renda apenas. Resultados semelhantes foram encontrados em Boston e Nova Iorque. O presente estudo conduzido em São Paulo parece trazer contribuição às relações entre segregação e saúde para as grandes cidades latino-americanas. Assim como observado por Krieger *et al.* (2017), estudos como estes permitem o questionamento sobre a representatividade política das minorias desfavorecidas socialmente na esfera local.

Os resultados encontrados para São Paulo em relação à mortalidade infantil e segregação econômico-racial estão de acordo com os achados para Nova Iorque por Huynh *et al.* (2017), ampliando a literatura geográfica e metodologicamente. A utilização do Índice de Concentração nos Extremos para renda combinado com a raça ou cor permitiu verificar associação mais forte com as mortalidades estudadas do que a renda ou raça ou cor separadamente, assim como o observado por Feldman *et al.* (2015, tradução nossa, p. 1203) nos Estados Unidos, ao estudarem hipertensão. Em um contexto de urbanização bastante diferente ao americano, as cidades brasileiras seguiram um padrão

espacial ao longo do século XX similar ao do modelo das “cidades compactas” europeias (SABATINI, 2006). Os grupos da hierarquia social mais alta se concentram nas partes centrais que contêm a melhor qualidade de construção e arquitetura. Nas cidades anglo-americanas a classe mais alta, “inspirada por uma ideologia anti-urbana de origem protestante, ocupou as periferias das cidades enquanto as classes mais baixas ocuparam as áreas centrais” (SABATINI, 2006, tradução nossa, p. 3). Para Sabatini (2006), segregação residencial seria um fenômeno e não um problema em si. Durante o processo de assimilação em uma cidade multiétnica, a segregação apresenta também um lado positivo na formação da identidade social. A confiança é um importante capital social na construção de uma vida social com um forte conteúdo comunitário e menos individual. Mesmo nas cidades latino-americanas, onde a segregação residencial relaciona-se mais à questão socioeconômica do que à racial, as pessoas procuram morar próximas a outras pessoas com as quais compartilham identidades culturais. Por outro lado, a segregação residencial se tornaria negativa quando excede “a escala de alcance a pé” e limitaria as opções de interação física entre classes sociais, levando à desintegração dos pobres. Esta segregação não seria voluntária, pois esta classe seria excluída de certos bairros e áreas da cidade. Segregação negativa pode ser observada na homogeneidade socioespacial nos grupos mais pobres das cidades latino-americanas. Quando bairros pobres e homogêneos são circundados por outros bairros pobres a segregação atinge uma vasta área geográfica gerando consequências negativas que não existiriam sem essa concentração de pobreza. Os problemas sociais decorrentes incluiriam baixo desempenho escolar, desemprego, gravidez na adolescência e casas de pessoas jovens que não trabalham ou estudam e mais vulneráveis a cair em problemas de dependência de drogas e delinquência, como observado em cidades chilenas por Sabatini *et al.*³⁹ (2001 apud SABATINI,

³⁹ SABATINI, F.; CÁCERES, G.; CERDA, J. **Segregación residencial en las grandes ciudades chilenas, 1970-1992: Concepción y Valparaíso**. Santiago: Mideplan, 2001.

2006). É neste ponto que a segregação residencial atua de forma muito negativa no município de São Paulo, onde observamos o mesmo fenômeno. Segundo Moraes e Costa (1987) a segregação espacial é desencadeada por mecanismos de valorização do solo urbano e de autosegregação, produzindo fortes diferenciais intraurbanos marcados por desigualdades sociais. Adicionalmente, a segregação intensifica efeitos psicossociais que envolvem insegurança, ansiedade, isolamento social, ambientes socialmente perigosos, *bullying* e depressão que afetam a saúde (MARMOT, 2001). A violência relacionada à segregação em São Paulo e outras cidades capitais de Regiões Metropolitanas brasileiras, tem levado a uma situação generalizada de insegurança e seus efeitos psicossociais a toda população.

A questão racial como causa principal tem sido deixada em segundo plano na explicação de como os fatores sociais afetam a saúde das pessoas mais pobres. Esta tem sido a postura acadêmica tanto nos Estados Unidos quanto no Brasil. A ideologia do racismo, segundo Bailey *et al.* (2017), teria surgido para legitimar a escravidão de indígenas e pretos categorizando esses grupos como inferiores aos brancos de forma inata em seus aspectos humanos, intelectuais e morais. Esta forma de justificar opressão e privilégio se reproduziu em diferentes graus nos Estados Unidos, África do Sul e Brasil, onde teria produzido, ao longo do tempo, hierarquias raciais específicas dentro destas nações atribuindo valor humano com base na proximidade à brancura da pele. No Brasil, a ausência de uma política formal de exclusão racial pelo Estado para garantir estabilidade política no período de sua consolidação como Estado-Nação, ao contrário do que ocorreu nos Estados Unidos e África do Sul, adicionada à grande miscigenação e perda de identidade racial teriam gerado dificuldade para os grupos de pessoas pretas e pardas em combater de forma penetrante a discriminação racial e desigualdade socioeconômica (LOVEMAN, 1999, tradução nossa). A segregação residencial, como se viu, está fortemente

associada com a desigualdade nas mortalidades estudadas aqui. Sem a pretensão de explicar a raiz da desigualdade racial no Brasil e em São Paulo, os resultados deste estudo apenas apontam para a necessidade de se olhar mais cuidadosamente para a questão racial nas análises de desigualdade em saúde. Talvez sejam necessárias políticas públicas direcionadas a grupos específicos de pessoas mais vulneráveis entre os vulneráveis. Parece-me razoável pensar que o investimento de políticas públicas para o desenvolvimento de crianças na idade pré-escolar favorece o desempenho educacional que se refletirá em melhor saúde na fase adulta, como observado por Marmot (2017b). As estratégias passariam pela redução da pobreza na infância e na criação de serviços de alta qualidade para dar suporte às famílias. Experiências adversas na infância estão relacionadas a alcoolismo, uso de droga, comportamentos sexuais de risco e a alguns desfechos em saúde tais como diabetes, doença pulmonar obstrutiva crônica (bronquite e enfisema), acidente vascular cerebral e doenças cardíacas (MARMOT, 2017b).

O maior dano causado pela desigualdade de renda ocorre na coesão social, quando a separação entre ricos e pobres em bairros, escolas, locais de recreação diferentes prejudica a saúde das pessoas mais pobres e aumenta a criminalidade. Uma das medidas de desigualdade econômica é a da razão de quintis (a média de renda dos 20% mais ricos sobre a média de renda dos 20% mais pobres, como a da Concentração nos Extremos deste trabalho). Na Noruega, esta razão é de 4, nos Estados Unidos, 9,8, enquanto no Brasil, chega a 16,9 (MARMOT, 2016). O programa de transferência de renda com a obrigatoriedade de matrícula de crianças na escola (Bolsa Família) tem potencial para a redução da pobreza e consequente melhora da saúde, por meio da redução da desigualdade. Rasella et al. (2013) observaram que a taxa de mortalidade global entre menores de cinco anos e as taxas por causas relacionadas à pobreza, tais como diarreia e desnutrição, diminuíram à medida que a cobertura do Programa Bolsa Família

aumentou no Brasil, considerando o período de 2004 a 2009. Nery et al. (2014, tradução nossa) constataram redução da taxa de detecção da hanseníase no Brasil no período de 2004 a 2011 associada com o aumento da cobertura do Programa Bolsa Família, ao mesmo tempo em que o Programa Saúde da Família demonstrou eficiência em detectar novos casos da doença. Evidências na redução da incidência de tuberculose também foram encontradas por Nery et al. (2017, tradução nossa). A avaliação do efeito do Programa na escolaridade demonstrou que as meninas que moram na zona rural tiveram significativo aumento de 8% na matrícula e progressão de grau de 10% tanto para as meninas mais jovens quanto para as mais velhas. Nas áreas urbanas os efeitos ficaram concentrados nas meninas entre 15 e 17 anos. Pouco impacto significativo foi encontrado para os meninos (DE BRAUW et al., 2015, tradução nossa). Em 2018, o programa conta com 79,2 milhões de pessoas cadastradas, atingindo 13,9 milhões de famílias, que recebem entre R\$39,00 e R\$372,00 mensais, dependendo do tamanho da família. Entre 2000 e 2010, a taxa média de crescimento no IDH municipal das cidades brasileiras foi de 26% graças ao Programa⁴⁰.

Adicionalmente, o lado positivo da importância do lugar é que ele pode ser atuante na saúde das populações de formas diversas. Recente estudo em São Paulo sobre o consumo de frutas e vegetais por adolescentes mostrou que a proximidade das feiras-livres tem efeito significativo, independente do nível socioeconômico do indivíduo (NOGUEIRA et al., 2018). Outros estudos desenvolvidos em São Paulo fornecem evidências empíricas do efeito da proximidade espacial na utilização de espaços públicos (FLORINDO *et al.*, 2017), contribuindo para a promoção de atividade física e na distribuição espacial de varejo no tipo de alimentação consumida (DURAN *et al.*, 2015).

⁴⁰http://www.valor.com.br/brasil/5306087/beneficios-do-bolsa-familia-sustentam-21-da-populacao-do-pais?origem=G1&utm_source=g1.globo.com&utm_medium=referral&utm_campaign=materia

Também indicadores de morfologia urbana, tais como o índice de caminhabilidade, uso misto do solo, conectividade das ruas e densidade residencial foram estudados para verificar a possível relação com a caminhada como meio de transporte. Quanto mais misto for o uso do solo em São Paulo, mais as pessoas caminham⁴¹ e, potencialmente, maiores benefícios podem ser atingidos em relação à saúde da população. Estudos desta natureza permitem colocar o *lugar* como agente na saúde das populações. Nessa escala é a proximidade, a oferta, a possibilidade de acesso que tem o potencial de alterar o comportamento das pessoas, inclusive pela interação social e pelas redes que se estabelecem.

A busca por equidade na saúde das populações em países de grandes disparidades socioeconômicas é um desafio permanente que deve ser perseguido a partir de sólidas evidências empíricas. Os resultados encontrados neste estudo permitem evidenciar injustiças espaciais nas duas mortalidades estudadas. No entanto, não avaliei diretamente a qualidade do lugar em relação à distribuição e qualidade dos serviços de saúde e oferta de farmácias populares. Menciono estes dois itens pelo potencial de efeito mais direto nos desfechos estudados. Os serviços de saúde estão diretamente ligados ao atendimento aos partos, cujas complicações constituem importante causa de mortalidade neonatal. Também os serviços de saúde estão diretamente ligados à mortalidade por doenças do aparelho circulatório. A proximidade do serviço de atendimento é fundamental nas primeiras horas após o evento (acidente vascular cerebral, infarto do miocárdio, etc.) para aumentar as chances de vida do acometido. A distribuição das farmácias populares se torna importante devido ao controle da hipertensão pela utilização de medicação gratuita. O Programa de Farmácia Popular, lançado pelo Governo Federal do Brasil desde 2004, foi criado com o objetivo de que os

⁴¹ Resumo FLORINDO et al. Walkability index, land-use-mix, street connectivity, residential density and walking for transportation in São Paulo city, Brazil, submetido ao 7th *International Society for Physical Activity and Health Congress* (ISPAH) 2018.

usuários dos medicamentos tenham o acesso facilitado, com menor custo, reduzindo assim o impacto no orçamento familiar causado pela compra de remédio, ampliando a promoção dos tratamentos e diminuindo os gastos do Sistema Único de Saúde com as internações que são provocadas pelo abandono da medicação. No entanto, Albuquerque (2017) observou que a distribuição espacial dos pontos de vendas cadastrados não acontece de forma equitativa quando consideradas variáveis como renda, população e vulnerabilidade social dos Distritos Administrativos no Município de São Paulo. A hipertensão é um importante fator de risco e seu controle pode ter impacto na mortalidade. A distribuição espacial de pontos cadastrados pode ser incentivada com o objetivo específico de atuar na redução do risco nas áreas observadas. Um indicador da qualidade do serviço de saúde está em elaboração pela equipe do CeInfo da Secretaria de Saúde da Prefeitura de São Paulo e deverá ser testado em futuro próximo.

O presente estudo traz evidências robustas sobre os determinantes sociais que atuam localmente e que podem auxiliar na implementação de intervenções que contribuam para a ruptura dos mecanismos biológicos causadores da situação de doença. Também permite verificar que os riscos das mortalidades estudadas são diferentes no Município de São Paulo, não sendo possível uma explicação global, já que a configuração dos lugares faz com que os processos atuem localmente. Vale destacar que a utilização de modelos geograficamente ponderados é inovadora para o estudo destas relações tanto na literatura geográfica quanto na epidemiológica. Os microdados do Censo Demográfico do IBGE de 2010 constituem um patrimônio brasileiro de inestimável valor. A subutilização destes dados em pesquisas despreza o potencial de geração de um indicador socioeconômico capaz de explicar a variabilidade espacial de desfechos em saúde. O indicador proposto deverá ser aprimorado em função dos

resultados aqui obtidos com a inclusão de variáveis de segregação residencial (ICEs) e desigualdade de rendimento (Índice de Gini), em curso.

4. CONCLUSÕES

De 2006 a 2009 foram a óbito 85.100 pessoas por doenças do aparelho circulatório no Município, cuja taxa anual média corresponde a 189,2/100 mil habitantes, o dobro da média mundial. A diferença entre o risco relativo de mortalidade por doenças do aparelho circulatório entre a porção mais afluenta do município e a mais pobre é de 2,4 a 2,8 vezes. Em relação aos óbitos entre menores de um ano de idade, a taxa média anual foi de 14,14 por mil nascidos vivos. Como referência, neste período, a taxa de mortalidade do Brasil era de 20,89 por mil nascidos vivos e no mundo todo, de 49,4. A mortalidade por doenças do aparelho circulatório e a mortalidade infantil apresentam padrões espaciais não aleatórios. A primeira apresenta agrupamentos espaciais do tipo alto em extensas áreas das regiões Sul, Leste, Norte e área concentrada no centro do Município. A segunda apresenta agrupamentos de risco alto na região Norte, importante área do Centro, extremo da Região Leste e um importante agrupamento na Região Sul (Grajaú).

Os indicadores operacionais utilizados para inferir sobre a desigualdade social (rendimento bruto mensal em todos os trabalhos, indicador socioeconômico composto), desigualdade de renda (Índice de Gini), segregação residencial (medida de entropia, Tipologia de Poulsen, Johnston e Forrest, 2001, 2002 e Índices de Concentração nos Extremos) permitiram identificar forte segregação residencial econômico-racial do grupo dominante branco formando cidadelas sem muros e extenso “enclave” de minoria mista (pessoas de raça ou cor preta, parda e indígena) onde a concentração de renda ocorre no limiar inferior a R\$1.000,00 comparado à concentração de pessoas brancas cujo rendimento domiciliar chegava a mais de R\$5.400,00 nas áreas de ponderação.

A segregação do grupo branco dominante compreende 13,5% das áreas de ponderação do município. Na escala de análise estudada não é possível a identificação de guetos em São Paulo.

O rendimento e a desigualdade de rendimento (medida pelo Índice de Gini) na unidade das áreas de ponderação não são capazes de explicar a distribuição espacial das mortalidades estudadas de forma satisfatória. A segregação residencial econômico-racial explica 65% do risco relativo de mortalidade por doenças do aparelho circulatório e 40% da mortalidade infantil. O componente racial mostrou ter papel significativo na explicação das mortalidades estudadas.

Os dois tipos de mortalidade configuram desigualdades em saúde e injustiça social. É de se esperar que as desigualdades aconteçam, mas quando constituem agrupamentos espaciais significativos explicados por segregação residencial econômico-racial, como o observado, as desigualdades passam a configurar iniquidades.

Do ponto de vista metodológico, o indicador socioeconômico composto mostra potencial de utilização para explicar as desigualdades em saúde no município de São Paulo. A possível incorporação de variáveis de desigualdade de rendimento e segregação residencial econômico-racial poderá dar maior robustez ao indicador, ampliando seu poder explicativo. A aplicação de modelos de regressão geograficamente ponderados é uma inovação metodológica neste tipo de abordagem que contribui para evidenciar as diferenças locais das associações que se estabelecem entre as mortalidades e os indicadores. O modelo permite verificar que a segregação residencial atua de duas formas no município: nos lugares onde a concentração de pessoas brancas com rendimento domiciliar mais alto supera a de pessoas pobres PPI, o risco das mortalidades

diminui e onde a concentração de pessoas pobres PPI supera o número de pessoas ricas brancas, o risco aumenta. A concentração de pessoas afluentes transforma positivamente o lugar, seja pelo contexto histórico que privilegiou grupos que permanecem nestes lugares até hoje, seja pelo poder político em atrair recursos para manutenção e melhoria da infraestrutura e serviços de qualidade, seja pela capacidade de atrair investimentos econômicos que geram emprego.

Os resultados sugerem que atenção adicional ao contexto socioeconômico dos bairros dos indivíduos de baixo nível socioeconômico (grupos 1 e 2) pode contribuir para a redução da vulnerabilidade desses grupos e as desigualdades em saúde.

A abordagem adotada neste estudo permitiu identificar determinantes sociais da saúde observados no âmbito do contexto socioeconômico do lugar.

REFERÊNCIAS⁴²

ALBUQUERQUE, P. D. C. de. **Análise da distribuição de farmácias cadastradas no Programa Farmácia Popular e o Índice Paulista de Vulnerabilidade Social nos Distritos do Município de São Paulo**. 2017. Universidade de São Paulo, 2017.

ALLIK, M.; BROWN, D.; DUNDAS, R.; LEYLAND, A. H. Developing a new small-area measure of deprivation using 2001 and 2011 census data from Scotland. **Health and Place**, v. 39, p. 122–130, 2016.

ANSELIN, L. **Exploring spatial data with GeoDaTM: a workbook** Urbana, 2004. .

Disponível em:

<<http://www2.geog.ucl.ac.uk/~jessletzbichler/GEOG2003/geodaworkbook.pdf>>. Acesso em: 25 jan. 2012.

ANSELIN, L. **Spatial Regression Analysis in R A Workbook** Urbana, 2005. . Disponível em: <http://www.drs.wisc.edu/documents/articles/curtis/cesoc977-11/W15_Anselin2007.pdf>. Acesso em: 25 jan. 2012.

APPARICIO, P.; MARTORI, J. C.; PEARSON, A. L.; FOURNIER, É.; APPARICIO, D. An Open-Source Software for Calculating Indices of Urban Residential Segregation. **Social Science Computer Review**, v. 32, n. 1, p. 117–128, 7 fev. 2014. Disponível em: <<http://journals.sagepub.com/doi/10.1177/0894439313504539>>.

BAILEY, Z. D.; KRIEGER, N.; AGÉNOR, M.; GRAVES, J.; LINOS, N.; BASSETT, M. T. Structural racism and health inequities in the USA: evidence and interventions. **Lancet**, v. 389, p. 1453–1463, 2017.

BARCELLOS, C. Os indicadores da pobreza e a pobreza dos indicadores: uma abordagem geográfica das desigualdades sociais em saúde. In: **A Geografia e o Contexto dos Problemas de Saúde**. Rio de Janeiro, RJ: ABRASCO, 2008. p. 107–139.

BARROZO, L. V. Contribuições da Cartografia aos estudos de Geografia da Saúde: investigando associações entre padrões espaciais. **Revista do Departamento de Geografia - USP**, v. Esp., p. 413–425, 2014.

BARROZO, L. V.; ANDRÉ, C. D. S.; RODRIGUES, G. P.; CABRAL-MIRANDA, W. Development of a new socioeconomic index for health research in Brazil: first approach. In: 14th International Conference on Urban Health: the New Urban Agenda and Sustainable

⁴² De acordo com a Associação Brasileira de Normas Técnicas (ABNT NBR 6023).

Development Goals, Coimbra. **Anais...** Coimbra: 2017.

BARROZO, L. V.; MIRANDA, M. J. Geografia da mortalidade em São Paulo. In: SALDIVA, P. ET AL. (Ed.). **Meio Ambiente e Saúde: o Desafio das Metrôpoles**. São Paulo: Ex-Libris Comunicação Integrada, 2010. p. 172–185.

BARROZO, L. V.; PÉREZ-MACHADO, R. P.; SMALL, C.; CABRAL-MIRANDA, W. Changing spatial perception: dasymetric mapping to improve analysis of health outcomes in a megacity. **Journal of Maps**, v. 5647, n. October, p. 1–6, 22 out. 2015. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/17445647.2015.1101403>>.

BELL, B. S.; HOSKINS, R. E.; PICKLE, L.; WARTENBERG, D. Current practices in spatial analysis of cancer data: mapping health statistics to inform policymakers and the public. **International Journal of Health Geographics**, v. 5, n. 1, p. 49, 2006. Disponível em: <<http://ij-healthgeographics.biomedcentral.com/articles/10.1186/1476-072X-5-49>>.

BERRY, W. D.; SANDERS, M. S. **Understanding Multivariate Research: a primer for beginning social scientists**. Boulder: Westview Press, 2000.

BERTIN, J. Lire ou lire. In: **Cartes et figures de la Terre**. Paris: Centre Georges Pompidou, 1980.

BORTZ, M.; KANO, M.; RAMROTH, H.; BARCELLOS, C.; WEAVER, S. R.; ROTHENBERG, R.; MAGALHÃES, M. Disaggregating health inequalities within Rio de Janeiro, Brazil, 2002-2010, by applying an urban health inequality index. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 31, n. suppl 1, p. 107–119, nov. 2015. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X2015001300107&lng=en&tlng=en>.

BOSCOE, F. P.; PICKLE, L. W. Choosing geographic units for choropleth rate maps in public health. **Cartography and Geographic Information Science**, v. 30, n. 3, p. 237–248, 2003.

BOWERS, K.; HIRSCHFIELD, A. Exploring links between crime and disadvantage in north-west England: an analysis using geographical information systems. **International Journal Of Geographical Information Science**, v. 13, p. 158–184, 1999.

BOYLAN, J. M.; ROBERT, S. A. Neighborhood SES is particularly important to the cardiovascular health of low SES individuals. **Social Science & Medicine**, v. 188, p. 60–68, set. 2017. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0277953617304276>>.

BUSLIK, M. S. Dynamic Geography: The Changing Definition of Neighborhood. **Cityscape: A Journal of Policy Development and Research**, v. 14, n. 2, p. 237–241, 2012.

CABRAL-MIRANDA, W.; CHIARAVALLOTI NETO, F.; BARROZO, L. V. Effects of study area size on the spatial scan analysis: leprosy incidence in Bahia, Brazil. In: *Environmental Health Perspectives*, **Anais...**2015.

CALDEIRA, T. Building up walls: the new pattern of spatial segregation in São Paulo. **International Social Sciences Journal**, v. 48, n. 147, 1996.

CAMARA, G.; MONTEIRO, A. M. V.; MEDEIROS, J. S. de. Representações computacionais do espaço: fundamentos epistemológicos da ciência da geoinformação. **Geografia, Rio Claro**, v. 28, n. 1, p. 83–96, 2003.

CARLOS, A. F. A. **O Lugar no/do Mundo**. 1^a ed. São Paulo: Hucitec, 1996.

CARLOS, A. F. A. São Paulo: dinâmica urbana e metropolização. **Revista Território, Rio de Janeiro**, v. Ano VII, n. set./out., p. 77–89, 2003.

CASTELLS, M. **The Rise of the Network Society**. Oxford: Blackwell Publishing Ltd., 1996.

CASTREE, N. Place: Connections and Boundaries in an Interdependent World. In: CLIFFORD, N. J.; HOLLOWAY, S. L.; RICE, S. P.; VALENTINE, G. (Ed.). **Key Concepts in Geography**. 2nd. ed. London: SAGE, 2009. p. 153–172.

CDSS, O. M. S. **Redução das desigualdades no período de uma geração. Igualdade na saúde através da ação sobre os seus determinantes sociais. Relatório Final da Comissão para os Determinantes Sociais da Saúde**. [s.l: s.n.].

CHEN, J. T.; REHKOPF, D. H.; WATERMAN, P. D.; SUBRAMANIAN, S. V.; COULL, B. A.; COHEN, B.; OSTREM, M.; KRIEGER, N. Mapping and Measuring Social Disparities in Premature Mortality: The Impact of Census Tract Poverty within and across Boston Neighborhoods, 1999–2001. **Journal of Urban Health**, v. 83, n. 6, p. 1063–1084, 8 dez. 2006. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s11524-006-9089-7>>.

COSTA, M. da C. N.; AZI, P. de A.; PAIM, J. S.; SILVA, L. M. V. da. Mortalidade infantil e condições de vida: a reprodução das desigualdades sociais em saúde na década de 90. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 17, n. 3, p. 555–567, jun. 2001. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X2001000300011&lng=pt&tlng=pt>.

CUMMINS, S.; CURTIS, S.; DIEZ-ROUX, A. V.; MACINTYRE, S. Understanding and representing “place” in health research: A relational approach. **Social Science & Medicine**, v. 65, n. 9, p. 1825–1838, nov. 2007. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0277953607003061>>.

D'ORSI, E.; CARVALHO, M. S. Perfil de nascimentos no Município do Rio de Janeiro: uma análise espacial. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 14, n. 2, p. 367–379, abr. 1998. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X1998000200013&lng=pt&tlng=pt>.

DE BRAUW, A.; GILLIGAN, D. O.; HODDINOTT, J.; ROY, S. The Impact of Bolsa Família on Schooling. **World Development**, v. 70, p. 303–316, jun. 2015. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0305750X1500025X>>.

DIEZ-ROUX, A. V. Bringing context back into Epidemiology: variables and fallacies in multilevel analysis. **American Journal of Public Health**, v. 88, p. 216–222, 1998.

DIEZ-ROUX, A. V. Investigating Neighborhood and Area Effects on Health. **American Journal of Public Health**, v. 91, n. 11, p. 1783–1789, 2001.

DRUMOND JR., M. **Vida e Morte em São Paulo**. São Paulo: Ed. Brasiliense, 2002.

DUNCAN, G. J.; DALY, M. C.; MCDONOUGH, P.; WILLIAMS, D. R. Optimal Indicators of Socioeconomic Status for Health Research. **American Journal of Public Health**, v. 92, n. 7, p. 1151–1157, 2002.

DURAN, A. C.; ALMEIDA, S. L.; LATORRE, M. R.; JAIME, P. C. The role of the local retail food environment in fruit, vegetable and sugar-sweetened beverage consumption in Brazil. **Public Health Nutrition**, v. 19, n. 6, p. 1093–1102, 2015.

ENGELS, F.; MARX, K. Prefácio à edição inglesa de “A condição da classe operária em Inglaterra”. In: **Obras escolhidas**. Lisboa: Progresso, 1845. p. 490–505.

ENTRIKIN, J. N. **The betweenness of Place: towards a Geography of Modernity**. Baltimore: The Johns Hopkins University Press, 1991.

FEITOSA, F. F.; CÂMARA, G.; MONTEIRO, A. M. V.; KOSCHITZKI, T.; SILVA, M. P. S. Global and local spatial indices of urban segregation. **International Journal of Geographical Information Science**, v. 21, n. 3, p. 299–323, mar. 2007. Disponível em: <<http://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/13658810600911903>>.

FELDMAN, J. M.; WATERMAN, P. D.; COULL, B. A.; KRIEGER, N. Spatial social polarisation: using the Index of Concentration at the Extremes jointly for income and race/ethnicity to analyse risk of hypertension. **Journal of Epidemiology and Community Health**, v. 69, n. 12, p. 1199–1207, dez. 2015. Disponível em: <<http://jech.bmj.com/lookup/doi/10.1136/jech-2015-205728>>.

FERREIRA, L. F. Acepções recentes do conceito de lugar e sua importância para o mundo contemporâneo. **Revista Território, Rio de Janeiro**, v. V, n. 9, p. 65–83, 2000.

FERREIRA, M. C. **Iniciação à análise geoespacial**. São Paulo: Editora UNESP, 2014.

FIGUEIREDO FILHO, D.; NUNES, F.; ROCHA, E. C.; SANTOS, M. L.; BATISTA, M.; SILVA JÚNIOR, J. A. O que Fazer e o que Não Fazer com a Regressão: pressupostos e aplicações do modelo linear de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). **Revista Política Hoje**, v. 20, n. 1, p. 44–99, 2011.

FINCH, B. K.; PHUONG DO, D.; HERON, M.; BIRD, C.; SEEMAN, T.; LURIE, N. Neighborhood effects on health: Concentrated advantage and disadvantage. **Health & Place**, v. 16, n. 5, p. 1058–1060, set. 2010. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1353829210000729>>.

FLORINDO, A. A.; BARROZO, L. V.; CABRAL-MIRANDA, W.; RODRIGUES, E. Q.; TURRELL, G.; GOLDBAUM, M.; CESAR, C. L. G.; GILES-CORTI, B. Public open spaces and leisure-time walking in Brazilian adults. **International Journal of Environmental Research and Public Health**, v. 14, n. 6, 2017.

FLOWERDEW, R.; MANLEY, D. J.; SABEL, C. E. Neighbourhood effects on health: Does it matter where you draw the boundaries? **Social Science & Medicine**, v. 66, n. 6, p. 1241–1255, mar. 2008. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0277953607006272>>.

FOTHERINGHAM, A. S.; BRUNSDOM, C.; CHARLTON, M. **Geographically Weighted Regression: the analysis of spatially varying relationships**. West Sussex: John Wiley & Sons Ltd., 2002.

GALONNIER, J. The Enclave, The Citadel and the Ghetto: The Threefold Segregation of Upper-Class Muslims in India. **International Journal of Urban and Regional Research**, v. 39, n. 1, p. 92–111, jan. 2015. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/1468-2427.12203>>.

GATRELL, A. C.; ELLIOTT, S. J. **Geographies of Health: an introduction**. 2nd. ed. Singapore: Wiley-Blackwell, 2009.

GESLER, W. **Health, Culture and Space: The Cultural Geography of Health Care Delivery**. Pittsburgh: University of Pittsburgh Press, 1991.

GREENSTEIN, R.; SABATINI, F.; SMOLKA, M. Urban spatial segregation: forces, consequences and policy responses. **Land Lines**, p. 7–9, 2000.

GRZEGORCZYK, A.; JACZEWSKA, B. Measures of social segregation in the context of Warsaw, Berlin and Paris metropolitan areas. **Miscellanea Geographica**, v. 19, n. 3, 1 jan. 2015. Disponível em: <<https://www.degruyter.com/view/j/mgrsd.2015.19.issue-3/mgrsd-2015-0012/mgrsd-2015-0012.xml>>.

GUIMARÃES, R. B. Políticas de salud y escala geográfica. In: PICKENHAYN, J. A. (Ed.). **Salud y enfermedad en geografía**. Buenos Aires: Lugar Editorial, 2009. p. 101–110.

HANCOCK, J. R. Os gráficos que mostram o avanço espetacular da humanidade nos últimos dois séculos. **El País**, 2018. Disponível em: <https://brasil.elpais.com/brasil/2018/01/23/actualidad/1516705169_487110.html>.

HARTSHORNE, R. **The Nature of Geography**. Lancaster, PA: Association of American Geographers, 1939.

HARVEY, D. **Social Justice and the City**. London: Edward Arnold, 1973.

HARVEY, D. From space to place and back again. In: **Justice, nature and the geography of difference**. Oxford: Blackwell Publishing Ltd., 1996. p. 291–326.

HAYES, M. “Man, disease and environmental associations”: from medical geography to health inequalities. **Progress in Human Geography**, v. 23, n. 2, p. 289–296, 1 jun. 1999. Disponível em: <<http://phg.sagepub.com/cgi/doi/10.1177/030913259902300209>>. Acesso em: 14 out. 2011.

HOLZER, W. A Geografia Humanista: uma revisão. **Espaço e Cultura**, v. 3, p. 8–19, 1997.

HUYNH, M.; SPASOJEVIC, J.; LI, W.; MADURO, G.; VAN WYE, G.; WATERMAN, P. D.; KRIEGER, N. Spatial social polarization and birth outcomes: preterm birth and infant mortality – New York City, 2010–14. **Scandinavian Journal of Public Health**, p. 1–10, 6 abr. 2017. Disponível em: <<http://journals.sagepub.com/doi/10.1177/1403494817701566>>.

IKEFUTI, P. V. **Associação entre variáveis meteorológicas, Índice Climático, fatores socioeconômicos e mortalidade por doenças do aparelho circulatório (Acidente Vascular Cerebral e Embolia Pulmonar) no Município de São Paulo**. 2016. Universidade de São Paulo, 2016. Disponível em: <<http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/8/8135/tde-13022017-114517/pt-br.php>>.

IÑIGUEZ, L.; BARCELLOS, C. La Cartografía en Salud Pública: viejos problemas y nuevas oportunidades. **Revista do Departamento de Geografia - USP**, v. Esp., p. 390–412, 2014.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico**

2000: Agregado por Setores Censitários dos Resultados do Universo. [s.l: s.n.].

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Metodologia de Estimção do Número de Moradores em Domicílios Fechados.** [s.l: s.n.]. Disponível em: <https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/nota_tecnica.pdf>.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Censo Demográfico 2010: notas metodológicas.** [s.l: s.n.].

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Base de informações do Censo Demográfico 2010: Resultados do Universo por Setor Censitário.** Rio de Janeiro, RJ: Centro de Documentação e Disseminação de Informações, 2011. .

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Metodologia do Censo Demográfico 2010.** [s.l: s.n.]. Disponível em: <<https://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv95987.pdf>>.

JOHNSON, M. D.; URM, S. H.; JUNG, J. A.; YUN, H. D.; MUNITZ, G. E.; TSGRELIS, C.; BADDOUR, L. M.; JUHN, Y. J. Housing data-based socioeconomic index and risk of invasive pneumococcal disease: an exploratory study. **Epidemiology and Infection**, v. 141, n. 4, p. 880–887, 3 abr. 2013. Disponível em: <http://www.journals.cambridge.org/abstract_S0950268812001252>.

JONES, K.; MOON, G. Medical Geography: taking space seriously. **Progress in Human Geography**, v. 17, p. 515–524, 1993.

JUHN, Y. J.; BEEBE, T. J.; FINNIE, D. M.; SLOAN, J.; WHEELER, P. H.; YAWN, B.; WILLIAMS, A. R. Development and Initial Testing of a New Socioeconomic Status Measure Based on Housing Data. **Journal of Urban Health**, v. 88, n. 5, p. 933–944, 16 out. 2011. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s11524-011-9572-7>>.

KAMEL BOULOS, M. N.; AL-SHORBAJI, N. M. On the Internet of Things, smart cities and the WHO Healthy Cities. **International Journal of Health Geographics**, v. 13, n. 1, p. 10, 2014. Disponível em: <<http://ij-healthgeographics.biomedcentral.com/articles/10.1186/1476-072X-13-10>>.

KAUP, A. O.; SANTOS, B. F. C. Dos; VICTOR, E. S.; CYPRIANO, A. S.; LOTTENBERG, C. L.; NETO, M. C.; SILVA, G. S. Georeferencing deaths from stroke in São Paulo: an intra-city stroke belt? **International Journal of Stroke**, v. 10, n. SA100, p. 69–74, 9 out. 2015. Disponível em: <<http://journals.sagepub.com/doi/10.1111/ij.s.12533>>.

KAWASHI, Y.; KENNEDY, B. P.; GLASS, R. Social capital and self-rated health: a contextual analysis. **American Journal of Public Health**, v. 89, n. 8, p. 1187–1193, 1999.

KEARNS, R. A. Place and health: towards a reformed Medical Geography. **Place & Health**, v. 45, n. 2, p. 139–147, 1993.

KEARNS, R.; JOSEPH, A. Space in its place - developing the link in medical geography. **Social Science & Medicine**, v. 37, p. 711–717, 1993.

KEARNS, R.; MOON, G. From medical to health geography: novelty, place and theory after a decade of change. **Progress in Human Geography**, v. 26, n. 5, p. 605–625, 1 out. 2002. Disponível em: <<http://phg.sagepub.com/cgi/doi/10.1191/0309132502ph389oa>>. Acesso em: 15 ago. 2011.

KHAING, W.; VALLIBHAKARA, S. A.; ATTIA, J.; MCEVOY, M.; THAKKINSTIAN, A. Effects of education and income on cardiovascular outcomes: A systematic review and meta-analysis. **European Journal of Preventive Cardiology**, v. 24, n. 10, p. 1032–1042, 13 jul. 2017. Disponível em: <<http://journals.sagepub.com/doi/10.1177/2047487317705916>>.

KOCH, T. **Cartographies of Disease: Maps, Mapping and Medicine**. Redlands, CA: ESRI Press, 2005.

KOCH, T. **Disease Maps: Epidemics on the ground**. Chicago: University of Chicago Press, 2011.

KRIEGER, N.; FELDMAN, J. M.; WATERMAN, P. D.; CHEN, J. T.; COULL, B. A.; HEMENWAY, D. Local Residential Segregation Matters: Stronger Association of Census Tract Compared to Conventional City-Level Measures with Fatal and Non-Fatal Assaults (Total and Firearm Related), Using the Index of Concentration at the Extremes (ICE) for Racial, Econ. **Journal of Urban Health**, v. 94, n. 2, p. 244–258, 27 abr. 2017. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s11524-016-0116-z>>.

KRIEGER, N.; WATERMAN, P. D.; GRYPARIS, A.; COULL, B. A. Black carbon exposure more strongly associated with census tract poverty compared to household income among US black, white, and Latino working class adults in Boston, MA (2003–2010). **Environmental Pollution**, v. 190, p. 36–42, jul. 2014. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0269749114001067>>.

KRIEGER, N.; WATERMAN, P. D.; GRYPARIS, A.; COULL, B. A. Black carbon exposure, socioeconomic and racial/ethnic spatial polarization, and the Index of Concentration at the Extremes (ICE). **Health & Place**, v. 34, p. 215–228, jul. 2015. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S135382921500074X>>.

KRIEGER, N.; WILLIAMS, D. R.; MOSS, N. E. Measuring social class in US public health research: concepts, methodologies, and guidelines. **Annu Rev Public Health**, v. 18, p. 341–378, 1997.

KULLDORFF, M. A spatial scan statistic. **Communications in Statistics: Theory and Methods**, v. 26, p. 1481–1496, 1997.

KULLDORFF, M. **SaTScan User Guide for version 9.3.**, 2014. . Disponível em: <<http://www.satscan.org/>>.

LALLOUÉ, B.; MONNEZ, J.-M.; PADILLA, C.; KIHAL, W.; LE MEUR, N.; ZMIROU-NAVIER, D.; DEGUEN, S. A statistical procedure to create a neighborhood socioeconomic index for health inequalities analysis. **International Journal for Equity in Health**, v. 12, n. 21, p. 1–11, 2013.

LANGFORD, M.; HIGGS, G. Measuring Potential Access to Primary Healthcare Services: The Influence of Alternative Spatial Representations of Population. **The Professional Geographer**, v. 58, n. 3, p. 294–306, 2006.

LEITE, A. F. O lugar: duas acepções geográficas. **Anuário de Geociências - UFRJ**, v. 21, p. 9–20, 1998.

LENCIONI, S. Concentração e centralização das atividades urbanas: uma perspectiva multiescalar. Reflexões a partir do caso de São Paulo. **Revista de geografia Norte Grande**, n. 39, maio 2008. Disponível em: <http://www.scielo.cl/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0718-34022008000100002&lng=en&nrm=iso&tlng=en>.

LOVEMAN, M. Making "race" and nation in the United States, South Africa, and Brazil: Taking Making seriously. **Theory and Society**, v. 28, p. 903–927, 1999.

LYNCH, J. W.; SMITH, G. D.; KAPLAN, G. A.; HOUSE, J. S. Income inequality and mortality: importance to health of individual income, psychosocial environment, or material conditions. **BMJ**, v. 320, n. 7243, p. 1200–1204, 29 abr. 2000. Disponível em: <<http://www.bmj.com/cgi/doi/10.1136/bmj.320.7243.1200>>.

MAANTAY, J. A.; MAROKO, A. R.; PORTER-MORGAN, H. Research Note—A New Method for Mapping Population and Understanding the Spatial Dynamics of Disease in Urban Areas: Asthma in the Bronx, New York. **Urban Geography**, v. 29, n. 7, p. 724–738, 16 out. 2008. Disponível em: <http://www.cdc.gov/pcd/issues/2010/jan/pdf/09_0054.pdf>. Acesso em: 2 jan. 2012.

MACHADO, R. P. P.; KUBRUSLY, V. S.; BARROZO, L. V. Grandes ciudades de América Latina: San Pablo (Brasil): el mapa social a través de puntajes de clasificación espacial. In: **Mapas sociales urbanos**. Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Lugar Editorial, 2014. p. 236–237.

MACINTYRE, S.; MCIVER, S.; SOOMAN, A. Area, class and health: should we be focusing on people or places? **Journal of Social Policy**, v. 22, p. 213–234, 1993.

MALTA, D. C.; ALMEIDA, M. C. de M.; DIAS, M. A. de S.; MERHY, E. E. A mortalidade infantil em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, por área de abrangência dos Centros de Saúde (1994-1996). **Cadernos de Saúde Pública**, v. 17, n. 5, p. 1189–1198, out. 2001. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X2001000500019&lng=pt&tlng=pt>.

MARCUSE, P. The enclave, the citadel and the ghetto: what has changed in the post-Fordist U.S. city. **Urban Affairs Review**, v. 33, n. 2, p. 228–264, 1997.

MARMOT, M. Improvement of social environment to improve health. **The Lancet**, v. 351, p. 57–60, 1998.

MARMOT, M. Psychosocial and material pathways in the relation between income and health: a response to Lynch et al. **BMJ**, v. 322, n. 7296, p. 1233–1236, 19 maio 2001. Disponível em: <<http://www.bmj.com/cgi/doi/10.1136/bmj.322.7296.1233>>.

MARMOT, M. Achieving health equity: from root causes to fair outcomes. **The Lancet**, 2007.

MARMOT, M. **The health gap: The challenge of an unequal world** **The Lancet**, 2015. .

MARMOT, M. Brazil: rapid progress and the challenge of inequality. **International Journal for Equity in Health**, v. 15, n. 1, p. 177, 17 dez. 2016. Disponível em: <<http://equityhealthj.biomedcentral.com/articles/10.1186/s12939-016-0465-y>>.

MARMOT, M. Social justice, epidemiology and health inequalities. **European Journal of Epidemiology**, v. 32, n. 7, p. 537–546, 3 jul. 2017a. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s10654-017-0286-3>>.

MARMOT, M. The Health Gap: The Challenge of an Unequal World: the argument. **International Journal of Epidemiology**, v. 46, n. 4, p. 1312–1318, 1 ago. 2017b. Disponível em: <<http://academic.oup.com/ije/article/46/4/1312/4102087/The-Health-Gap-The-Challenge-of-an-Unequal-World>>.

MARQUES, E. Urban Poverty, Segregation and Social Networks in São Paulo and Salvador, Brazil. **International Journal of Urban and Regional Research**, v. 39, n. 6, p. 1067–1083, nov. 2015. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/1468-2427.12300>>.

MARQUES, E.; TORRES, H. G. São Paulo no contexto do sistema mundial de cidades.

Novos Estudos-CEBRAP, n. 56, p. 139–168, 2000.

MARTINELLI, M. **Mapas da Geografia e Cartografia Temática**. São Paulo: Contexto, 2003.

MASSEY, D. S. The age of extremes: concentrated affluence and poverty in the twenty-first century. **Demography**, v. 33, p. 395–412, 1996.

MASSEY, D. S. Reflections on the dimensions of segregation. **Social Forces**, v. 91, p. 39–43, 2012.

MASSEY, D. S.; DENTON, N. A. The Dimensions of Residential Segregation. **Social Forces**, v. 67, n. 2, p. 281–315, 1 dez. 1988. Disponível em: <<https://academic.oup.com/sf/article-lookup/doi/10.1093/sf/67.2.281>>.

MATTHEWS, S. A. **GeoDa and Spatial Regression Modeling**. Disponível em: <http://ibis.geog.ubc.ca/~brian/workshop/GeoDa_Spatial_Regression.pdf>. Acesso em: 16 dez. 2017.

MEADE, M. S.; EARICKSON, R. J. **Medical Geography**. 2nd. ed. New York: The Guilford Press, 2005.

MEDRONHO, R. A. Estudos ecológicos. In: MEDRONHO, R. A.; CARVALHO, D. M.; BLOCH, K. V.; LUIZ, R. R.; WERNECK, G. L. (Ed.). **Epidemiologia**. São Paulo: Atheneu, 2004. p. 191–198.

MEIJER, M.; RÖHL, J.; BLOOMFIELD, K.; GRITNER, U. Do neighborhoods affect individual mortality? A systematic review and meta-analysis of multilevel studies. **Social Science & Medicine**, v. 74, n. 8, p. 1204–1212, abr. 2012. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0277953612000500>>.

MELLO, J. B. F. Geografia Humanística: a perspectiva da experiência vivida e uma crítica radical ao positivismo. **R. Bras. Geog.**, v. 52, n. 4, p. 91–115, 1990.

MOENS, G. F. G. Some aspects of the geographical mortality pattern of the Brussels population in 1970. **Social Science & Medicine**, v. 18, n. 1, p. 59–62, jan. 1984. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0277953684903447>>.

MORAES, A. C. R.; COSTA, W. M. **Geografia e crítica: a valorização do espaço**. 2ed. ed. São Paulo: Hucitec, 1987.

MULLER, E. V.; ARANHA, S. R. R.; ROZA, W. S. S. da; GIMENO, S. G. A. Distribuição espacial da mortalidade por doenças cardiovasculares no Estado do Paraná, Brasil: 1989-1991 e 2006-2008. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 28, n. 6, p. 1067–1077, jun. 2012. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X2012000600006&lng=pt&tlng=pt>.

NERY, J. S.; PEREIRA, S. M.; RASELLA, D.; PENNA, M. L. F.; AQUINO, R.; RODRIGUES, L. C.; BARRETO, M. L.; PENNA, G. O. Effect of the Brazilian Conditional Cash Transfer and Primary Health Care Programs on the New Case Detection Rate of Leprosy. **PLoS Neglected Tropical Diseases**, v. 8, n. 11, p. e3357, 20 nov. 2014. Disponível em: <<http://dx.plos.org/10.1371/journal.pntd.0003357>>.

NERY, J. S.; RODRIGUES, L. C.; RASELLA, D.; AQUINO, R.; BARREIRA, D.; TORRENS, A. W.; BOCCIA, D.; PENNA, G. O.; PENNA, M. L. F.; BARRETO, M. L.; PEREIRA, S. M. Effect of Brazil's conditional cash transfer programme on tuberculosis incidence. **The International Journal of Tuberculosis and Lung Disease**, v. 21, n. 7, p. 790–796, 1 jul. 2017. Disponível em: <<http://www.ingentaconnect.com/content/10.5588/ijtld.16.0599>>.

NETO, O. L.; BARROS, M. B.; MARTELLI, C. M.; SILVA, S. A.; CAVENAGHI, S. M.; SIQUEIRA, J. B. J. [Differential patterns of neonatal and post-neonatal mortality rates in Goiania, Brazil, 1992-1996: use of spatial analysis to identify high-risk areas]. **Cadernos de saude publica**, v. 17, n. 5, p. 1241–1250, 2001.

NOGUEIRA, L.; FONTANELLI, M.; AGUIAR, B.; FAILLA, M.; FLORINDO, A.; BARROZO, L.; GOLDBAUM, M.; CESAR, C.; ALVES, M.; FISBERG, R. Access to Street Markets and Consumption of Fruits and Vegetables by Adolescents Living in São Paulo, Brazil. **International Journal of Environmental Research and Public Health**, v. 15, n. 3, p. 517, 14 mar. 2018. Disponível em: <<http://www.mdpi.com/1660-4601/15/3/517>>.

OAKES, J. M.; ANDRADE, K. E.; BIYOOW, I. M.; COWAN, L. T. Twenty Years of Neighborhood Effect Research: An Assessment. **Current Epidemiology Reports**, v. 2, n. 1, p. 80–87, 16 mar. 2015. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s40471-015-0035-7>>.

OAKES, J. M.; ANDRADE, K. N. Methodologic Innovations and Advances in Social Epidemiology. **Current Epidemiology Reports**, v. 1, n. 1, p. 38–44, 17 mar. 2014. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s40471-014-0005-5>>.

OPENSHAW, S.; TAYLOR, P. J. The Modifiable Areal Unit Problem. In: WRIGLEY; BENNETT, R. J. (Ed.). **Quantitative geography: a British view**. London: Routledge and Kegan Paul, 1981. p. 60–70.

PALLOTTO, E. K.; COLLINS, J. W.; DAVID, R. J. Enigma of Maternal Race and Infant

Birth Weight: A Population-based Study of US-born Black and Caribbean-born Black Women. **American Journal of Epidemiology**, v. 151, n. 11, p. 1080–1085, 1 jun. 2000. Disponível em: <<https://academic.oup.com/aje/article-lookup/doi/10.1093/oxfordjournals.aje.a010151>>.

PENNAFORT, R.; SANTOS, A. B.; LESSA, F.; BERNARDES, M. Polícia busca “curadores” do jogo online Baleia-Azul. **Estadão conteúdo + UOL notícias**, 21 abr. 2017. Disponível em: <<https://noticias.uol.com.br/ultimas-noticias/agencia-estado/2017/04/21/policia-busca-curadores-do-jogo-online-baleia-azul.htm>>.

PÉREZ-MACHADO, R. P.; BARROZO, L. V.; LUCHIARI, A.; SMALL, C. Identification of the urban continuum of São Paulo Metropolitan Agglomeration with people, lights and land use. First results of a methodological approach. In: Urban Geography Commission. International Geographic Union, Póznán, Poland. **Anais...** Póznán, Poland: 2014.

PÉRISSÉ, G.; MEDRONHO, R. de A.; ESCOSTEGUY, C. C. Espaço urbano e a mortalidade por doença isquêmica do coração em idosos no Rio de Janeiro. **Arquivos Brasileiros de Cardiologia**, v. 94, n. 4, p. 463–471, abr. 2010. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0066-782X2010000400006&lng=pt&nrm=iso&tlng=en>.

PETROV, A. N. Setting the Record Straight: On the Russian Origins of Dasymetric Mapping. **Cartographica: The International Journal for Geographic Information and Geovisualization**, v. 43, n. 2, p. 133–136, 1 jan. 2008. Disponível em: <<http://utpjournals.metapress.com/openurl.asp?genre=article&id=doi:10.3138/carto.43.2.133>>. Acesso em: 25 jan. 2012.

PICKETT, K. E.; PEARL, M. Multilevel analyses of neighbourhood socioeconomic context and health outcomes: a critical review. **Journal of Epidemiology and Community Health**, v. 55, p. 111–122, 2001.

PICKETT, K. E.; WILKINSON, R. G. Income inequality and health: A causal review. **Social Science & Medicine**, v. 128, p. 316–326, mar. 2015. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0277953614008399>>.

PICKLE, L. W. A history and critique of U.S. mortality atlases. **Spatial and Spatiotemporal Epidemiology**, v. 1, n. 1, p. 3–17, out. 2009. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S1877584509000057>>. Acesso em: 24 set. 2011.

PIUVEZAM, G.; MEDEIROS, W. R.; COSTA, A. V.; EMERENCIANO, F. F.; SANTOS, R. C.; SEABRA, D. S. Mortality from Cardiovascular Diseases in the Elderly: Comparative Analysis of Two Five-year Periods. **Arquivos Brasileiros de Cardiologia**, 2015. Disponível em: <<http://www.gnresearch.org/doi/10.5935/abc.20150096>>.

POULSEN, M.; JOHNSON, R.; FORREST, J. Plural Cities and Ethnic Enclaves: Introducing a Measurement Procedure for Comparative Study. **International Journal of Urban and Regional Research**, v. 26, n. 2, p. 229–243, jun. 2002. Disponível em: <<http://doi.wiley.com/10.1111/1468-2427.00377>>.

POULSEN, M.; JOHNSTON, R.; FORREST, J. Intraurban Ethnic Enclaves: Introducing a Knowledge-Based Classification Method. **Environment and Planning A**, v. 33, n. 11, p. 2071–2082, nov. 2001. Disponível em: <<http://journals.sagepub.com/doi/10.1068/a34124>>.

RAMASWAMI, A.; RUSSELL, A. G.; CULLIGAN, P. J.; SHARMA, K. R.; KUMAR, E. Meta-principles for developing smart, sustainable, and healthy cities. **Science**, v. 352, n. 6288, p. 940–943, 20 maio 2016. Disponível em: <<http://www.sciencemag.org/cgi/doi/10.1126/science.aaf7160>>.

RASELLA, D.; AQUINO, R.; SANTOS, C. A. T.; PAES-SOUSA, R.; BARRETO, M. L. Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities. **The Lancet**, v. 382, n. 9886, p. 57–64, jul. 2013. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0140673613607151>>.

REDAÇÃO MUNDO ESTRANHO. Jogo suicida “Baleia Azul” chega ao Brasil. **Abril**, 18 abr. 2017. Disponível em: <<https://mundoestranho.abril.com.br/ Crimes/jogo-suicida-baleia-azul-chega-ao-brasil/>>.

RIBEIRO, H. **Saúde global: olhares do presente**. Rio de Janeiro, RJ: Fiocruz, 2016.

RICHARDS, T. B.; BERKOWITZ, Z.; THOMAS, C. C.; FOSTER, S. L.; GARDNER, A.; KING, J. B.; LEDFORD, K.; ROYALTY, J. Choropleth map design for cancer incidence, part 1. **Preventing Chronic Disease Public Health Research, Practice and Policy**, v. 7, n. 1, p. A23, 2010a. Disponível em: <http://www.cdc.gov/pcd/issues/2010/jan/pdf/09_0054.pdf>.

RICHARDS, T. B.; BERKOWITZ, Z.; THOMAS, C. C.; FOSTER, S. L.; GARDNER, A.; KING, J. B.; LEDFORD, K.; ROYALTY, J. Choropleth map design for cancer incidence, part 2. **Preventing Chronic Disease Public Health Research, Practice and Policy**, v. 7, n. 1, p. A24, 2010b. Disponível em: <http://www.cdc.gov/pcd/issues/2010/jan/09_0073.htm>.

RODRIGUES, P. C. de O.; SANTOS, E. S. dos; HACON, S. de S.; IGNOTTI, E. Fatores de risco para mortalidade por doenças cardiovasculares associados à alta exposição ao tráfego veicular. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 20, n. 3, p. 423–434, jul. 2017. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1415-790X2017000300423&lng=pt&tlng=pt>.

RODRIGUES, P. C. O.; SANTOS, E. S.; IGNOTTI, E.; HACON, S. S. Space-Time Analysis to Identify Areas at Risk of Mortality from Cardiovascular Disease. **BioMed Research**

International, v. 2015, p. 1–9, 2015. Disponível em:
<<http://www.hindawi.com/journals/bmri/2015/841645/>>.

ROTH, G. A.; FOROUZANFAR, M. H.; MORAN, A. E.; BARBER, R.; NGUYEN, G.; FEIGIN, V. L.; NAGHAVI, M.; MENSAH, G. A.; MURRAY, C. J. L. Demographic and Epidemiologic Drivers of Global Cardiovascular Mortality. **New England Journal of Medicine**, v. 372, n. 14, p. 1333–1341, 2 abr. 2015. Disponível em:
<<http://www.nejm.org/doi/10.1056/NEJMoa1406656>>.

ROTHENBERG, R.; WEAVER, S. R.; DAI, D.; STAUBER, C.; PRASAD, A.; KANO, M. A Flexible Urban Health Index for Small Area Disparities. **Journal of Urban Health**, v. 91, n. 5, p. 823–835, 15 out. 2014. Disponível em: <<http://link.springer.com/10.1007/s11524-014-9867-6>>.

RYU, E.; WI, C.-I.; CROW, S. S.; ARMASU, S. M.; WHEELER, P. H.; SLOAN, J. A.; YAWN, B. P.; BEEBE, T. J.; WILLIAMS, A. R.; JUHN, Y. J. Assessing health disparities in children using a modified housing-related socioeconomic status measure: a cross-sectional study. **BMJ Open**, v. 6, n. 7, p. e011564, 22 jul. 2016. Disponível em:
<<http://bmjopen.bmj.com/lookup/doi/10.1136/bmjopen-2016-011564>>.

SABATINI, F. **The Social Spatial Segregation in the Cities of Latin America**. [s.l.: s.n.].

SANS, S.; KESTELOOT, H.; KROMHOUT, D. The burden of cardiovascular mortality in Europe. **European Heart Journal**, v. 18, p. 1231–1248, 1997.

SANTANA, P. (ed. . **Atlas of population health in European Union regions**. [s.l.] Imprensa da Universidade de Coimbra, 2017.

SANTOS, M. **Por uma geografia nova**. São Paulo: Hucitec, 1978.

SANTOS, M. **Espaço e método**. São Paulo: Nobel, 1985.

SANTOS, M. **A natureza do espaço**. São Paulo: Hucitec, 1996.

SANTOS, S. M.; BARCELLOS, C. A Vizinhança como contexto: resgate do nível ecológico na determinação de saúde e bem-estar. In: **Território, Ambiente e Saúde**. Rio de Janeiro, RJ: Editora Fiocruz, 2008. p. 217–236.

SANTOS, S. M.; CHOR, D.; WERNECK, G. Demarcation of local neighborhoods to study relations between contextual factors and health. **International Journal of Health Geographics**, v. 9, n. 1, p. 34, 2010. Disponível em: <<http://ij-healthgeographics.biomedcentral.com/articles/10.1186/1476-072X-9-34>>.

SECRETARIA DO VERDE E DO MEIO AMBIENTE DE SÃO PAULO. **O Verde, o Território, o Ser Humano: diagnóstico e bases para a definição de Políticas Públicas para as Áreas Verdes no Município de São Paulo.** [s.l.: s.n.].

SERRADJ, A. Cartografia, informação geográfica e novas tecnologias. **Revista do Departamento de Geografia - USP**, v. Esp., p. 455–481, 2014.

SHAW, C. R.; MCKAY, H. D. **Juvenile Delinquency and Urban Areas: A Study of Rates of Delinquents in Relation to Differential Characteristics of Local Communities in American Cities.** Chicago: University of Chicago Press, 1942.

SHIMAKURA, S. E.; CARVALHO, M. S.; AERTS, D. R. G. C.; FLORES, R. Distribuição espacial do risco: modelagem da mortalidade infantil em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 17, n. 5, p. 1251–1261, out. 2001. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-311X2001000500025&lng=pt&tlng=pt>.

SMITH, K. R.; EZZATI, M. How Environmental Health Risks Change With Development: The Epidemiologic and Environmental Risk Transitions Revisited. **Annual Review of Environment and Resources**, v. 30, n. 1, p. 291–333, 21 nov. 2005. Disponível em: <<http://www.annualreviews.org/doi/abs/10.1146/annurev.energy.30.050504.144424>>. Acesso em: 28 ago. 2011.

SOARES, P. A.; NASCIMENTO, L. F. C. Análise espacial das internações por doenças do coração no Vale do Paraíba. **Arquivos Brasileiros de Cardiologia**, v. 94, n. 6, p. 747–753, jun. 2010. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0066-782X2010000600007&lng=pt&nrm=iso&tlng=en>.

SOUTH, S. J.; CROWDER, K. D. Residential mobility between cities and suburbs: race, suburbanization, and back-to-the-city moves. **Demography**1, v. 34, n. 4, p. 525–538, 1997.

SPOSATI, A. **Mapa da Exclusão / Inclusão Social.** [s.l.: s.n.].

SRIDHARAN, S.; KOSCHINSKY, J.; WALKER, J. J. Does context matter for the relationship between deprivation and all-cause mortality? The West vs. the rest of Scotland. **International Journal of Health Geographics**, v. 10, n. 1, p. 33, 2011. Disponível em: <<http://ij-healthgeographics.biomedcentral.com/articles/10.1186/1476-072X-10-33>>.

STEPHENS, C. Healthy cities or unhealthy islands? The health and social implications of urban inequality. **Environment and Urbanization**, v. 8, n. 2, p. 9–30, 29 out. 1996. Disponível em: <<http://journals.sagepub.com/doi/10.1177/095624789600800211>>.

SUSSER, M. The logic in ecological: I. The logic of analysis. **American Journal of Public**

Health, v. 84, n. 5, p. 825–9, maio 1994. Disponível em:
<<http://www.pubmedcentral.nih.gov/articlerender.fcgi?artid=1615050&tool=pmcentrez&rendertype=abstract>>.

SZWARCWALD, C. L.; ANDRADE, C. L. T. de; BASTOS, F. I. Income Inequality, Residential Poverty Clustering and Infant Mortality: A Study in Rio de Janeiro, Brazil. **Social science & medicine** (1982), v. 55, n. 12, p. 2083–2092, dez. 2002.

TABACHNICK, B.; FIDELL, L. **Using multivariate analysis**. Needham Heights: Allyn e Bacon, 2007.

TASCHNER, S. P.; BÓGUS, L. M. M. São Paulo como patchwork: unindo fragmentos de uma cidade segregada. **Cadernos Metr pole**1, n. 1, p. 33–81, 1999.

TASCHNER, S. P.; BÓGUS, L. M. M. São Paulo: o caleidosc pio urbano. **S o Paulo em Perspectiva**, v. 15, n. 1, p. 31–44, jan. 2001. Disponível em:
<http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0102-88392001000100005&lng=pt&tlng=pt>.

THRIFT, N. J. On the determination of social action in space and time. **Environment and Planning D: Society and Space**, v. 1, p. 23–57, 1983.

TORRES, H. da G.; MARQUES, E.; FERREIRA, M. P.; BITAR, S. Pobreza e espa o: padr es de segrega o em S o Paulo. **Estudos Avan ados**, v. 17, n. 47, p. 97–128, abr. 2003. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0103-40142003000100006&lng=pt&tlng=pt>.

TORRES, H. G. Segrega o residencial e pol ticas p blicas: S o Paulo na d cada de 1990. **Revista Brasileira de Ci ncias Sociais**, v. 19, n. 54, p. 41–56, 2004.

TUAN, Y. F. **Espa o e Lugar**. S o Paulo: Difel, 1983.

UNITED NATIONS. **World Urbanization Prospects: the 2014 Revision**. [s.l: s.n.]

UNITED NATIONS. **World Population Prospects: the 2015 Revision**. [s.l: s.n.].

UNIVERSITY OF OXFORD. **Max Roser**. Disponível em:
<<http://www.ox.ac.uk/research/research-in-conversation/our-place-world/max-roser>>. Acesso em: 28 jan. 2018.

VAILLANT, Z.; SALEM, G. **Atlas Mondial de la sant  - Quelles in galit s? Quelle**

mondialisation? Paris: Autrement, 2008.

VICTORA, C. G.; WAGSTAFF, A.; SCHELLENBERG, J. A.; GWATKIN, D.; CLAESON, M.; HABICHT, J.-P. Applying an equity lens to child health and mortality: more of the same is not enough. **The Lancet**, v. 362, n. 9379, p. 233–241, jul. 2003. Disponível em: <<http://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/S0140673603139177>>.

VIEIRA DA SILVA, L. M.; ALMEIDA FILHO, N. Equidade em Saúde: uma análise crítica de conceitos. **Cadernos de Saúde Pública, Rio de Janeiro**, v. 25, n. Sup 2, p. S217–S226, 2009.

VILLAÇA, F. São Paulo: urban segregation and inequality. **Estudos Avançados**, v. 25, n. 71, p. 37–58, 2011.

WAKEFIELD, J.; SALWAY, R. A Statistical Framework for Ecological and Aggregate Studies. **Journal of the Royal Statistical Society . Series A (Statistics in Society)**, v. 164, n. 1, p. 119–137, 2001.

WARD, M. D.; GLEDITSCH, K. S. **Spatial Regression Models**. Thousand Oaks: Sage Publications, Inc., 2008.

WATSON, T. Inequality and the measurement of residential segregation by income in American neighborhoods. **Review of Income and Wealth**, v. 55, n. 3, p. 820–844, 2009.

WILKINSON, R. G.; PICKETT, K. E. Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence. **Social science & medicine (1982)**, v. 62, n. 7, p. 1768–84, abr. 2006. Disponível em: <<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/16226363>>. Acesso em: 20 jul. 2011.

WORLD HEALTH ORGANIZATION. **The Urban Health Index: A handbook for its calculation and use**. [s.l: s.n.].

WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Health statistics and information systems: Estimates for 2000–2015**. Disponível em: <http://www.who.int/healthinfo/global_burden_disease/estimates/en/index1.html>. Acesso em: 28 dez. 2017.

YEN, I. H.; SYME, S. L. The Social Environment and Health: a Discussion of the Epidemiologic Literature. **Annual Review of Public Health**, v. 20, p. 287–308, 1999.

YULE, G. U.; KENDALL, M. G. **An introduction to the Theory of Statistics**. London: Griffin, 1950.

APÊNDICE A

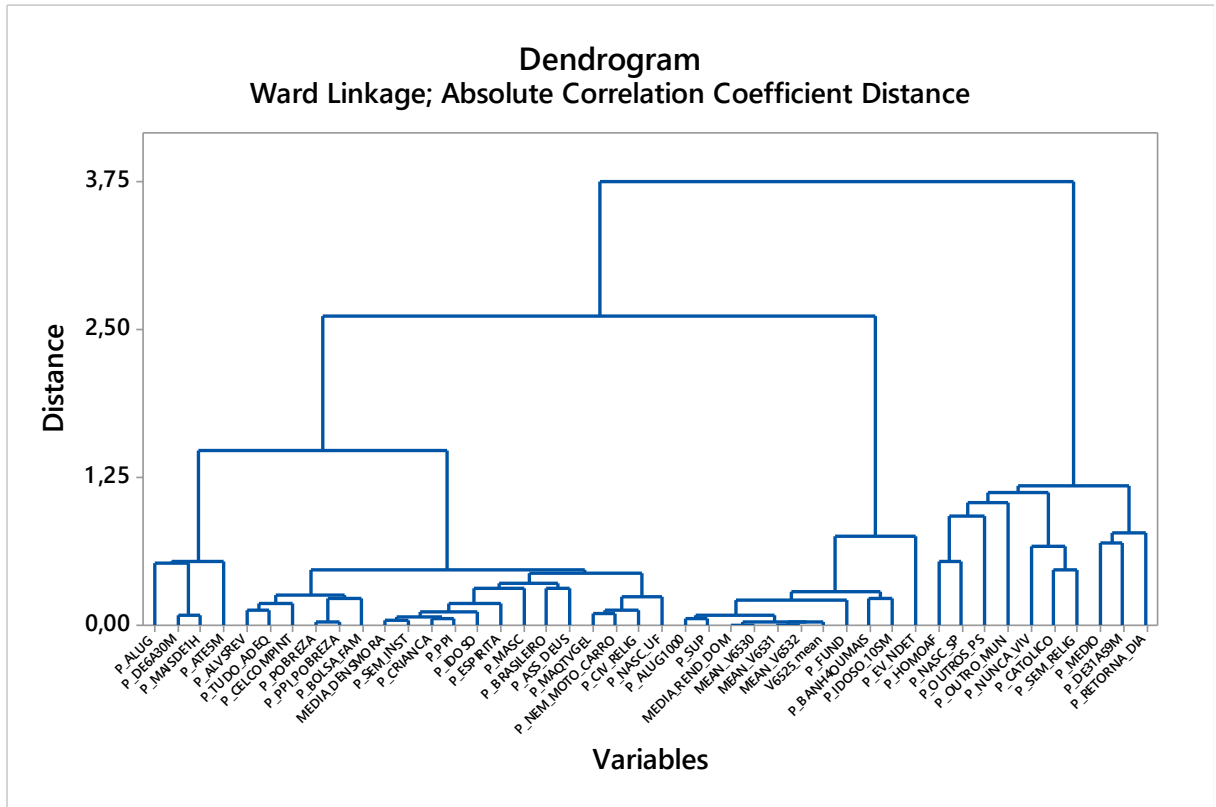
Tabela de variáveis do Censo Demográfico de 2010, microdados da amostra, utilizados para a criação do índice composto.

VARIÁVEIS DA PLANILHA "DOMICÍLIOS"	
AP2010	código da área de ponderação de 2010
P_ALUG	porcentagem de domicílios alugados
P_ALUG1000	porcentagem de domicílios alugados com valor de aluguel de R\$1000,00 ou mais
P_ALVSREV	porcentagem de domicílios de alvenaria sem revestimento
MEDIA_DENSMORA	densidade de morador/cômodo
P_BANH4OUMAIS	porcentagem de domicílios com 4 banheiros ou mais
P_MAQTVGEL	porcentagem de domicílios com existência de máquina de lavar, TV e geladeira
MEAN_V6530	rendimento domiciliar, salários mínimos, em julho de 2010
MEAN_V6531	rendimento domiciliar per capita em julho de 2010
MEAN_V6532	rendimento domiciliar per capita, em nº de salários mínimos, em julho de 2010
MED_REND_DOM	rendimento mensal domiciliar em julho de 2010
P_CEL_COMP_INT	porcentagem de domicílios com celular, computador e internet
P_TUDO_ADEQ	porcentagem de domicílios com acesso a rede de esgoto, rede de água, coleta de lixo, energia elétrica e moradia adequada
P_NEM_MOTO_CARRO	porcentagem de domicílios sem moto ou carro para uso particular
VARIÁVEIS DA PLANILHA "PESSOAS"	
P_HOMOAF	porcentagem de pessoas cuja relação de parentesco ou de convivência com a pessoa responsável pelo domicílio é de Cônjuge ou companheiro(a) do mesmo sexo
P_MASC	porcentagem de pessoas do sexo masculino
P_CRIANCA	porcentagem de pessoas de 12 anos ou menos
P_IDOSO	porcentagem de pessoas de 65 anos ou mais
P_PPI	porcentagem de pessoas de raça ou etnia preta, parda ou indígena
P_NASC_SP	porcentagem de pessoas nascidas e que sempre moraram no Município de São Paulo
P_NASC_UF	porcentagem de pessoas nascidas e que sempre moraram no Estado de São Paulo, mas não no município
P_BRASILEIRO	porcentagem de pessoas brasileiras natas
P_SEM_INST	porcentagem de pessoas cujo nível de instrução é o sem instrução e fundamental incompleto
P_FUND	porcentagem de pessoas cujo nível de instrução é o fundamental completo e médio incompleto
P_MEDIO	porcentagem de pessoas cujo nível de instrução é o Médio completo e superior incompleto

P_SUP	porcentagem de pessoas cujo nível de instrução é o superior completo
P_NUNCA_VIV	porcentagem de pessoas que nunca viveu em companhia de cônjuge ou companheiro(a)
P_CIV_RELIG	porcentagem de pessoas cuja natureza da união é casamento civil e religioso
P_POBREZA	% de pessoas na linha da pobreza: cujo rendimento domiciliar per capita é menor ou igual a R\$255,00 (meio salário mínimo em 2010)
P_PPI_POBREZA	% de pessoas na linha da pobreza e de raça ou etnia preta, parda ou indígena
P_IDOSO_10SM	% de pessoas de 65 anos ou mais com rendimento mensal igual ou acima de R\$5100,00 (ou 10 salários mínimos)
V6525_mean	rendimento em todos os trabalhos
P_BOLSA_FAM	porcentagem de pessoas que em julho de 2010, tinha rendimento mensal habitual de programa social bolsa-família ou programa de erradicação do trabalho infantil (peti)
P_OUTROS_PS	porcentagem de pessoas que em julho 2010, tinha rendimento mensal habitual de outros programas sociais ou de transferências
P_OUTRO_MUN	porcentagem de pessoas que trabalha em outro município
P_RETORNA_DIA	porcentagem de pessoas que retorna diariamente do trabalho para casa
P_ATE5M	porcentagem de pessoas cujo tempo habitual gasto de deslocamento de sua casa até o trabalho é de até 5 minutos
P_DE6A30M	porcentagem de pessoas cujo tempo habitual gasto de deslocamento de sua casa até o trabalho é de até 6 a 30 minutos
P_DE31A59M	porcentagem de pessoas cujo tempo habitual gasto de deslocamento de sua casa até o trabalho é de 31 minutos a 1 hora
P_MAISDE1H	porcentagem de pessoas cujo tempo habitual gasto de deslocamento de sua casa até o trabalho é de mais de 1 hora
P_CATOLICO	porcentagem de pessoas cuja religião ou culto é católico apostólico romano
P_SEM_RELIG	porcentagem de pessoas cuja religião ou culto é sem religião
P_EV_NDET	porcentagem de pessoas cuja religião ou culto é evangélica não determinado
P_EV	porcentagem de pessoas cuja religião ou culto é igreja evangélica
P_ESPIRITA	porcentagem de pessoas cuja religião ou culto é espírita, kardecista

APÊNDICE B

Dendrograma das 44 variáveis dos microdados da amostra, inicialmente selecionadas segundo referenciais bibliográficos.



APÊNDICE C

Tabela com as variáveis e coeficientes no primeiro componente principal:

MEDIA_DENSMORA	-0,217
P_PPI	-0,215
P_SEM_INST	-0,215
P_CRIANCA	-0,210
P_NEM_MOTO_CARRO	-0,203
P_PPI_POBREZA	-0,202
P_POBREZA	-0,199
P_ALVSREV	-0,183
P_MASC	-0,183
P_BOLSA_FAM	-0,182
P_MAISDEIH	-0,182
P_ASS_DEUS	-0,182
P_BRASILEIRO	-0,179
P_FUND	-0,175
P_IDOSO_10SM	0,154
P_BANH4OUMAIS	0,159
P_NASC_UF	0,182
P_ALUG1000	0,184
P_CIV_RELIG	0,185
P_DE6A30M	0,185
MEDIA_REND_DOM	0,193
P_ESPIRITA	0,194
P_CELCOMPINT	0,200
P_TUDO_ADEQ	0,201
P_MAQTVGEL	0,202
P_IDOSO	0,205
P_SUP	0,208

APÊNDICE D

Tabela com as variáveis e coeficientes no primeiro componente principal do indicador social

(IndexSoc):

MEDIA_DENSMORA	-0,235
P_PPI	-0,235
P_SEM_INST	-0,233
P_CRIANCA	-0,229
P_NEM_MOTO_CARRO	-0,223
P_ASS_DEUS	-0,201
P_ALVSREV	-0,200
P_MAISDE1H	-0,200
P_MASC	-0,198
P_BRASILEIRO	-0,197
P_FUND	-0,189
P_EV_NDET	-0,118
P_NUNCA_VIV	-0,108
P_ATE5M	0,111
P_CATOLICO	0,133
P_BANH4OUMAIS	0,172
P_NASC_UF	0,199
P_DE6A30M	0,203
P_CIV_RELIG	0,204
P_ESPIRITA	0,215
P_CELCOMPINT	0,218
P_TUDO_ADEQ	0,218
P_MAQTVGEL	0,221
P_SUP	0,224
<u>P_IDOSO</u>	<u>0,225</u>

APÊNDICE E

Resultados do teste de varredura espacial feito no programa SaTscan para mortalidade por doenças do aparelho circulatório. Agrupamentos significativos:

SaTScan v9.3

Purely Spatial analysis
scanning for clusters with high or low rates
using the Discrete Poisson model.

Study period.....: 2006/1/1 to 2009/12/31
Number of locations.....: 310
Total population.....: 11244083
Total number of cases.....: 85100
Annual cases / 100000.....: 189.2

CLUSTERS DETECTED

1.Location IDs included.: 3550308005102, 3550308005051, 3550308005050,
3550308005103,3550308005099, 3550308005049, 3550308005098,
3550308005053,3550308005024, 3550308005104, 3550308005101
Coordinates / radius..: (7.3895e+006,328818) / 3507.75
Population.....: 304267
Number of cases.....: 2632
Expected cases.....: 4128.98
Annual cases / 100000.: 120.6
Observed / expected...: 0.64
Relative risk.....: 0.63
Log likelihood ratio..: 325.580421
P-value.....: < 0.000000000000000001

2.Location IDs included.: 3550308005102, 3550308005051, 3550308005050,
3550308005103,3550308005099, 3550308005049, 3550308005098
Coordinates / radius..: (7.3895e+006,328818) / 1962.14
Population.....: 175897
Number of cases.....: 1436
Expected cases.....: 2356.97
Annual cases / 100000.: 115.3
Observed / expected...: 0.61
Relative risk.....: 0.60
Log likelihood ratio..: 214.516687
P-value.....: < 0.000000000000000001

3.Location IDs included.: 3550308005188, 3550308005122, 3550308005187,
3550308005309,3550308005186, 3550308005190, 3550308005189,
3550308005114,3550308005119, 3550308005123, 3550308005115,

3550308005120,3550308005113, 3550308005185, 3550308005242,
 3550308005121,3550308005126, 3550308005118, 3550308005127
 Coordinates / radius..: (7.4062e+006,324817) / 5356.48
 Population.....: 734020
 Number of cases.....: 5331
 Expected cases.....: 4070.66
 Annual cases / 100000.: 247.8
 Observed / expected...: 1.31
 Relative risk.....: 1.33
 Log likelihood ratio..: 187.463321
 P-value.....: < 0.000000000000000001

4.Location IDs included.: 3550308005056, 3550308005055, 3550308005026,
 3550308005057,3550308005054, 3550308005025, 3550308005013,
 3550308005052,3550308005029, 3550308005028, 3550308005012
 Coordinates / radius..: (7.39539e+006,328271) / 2873.37
 Population.....: 280092
 Number of cases.....: 2770
 Expected cases.....: 3866.33
 Annual cases / 100000.: 135.6
 Observed / expected...: 0.72
 Relative risk.....: 0.71
 Log likelihood ratio..: 180.015538
 P-value.....: < 0.000000000000000001

5.Location IDs included.: 3550308005046, 3550308005020, 3550308005021,
 3550308005047, 3550308005045, 3550308005043, 3550308005048,
 3550308005007,3550308005022
 Coordinates / radius..: (7.39003e+006,333629) / 2604.31
 Population.....: 308687
 Number of cases.....: 2897
 Expected cases.....: 3978.00
 Annual cases / 100000.: 137.8
 Observed / expected...: 0.73
 Relative risk.....: 0.72
 Log likelihood ratio..: 169.521771
 P-value.....: < 0.000000000000000001

6.Location IDs included.: 3550308005190, 3550308005123, 3550308005189,
 3550308005122, 3550308005120, 3550308005126, 3550308005121,
 3550308005119,3550308005188, 3550308005127, 3550308005118
 Coordinates / radius..: (7.40523e+006,327475) / 3160.10
 Population.....: 439948
 Number of cases.....: 3349
 Expected cases.....: 2408.61
 Annual cases / 100000.: 263.1
 Observed / expected...: 1.39
 Relative risk.....: 1.41
 Log likelihood ratio..: 168.849513
 P-value.....: < 0.000000000000000001

7.Location IDs included.: 3550308005023, 3550308005022, 3550308005011,
 3550308005024,3550308005009, 3550308005010, 3550308005025
 Coordinates / radius..: (7.39259e+006,331002) / 1929.41
 Population.....: 182095
 Number of cases.....: 1738
 Expected cases.....: 2536.15
 Annual cases / 100000.: 129.7

Observed / expected...: 0.69
 Relative risk.....: 0.68
 Log likelihood ratio..: 145.185296
 P-value.....: < 0.000000000000000001

8.Location IDs included.: 3550308005249, 3550308005248, 3550308005256,
 3550308005250, 3550308005254, 3550308005251, 3550308005247,
 3550308005252, 3550308005245, 3550308005255, 3550308005253,
 3550308005246, 3550308005259, 3550308005257, 3550308005244,
 3550308005197, 3550308005260, 3550308005258, 3550308005196,
 3550308005264

Coordinates / radius..: (7.40009e+006,357284) / 5382.05
 Population.....: 795910
 Number of cases.....: 5236
 Expected cases.....: 4132.11
 Annual cases / 100000.: 239.8
 Observed / expected...: 1.27
 Relative risk.....: 1.28
 Log likelihood ratio..: 143.395103
 P-value.....: < 0.000000000000000001

9.Location IDs included.: 3550308005026, 3550308005056, 3550308005028,
 3550308005013, 3550308005055, 3550308005012

Coordinates / radius..: (7.39567e+006,329439) / 1779.41
 Population.....: 167139
 Number of cases.....: 1727
 Expected cases.....: 2400.51
 Annual cases / 100000.: 136.1
 Observed / expected...: 0.72
 Relative risk.....: 0.71
 Log likelihood ratio..: 107.551932
 P-value.....: < 0.000000000000000001

10.Location IDs included.: 3550308005254, 3550308005255, 3550308005256,
 3550308005251, 3550308005249, 3550308005250, 3550308005252,
 3550308005259, 3550308005248, 3550308005247, 3550308005260,
 3550308005245, 3550308005257

Coordinates / radius..: (7.39908e+006,358869) / 4296.57
 Population.....: 522217
 Number of cases.....: 3176
 Expected cases.....: 2440.29
 Annual cases / 100000.: 246.2
 Observed / expected...: 1.30
 Relative risk.....: 1.31
 Log likelihood ratio..: 104.468546
 P-value.....: < 0.000000000000000001

11.Location IDs included.: 3550308005184, 3550308005183, 3550308005182,
 3550308005108, 3550308005180, 3550308005105, 3550308005181,
 3550308005238, 3550308005179, 3550308005107, 3550308005240,
 3550308005106, 3550308005178

Coordinates / radius..: (7.39294e+006,321117) / 5077.27
 Population.....: 481545
 Number of cases.....: 3325
 Expected cases.....: 4182.45
 Annual cases / 100000.: 150.4
 Observed / expected...: 0.79
 Relative risk.....: 0.79

Log likelihood ratio...: 99.130897
 P-value.....: < 0.000000000000000001

12.Location IDs included.: 3550308005178, 3550308005179, 3550308005175,
 3550308005181,3550308005177, 3550308005176, 3550308005104,
 3550308005180
 Coordinates / radius...: (7.38836e+006,323306) / 2783.37
 Population.....: 309308
 Number of cases.....: 1581
 Expected cases.....: 2196.68
 Annual cases / 100000.: 136.2
 Observed / expected...: 0.72
 Relative risk.....: 0.71
 Log likelihood ratio...: 97.986260
 P-value.....: < 0.000000000000000001

13.Location IDs included.: 3550308005047, 3550308005048, 3550308005046,
 3550308005045,3550308005094
 Coordinates / radius...: (7.38857e+006,333121) / 2049.31
 Population.....: 177015
 Number of cases.....: 1632
 Expected cases.....: 2253.39
 Annual cases / 100000.: 137.0
 Observed / expected...: 0.72
 Relative risk.....: 0.72
 Log likelihood ratio...: 97.182991
 P-value.....: < 0.000000000000000001

14.Location IDs included.: 3550308005106, 3550308005059, 3550308005105,
 3550308005054,3550308005057
 Coordinates / radius...: (7.39482e+006,325261) / 2555.42
 Population.....: 154548
 Number of cases.....: 1644
 Expected cases.....: 2191.51
 Annual cases / 100000.: 141.9
 Observed / expected...: 0.75
 Relative risk.....: 0.75
 Log likelihood ratio...: 76.733129
 P-value.....: < 0.000000000000000001

15.Location IDs included.: 3550308005304, 3550308005279, 3550308005218,
 3550308005283,3550308005281, 3550308005213, 3550308005280,
 3550308005284, 3550308005215, 3550308005219, 3550308005217,
 3550308005286,3550308005214, 3550308005216, 3550308005282,
 3550308005285, 3550308005168, 3550308005165, 3550308005287,
 3550308005167,3550308005170, 3550308005164
 Coordinates / radius...: (7.37392e+006,330940) / 7090.22
 Population.....: 880232
 Number of cases.....: 4930
 Expected cases.....: 4225.20
 Annual cases / 100000.: 220.8
 Observed / expected...: 1.17
 Relative risk.....: 1.18
 Log likelihood ratio...: 58.842491
 P-value.....: < 0.000000000000000001

16.Location IDs included.: 3550308005193, 3550308005195, 3550308005194,
3550308005196,3550308005199, 3550308005200, 3550308005197,
3550308005192

Coordinates / radius..: (7.3998e+006,351296) / 2325.75
Population.....: 360773
Number of cases.....: 2640
Expected cases.....: 2169.21
Annual cases / 100000.: 230.3
Observed / expected...: 1.22
Relative risk.....: 1.22
Log likelihood ratio..: 49.085967
P-value.....: < 0.00000000000000001

17.Location IDs included.: 3550308005203, 3550308005204, 3550308005148,
3550308005202,3550308005152, 3550308005149, 3550308005150,
3550308005205,3550308005146, 3550308005198, 3550308005263,
3550308005147, 3550308005199, 3550308005151, 3550308005143,
3550308005201

Coordinates / radius..: (7.39399e+006,349493) / 4206.66
Population.....: 595310
Number of cases.....: 4567
Expected cases.....: 3955.40
Annual cases / 100000.: 218.5
Observed / expected...: 1.15
Relative risk.....: 1.16
Log likelihood ratio..: 47.329852
P-value.....: < 0.00000000000000001

18.Location IDs included.: 3550308005173, 3550308005174, 3550308005172,
3550308005101,3550308005169, 3550308005096

Coordinates / radius..: (7.38406e+006,327521) / 2876.70
Population.....: 204691
Number of cases.....: 1835
Expected cases.....: 2277.11
Annual cases / 100000.: 152.5
Observed / expected...: 0.81
Relative risk.....: 0.80
Log likelihood ratio..: 47.179016
P-value.....: < 0.00000000000000001

19.Location IDs included.: 3550308005282, 3550308005285, 3550308005280,
3550308005284,3550308005281, 3550308005283, 3550308005279,
3550308005303,3550308005286, 3550308005287, 3550308005304,
3550308005301

Coordinates / radius..: (7.36975e+006,327727) / 5483.36
Population.....: 474815
Number of cases.....: 2463
Expected cases.....: 2023.78
Annual cases / 100000.: 230.3
Observed / expected...: 1.22
Relative risk.....: 1.22
Log likelihood ratio..: 45.707963
P-value.....: 0.00000000000000011

20.Location IDs included.: 3550308005204, 3550308005203, 3550308005205,
3550308005148,3550308005202, 3550308005152, 3550308005150,
3550308005149,3550308005263

Coordinates / radius..: (7.39315e+006,349910) / 3441.94

Population.....: 324846
 Number of cases.....: 2417
 Expected cases.....: 2024.35
 Annual cases / 100000.: 225.9
 Observed / expected...: 1.19
 Relative risk.....: 1.20
 Log likelihood ratio..: 36.760630
 P-value.....: 0.00000000000030

21.Location IDs included.: 3550308005136, 3550308005135, 3550308005070,
 3550308005134,3550308005069
 Coordinates / radius..: (7.40554e+006,339218) / 3184.63
 Population.....: 239317
 Number of cases.....: 1989
 Expected cases.....: 1638.26
 Annual cases / 100000.: 229.7
 Observed / expected...: 1.21
 Relative risk.....: 1.22
 Log likelihood ratio..: 35.858912
 P-value.....: 0.00000000000068

22.Location IDs included.: 3550308005168, 3550308005216, 3550308005167,
 3550308005164,3550308005165, 3550308005166, 3550308005214,
 3550308005170, 3550308005163, 3550308005162, 3550308005213
 Coordinates / radius..: (7.37967e+006,331286) / 2734.76
 Population.....: 436408
 Number of cases.....: 2771
 Expected cases.....: 2360.09
 Annual cases / 100000.: 222.1
 Observed / expected...: 1.17
 Relative risk.....: 1.18
 Log likelihood ratio..: 34.881939
 P-value.....: 0.00000000000017

23.Location IDs included.: 3550308005292, 3550308005294, 3550308005227,
 3550308005232, 3550308005295, 3550308005293, 3550308005226,
 3550308005297, 3550308005231, 3550308005291, 3550308005223,
 3550308005296,3550308005230, 3550308005224, 3550308005221,
 3550308005222,3550308005237, 3550308005229, 3550308005289,
 3550308005236,3550308005288, 3550308005225, 3550308005228
 Coordinates / radius..: (7.37932e+006,318818) / 5794.70
 Population.....: 893757
 Number of cases.....: 4462
 Expected cases.....: 3970.24
 Annual cases / 100000.: 212.6
 Observed / expected...: 1.12
 Relative risk.....: 1.13
 Log likelihood ratio..: 30.764221
 P-value.....: 0.00000000000077

24.Location IDs included.: 3550308005227, 3550308005226, 3550308005292,
 3550308005232,3550308005294, 3550308005291
 Coordinates / radius..: (7.37891e+006,320225) / 2275.96
 Population.....: 221778
 Number of cases.....: 1223
 Expected cases.....: 975.19
 Annual cases / 100000.: 237.3
 Observed / expected...: 1.25

Relative risk.....: 1.26
 Log likelihood ratio..: 29.478710
 P-value.....: 0.0000000025

25.Location IDs included.: 3550308005108, 3550308005107
 Coordinates / radius..: (7.39519e+006,321496) / 2180.48
 Population.....: 87533
 Number of cases.....: 523
 Expected cases.....: 711.30
 Annual cases / 100000.: 139.1
 Observed / expected...: 0.74
 Relative risk.....: 0.73
 Log likelihood ratio..: 27.681004
 P-value.....: 0.0000000013

26.Location IDs included.: 3550308005157, 3550308005160, 3550308005154,
 3550308005156,3550308005207, 3550308005209, 3550308005161,
 3550308005210, 3550308005155, 3550308005206
 Coordinates / radius..: (7.38901e+006,346601) / 2715.38
 Population.....: 395168
 Number of cases.....: 2803
 Expected cases.....: 2443.78
 Annual cases / 100000.: 217.0
 Observed / expected...: 1.15
 Relative risk.....: 1.15
 Log likelihood ratio..: 25.977682
 P-value.....: 0.0000000065

27.Location IDs included.: 3550308005272, 3550308005271, 3550308005273,
 3550308005270,3550308005276, 3550308005268, 3550308005275,
 3550308005269
 Coordinates / radius..: (7.38924e+006,356972) / 3423.37
 Population.....: 279754
 Number of cases.....: 1263
 Expected cases.....: 1033.71
 Annual cases / 100000.: 231.2
 Observed / expected...: 1.22
 Relative risk.....: 1.23
 Log likelihood ratio..: 24.047046
 P-value.....: 0.0000000039

28.Location IDs included.: 3550308005161, 3550308005209, 3550308005160,
 3550308005157,3550308005210, 3550308005156, 3550308005207,
 3550308005159, 3550308005206, 3550308005154, 3550308005155
 Coordinates / radius..: (7.38724e+006,346100) / 3470.51
 Population.....: 438342
 Number of cases.....: 3119
 Expected cases.....: 2758.39
 Annual cases / 100000.: 213.9
 Observed / expected...: 1.13
 Relative risk.....: 1.14
 Log likelihood ratio..: 23.397683
 P-value.....: 0.0000000071

29.Location IDs included.: 3550308005005, 3550308005001, 3550308005015
 Coordinates / radius..: (7.39536e+006,334893) / 1825.34
 Population.....: 70032
 Number of cases.....: 661

Expected cases.....: 512.42
 Annual cases / 100000.: 244.1
 Observed / expected...: 1.29
 Relative risk.....: 1.29
 Log likelihood ratio..: 19.847729
 P-value.....: 0.0000019

30.Location IDs included.: 3550308005061, 3550308005060
 Coordinates / radius..: (7.40006e+006,328526) / 1229.06
 Population.....: 80229
 Number of cases.....: 867
 Expected cases.....: 698.75
 Annual cases / 100000.: 234.8
 Observed / expected...: 1.24
 Relative risk.....: 1.24
 Log likelihood ratio..: 18.969783
 P-value.....: 0.0000043

31.Location IDs included.: 3550308005091, 3550308005093, 3550308005088,
 3550308005089,3550308005095, 3550308005305, 3550308005092,
 3550308005090,3550308005308, 3550308005044
 Coordinates / radius..: (7.38428e+006,334572) / 3040.71
 Population.....: 328116
 Number of cases.....: 2644
 Expected cases.....: 2953.90
 Annual cases / 100000.: 169.4
 Observed / expected...: 0.90
 Relative risk.....: 0.89
 Log likelihood ratio..: 17.440702
 P-value.....: 0.000018

32.Location IDs included.: 3550308005073, 3550308005074, 3550308005071,
 3550308005072, 3550308005137, 3550308005144, 3550308005142,
 3550308005075,3550308005145, 3550308005138, 3550308005076,
 3550308005035
 Coordinates / radius..: (7.39913e+006,343429) / 3751.27
 Population.....: 424698
 Number of cases.....: 4030
 Expected cases.....: 3681.86
 Annual cases / 100000.: 207.1
 Observed / expected...: 1.09
 Relative risk.....: 1.10
 Log likelihood ratio..: 16.708980
 P-value.....: 0.000035

33.Location IDs included.: 3550308005073, 3550308005074, 3550308005071,
 3550308005072,3550308005137
 Coordinates / radius..: (7.39913e+006,343429) / 2350.43
 Population.....: 180924
 Number of cases.....: 1862
 Expected cases.....: 1628.21
 Annual cases / 100000.: 216.4
 Observed / expected...: 1.14
 Relative risk.....: 1.15
 Log likelihood ratio..: 16.361678
 P-value.....: 0.000048

34.Location IDs included.: 3550308005169, 3550308005096, 3550308005172

Coordinates / radius...: (7.38257e+006,329458) / 1385.15
 Population.....: 107101
 Number of cases.....: 777
 Expected cases.....: 943.30
 Annual cases / 100000.: 155.9
 Observed / expected...: 0.82
 Relative risk.....: 0.82
 Log likelihood ratio..: 15.769922
 P-value.....: 0.000083

35.Location IDs included.: 3550308005062, 3550308005030, 3550308005060,
 3550308005128,3550308005124
 Coordinates / radius...: (7.40073e+006,331026) / 2151.11
 Population.....: 205341
 Number of cases.....: 2079
 Expected cases.....: 1846.32
 Annual cases / 100000.: 213.1
 Observed / expected...: 1.13
 Relative risk.....: 1.13
 Log likelihood ratio..: 14.406683
 P-value.....: 0.00029

36.Location IDs included.: 3550308005063, 3550308005064, 3550308005065
 Coordinates / radius...: (7.40036e+006,333305) / 1098.78
 Population.....: 115889
 Number of cases.....: 1311
 Expected cases.....: 1512.12
 Annual cases / 100000.: 164.0
 Observed / expected...: 0.87
 Relative risk.....: 0.86
 Log likelihood ratio..: 14.252611
 P-value.....: 0.00034

37.Location IDs included.: 3550308005225, 3550308005228
 Coordinates / radius...: (7.38236e+006,323439) / 1618.68
 Population.....: 69002
 Number of cases.....: 474
 Expected cases.....: 370.69
 Annual cases / 100000.: 241.9
 Observed / expected...: 1.28
 Relative risk.....: 1.28
 Log likelihood ratio..: 13.282173
 P-value.....: 0.00083

38.Location IDs included.: 3550308005091, 3550308005093, 3550308005088,
 3550308005089, 3550308005095, 3550308005305, 3550308005092,
 3550308005090,3550308005308
 Coordinates / radius...: (7.38428e+006,334572) / 2755.42
 Population.....: 288455
 Number of cases.....: 2222
 Expected cases.....: 2465.00
 Annual cases / 100000.: 170.6
 Observed / expected...: 0.90
 Relative risk.....: 0.90
 Log likelihood ratio..: 12.748987
 P-value.....: 0.0014

39. Location IDs included.: 3550308005006, 3550308005007, 3550308005008,
3550308005018
Coordinates / radius..: (7.39308e+006,334980) / 1981.05
Population.....: 137163
Number of cases.....: 1413
Expected cases.....: 1604.24
Annual cases / 100000.: 166.7
Observed / expected...: 0.88
Relative risk.....: 0.88
Log likelihood ratio..: 12.100172
P-value.....: 0.0025
40. Location IDs included.: 3550308005037, 3550308005038
Coordinates / radius..: (7.39516e+006,340701) / 1211.35
Population.....: 48244
Number of cases.....: 537
Expected cases.....: 655.47
Annual cases / 100000.: 155.0
Observed / expected...: 0.82
Relative risk.....: 0.82
Log likelihood ratio..: 11.498937
P-value.....: 0.0043
41. Location IDs included.: 3550308005220, 3550308005222, 3550308005171
Coordinates / radius..: (7.37953e+006,325244) / 2295.94
Population.....: 98989
Number of cases.....: 757
Expected cases.....: 885.44
Annual cases / 100000.: 161.8
Observed / expected...: 0.85
Relative risk.....: 0.85
Log likelihood ratio..: 9.899133
P-value.....: 0.017

APÊNDICE F

Resultados do teste de varredura espacial feito no programa SaTscan para mortalidade infantil. Agrupamentos significativos:

SaTScan v9.1.1

Purely Spatial analysis
 scanning for clusters with high or low rates
 using the Discrete Poisson model.

SUMMARY OF DATA

Study period.....: 2006/1/1 to 2009/12/31
 Number of locations.....: 310
 Total population.....: 142801
 Total number of cases.....: 6847
 Annual cases / 100000.....: 1198.7

MOST LIKELY CLUSTER

1.Location IDs included.: 3550308005053, 3550308005052,
 3550308005051, 3550308005054,
 3550308005024, 3550308005025,
 3550308005102, 3550308005104,
 3550308005056, 3550308005023,
 3550308005105, 3550308005106,
 3550308005050, 3550308005049,
 3550308005013, 3550308005026,
 3550308005009, 3550308005103,
 3550308005057, 3550308005011,
 3550308005022, 3550308005055,
 3550308005099, 3550308005012,
 3550308005098, 3550308005010,
 3550308005059, 3550308005021,
 3550308005028
 Coordinates / radius...: (7.39212e+006,327602) / 5055.90
 Population.....: 7129
 Number of cases.....: 188
 Expected cases.....: 342.12
 Annual cases / 100000.: 658.7
 Observed / expected...: 0.55
 Relative risk.....: 0.54
 Log likelihood ratio..: 43.370183
 P-value.....: 0.00000000000000011

SECONDARY CLUSTERS

2.Location IDs included.: 3550308005015, 3550308005005,
 3550308005031, 3550308005004,

```

3550308005064, 3550308005016,
3550308005001, 3550308005003,
3550308005014
Coordinates / radius..: (7.39719e+006,334881) / 3243.98
Population.....: 3108
Number of cases.....: 231
Expected cases.....: 149.12
Annual cases / 100000.: 1856.8
Observed / expected...: 1.55
Relative risk.....: 1.57
Log likelihood ratio..: 19.721302
P-value.....: 0.000013

3.Location IDs included.: 3550308005176, 3550308005175,
3550308005177, 3550308005174,
3550308005178, 3550308005228
Coordinates / radius..: (7.38593e+006,324232) / 2756.44
Population.....: 3334
Number of cases.....: 91
Expected cases.....: 159.81
Annual cases / 100000.: 682.6
Observed / expected...: 0.57
Relative risk.....: 0.56
Log likelihood ratio..: 17.918254
P-value.....: 0.000073

4.Location IDs included.: 3550308005264, 3550308005260,
3550308005265
Coordinates / radius..: (7.39479e+006,356340) / 1331.77
Population.....: 1503
Number of cases.....: 119
Expected cases.....: 72.04
Annual cases / 100000.: 1980.0
Observed / expected...: 1.65
Relative risk.....: 1.66
Log likelihood ratio..: 12.927621
P-value.....: 0.00090

5.Location IDs included.: 3550308005124, 3550308005125,
3550308005128, 3550308005121,
3550308005126, 3550308005060,
3550308005062, 3550308005118,
3550308005129, 3550308005123
Coordinates / radius..: (7.40277e+006,330349) / 3107.75
Population.....: 4964
Number of cases.....: 319
Expected cases.....: 238.08
Annual cases / 100000.: 1606.1
Observed / expected...: 1.34
Relative risk.....: 1.36
Log likelihood ratio..: 12.912250
P-value.....: 0.00092

```