



UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
Faculdade de Medicina
Programa de Pós-Graduação em Medicina Tropical

TESE DE DOUTORADO

Desigualdades socioeconômicas e espaciais da mortalidade infantil no Brasil e Distrito Federal

WALTER MASSA RAMALHO

Brasília, 2014

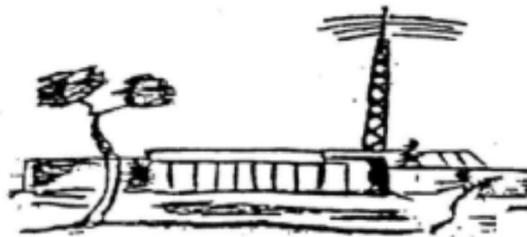
TESE DE DOUTORADO

**Desigualdades socioeconômicas e espaciais da mortalidade
infantil no Brasil e Distrito Federal**

Walter Massa Ramalho

Orientadora: Profa. Dra. Elisabeth Carmen Duarte

Co-orientador: Prof. Dr. Guilherme Loureiro Werneck



Brasília, 2014

Ficha catalográfica elaborada pela Biblioteca Central da Universidade de
Brasília. Acervo 1016650.

Ramalho, Walter Massa.
R165d Desigualdades socioeconômicas e espaciais da mortalidade
infantil no Brasil e Distrito Federal / Walter Massa
Ramalho. -- 2014.
xv, 123 f. : il. ; 30 cm.

Tese (doutorado) - Universidade de Brasília, Faculdade
de Medicina, Programa de Pós-Graduação em Medicina
Tropical, 2014.

Orientação: Elisabeth Carmen Duarte ; Coorientação:
Guilherme Loureiro Werneck.
Inclui bibliografia.

1. Mortalidade infantil. I. Duarte, Elisabeth Carmen.
II. Werneck, Guilherme Loureiro. III. Título.

CDU 614.1-053.2

Walter Massa Ramalho

**Desigualdades socioeconômicas e espaciais da mortalidade
infantil no Brasil e Distrito Federal**

Tese de doutorado apresentada ao Núcleo de Medicina Tropical, Faculdade de Medicina, Universidade de Brasília, para obtenção do título de Doutor em Medicina Tropical. Área de concentração: Epidemiologia e Controle das Doenças Infecciosas e Parasitárias.

Aprovada em 15 de julho de 2014.

BANCA EXAMINADORA:

Professor Dr. Oswaldo Gonçalves Cruz

Fundação Oswaldo Cruz -Programa de computação científica

Professora Dra. Helen da Costa Gurgel

Universidade de Brasília – Departamento de Geografia

Professora Dra. Leila Posenato Garcia

Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - Ipea

Professor Dr. Wildo Navegantes de Araújo

Universidade de Brasília – Faculdade de Ceilândia

Professor Dr. Mauro Niskier Sanchez - Suplente

Universidade de Brasília – Faculdade de Saúde

Professora Dra. Elisabeth Carmen Duarte – Orientadora

Universidade de Brasília – Faculdade de Medicina

Professor Dr. Guilherme Loureiro Werneck – Co-orientador

Universidade Estadual do Rio de Janeiro – Instituto de Medicina Social

Walter Massa Ramalho
(61) 92154486
E-mail: walter.ramalho@gmail.com

DEDICO

Walter (pai) e Sônia;
Virgínia, Arthur e Mariana.

AGRADECIMENTOS

À minha orientadora, Prof^a Elisabeth Carmen Duarte, pelo apoio, as críticas, as sugestões e o estímulo. A sua orientação é traduzida na correta direção, humildade e carinho como explicita o respeito às opiniões e escolhas que fazemos.

A grande amiga Luciana Sardinha, companheira deste projeto e de tantos outros. Aos colegas que passaram por esta tese, ajudando na coleta de dados, refletindo sobre a temática. A Arianny, Gessika, Michelle, Mábia, Dalila, e tantas outras que trocaram vários finais de semana de descanso. O auxiliando na referencia geográfica dos endereços, Bruna e Felipe.

Ao Núcleo de Medicina Tropical da UNB, seu corpo docente e os colegas estudantes, pela convivência acadêmica que foi de fundamental importância para a realização do Doutorado e para a minha formação acadêmica. Agradeço de forma especial a Secretaria de Pós Graduação, em nova direção, a Lucia e colegas de equipe, que mesmo em anonimato, assumem tarefas que não estão na sua 'carteira de trabalho', Adriana, Ana, Leandro e Olean.

A todos que têm compartilhado comigo os caminhos da saúde pública. Como os anos já não são poucos, não me atrevo a citá-los por receio de omissão. O meu agradecimento aos colegas que trabalharam comigo na Secretaria de Saúde de Jaboatão dos Guararapes, Olinda, Recife, na Secretaria Estadual de Saúde de Pernambuco, do Instituto Aggeu Magalhães, a Faculdade de Ceilândia e em especial, ao grande aprendizado no Ministério da Saúde. Um carinho especial àqueles que usam com sabedoria a ponte que une os mundos acadêmicos e de serviços, como o Otaliba e Jarbas. Todas estas pessoas que fazem do seu cotidiano, um SUS mais aperfeiçoado, mais justo e direcionado ao seu objetivo.

Na vida acadêmica, um carinho especial para aqueles mestres que assumem o espírito do compartilhar ideias, sugestões e conhecimento. Aos que lutam por um mundo sem barreiras de acesso ao conhecimento, ao uso de softwares gratuitos, abertos e compartilhados. Aos colegas que fazem do altruísmo científico uma forma de militância por uma sociedade melhor. Aos colegas da FIOCRUZ, Cristovam, Simone, Marília, Oswaldo, Renata, Mônica, Wayner, aqueles que são afiliados a outras instituições, mas que as fortes ligações abrigam vários projetos conjuntos, Portugal, Miguel, Constantino, e tantos outros.

Meu grande respeito e agradecimento a banca de qualificação e de defesa. Estendo este respeito à orientação e co-orientação nas etapas do curso que se encerra com esta tese. Neste exemplo de trajetória acadêmica e profissional, de agendas sempre com muitos compromissos, a retribuição de sugestões, mesmo com tempo exíguo, foram inestimáveis.

Agradeço, finalmente, à minha família pelo apoio incondicional e compreensão com os momentos subtraídos de nosso convívio que precisei dedicar a tantos anos ao Doutorado.

LISTA DE TABELAS

Artigo 1: Desigualdades no risco de morte infantil segundo o Índice de Desenvolvimento Familiar nos municípios brasileiros. 2006-2008.

Tabela 1. Indicadores selecionados nos estratos dos municípios brasileiros segundo quartis do Índice de Desenvolvimento Familiar (IDF). Brasil, 2006-2008.....	41
Tabela 2. Mortalidade infantil proporcional (MIP) segundo causas e idade nos estratos de municípios definidos pelos quartis de Índice de Desenvolvimento Familiar (IDF). Brasil, 2006-2008.....	46

Artigo 2: Distribuição espacial do risco de morte infantil por causas evitáveis no DF em 2009.

Tabela 1. Nascidos vivos (NV) totais, NV amostrados, óbitos infantis, taxa de mortalidade infantil e risco relativo segundo Regiões Administrativas do Distrito Federal, 2009.....	66
Tabela 2. Número de nascidos vivos, número de óbitos em menores de 1 ano e proporções de mortes segundo classificação de evitabilidade* da amostra total e da Zona Urbanizada (ZU). Distrito Federal, 2009.....	67
Tabela 3. Características dos casos e controles e Odds Ratio (OR) bruto, segundo variáveis relativas à mãe e a criança e causas segundo classificação de evitabilidade. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.	69
Tabela 4. Odds Ratio ajustado (com respectivos IC95%) e medidas de ajuste dos modelos de regressão logística (com e sem termo espacial) para avaliar a associação entre covariáveis selecionadas e a chance de morte infantil por todas as causas, Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.....	75
Tabela 5. Odds Ratio ajustado (com respectivos IC95%) e medidas	

de ajuste dos modelos de regressão logística (com e sem termo espacial) para avaliar a associação entre covariáveis selecionadas e a chance de morte infantil por causas evitáveis, Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.....	82
Tabela 6. Odds Ratio ajustado (com respectivos IC95%) e medidas de ajuste dos modelos de regressão logística (com e sem termo espacial) para avaliar a associação entre covariáveis selecionadas e a chance de morte infantil por causas não evitáveis, Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.....	88

LISTA DE FIGURAS

Revisão de literatura

Figura 1. Limites das Regiões Administrativas do Distrito Federal segundo Censo de 2010.....	15
Figura 2. Indicação das Regiões Administrativas do Distrito Federal sem limites estabelecidos no Censo de 2010. 2013.....	16
Figura 3. Organização territorial de Brasília (Asa Sul) e Ceilândia. Distrito Federal. Imagem de 2008.....	18

Artigo 1: Desigualdades no risco de morte infantil segundo o Índice de Desenvolvimento Familiar nos municípios brasileiros. 2006-2008.

Figura 1. Coeficiente de Mortalidade Infantil (por 1.000 nascidos vivos). Brasil, unidades federadas e regiões, 2006	39
Figura 2. Distribuição espacial dos municípios brasileiros agregados segundo quartis de Índice de Desenvolvimento Familiar (IDF). Brasil, 2006-2008	42
Figura 3. Apresentação gráfica da desigualdade na Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) segundo Índice de Desenvolvimento Familiar (IDF) dos municípios, Brasil, 2006-2008	44

Artigo 2: Distribuição espacial do risco de morte infantil por causas evitáveis no DF em 2009.

Figura 1. Distribuição espacial dos óbitos infantis por todas as causas e amostra de nascidos vivos, segundo local de residência. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.....	72
Figura 2. Distribuição espacial da chance da Mortalidade infantil, todas as causas. Odds Ratio ajustado para as variáveis do modelo sem covariáveis. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.....	76

Figura 3. Distribuição espacial da chance da Mortalidade infantil, todas as causas. Odds Ratio ajustado para as variáveis do modelo medial. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.....	77
Figura 4. Distribuição espacial dos óbitos infantis por causas evitáveis e nascidos vivos, segundo local de residência. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.....	79
Figura 5. Distribuição espacial da chance da Mortalidade infantil, causas evitáveis (Modelo 1). Odds Ratio ajustado para as variáveis do modelo sem covariáveis. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.....	83
Figura 6. Distribuição espacial da chance da Mortalidade infantil, causas evitáveis. Odds Ratio ajustado para as variáveis do Modelo 5. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.....	84
Figura 7. Distribuição espacial dos óbitos infantis por causas não evitáveis e nascidos vivos, segundo local de residência. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.....	86
Figura 8. Distribuição espacial da chance da Mortalidade infantil, causas não evitáveis. Odds Ratio ajustado para as variáveis do modelo sem covariáveis. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009...	89
Figura 9. Distribuição espacial da chance da Mortalidade infantil, causas não evitáveis. Odds Ratio ajustado para as variáveis do modelo medial. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.....	90

LISTA DE ABREVIATURAS

AIC	Akaike Information Criteria
CEI	Companhia de Erradicação de Invasões
DF	Distrito Federal
ESF	Estratégia Saúde da Família
GAM	Modelos Aditivos Generalizados (Generalized Additive Model)
IC	Intervalo de Confiança
IDH	Índice de Desenvolvimento Humano
LISA	Indicadores Locais de Associação Espacial
MAUP	Problema da unidade de área modificável (Modifiable Areal Unit Problem)
MS	Ministério da Saúde
NTM	Núcleo de Medicina Tropical
NV	Nascidos Vivos
ODM	Objetivos de Desenvolvimento do Milênio
OMS	Organização Mundial de Saúde
OPAS	Organização Pan-Americana de Saúde
OR	Odds Ratio
PDOT	Plano Diretor de Ordenamento Territorial
RA	Região(ões) Administrativa(s)
SIA/SUS	Sistema de informações ambulatoriais do SUS
SIM	Sistema de Informações de Mortalidade
SINASC	Sistema de Informações de Nascidos Vivos
SUS	Sistema Único de Saúde
SVS/MS	Secretaria de Vigilância em Saúde
TMI	Taxa de Mortalidade Infantil

UF	Unidade Federada
UN	Nações Unidas
UnB	Universidade de Brasília
VE	Vigilância epidemiológica

FINANCIAMENTO

Instituição financiadora: Fundação de Amparo à Pesquisa do Distrito Federal
- FAP - DF

Linha de Pesquisa: Saúde Coletiva (0810)

Projeto: Óbitos infantis por causas evitáveis e atenção à saúde no Brasil:
análise ecológica nacional e estudo de caso-controle no Distrito Federal

Beneficiário do Apoio: Professora Dr^a Elisabeth Carmen Duarte

SUMÁRIO

RESUMO.....	1
ABSTRACT.....	3
1.INTRODUÇÃO.....	5
4.REVISÃO DE LITERATURA	8
4.1. A mortalidade infantil	8
4.2. Relevância e multicausalidade da morte infantil	8
4.2.1. Componentes da TMI e principais causas de morte	8
4.2.2. A condição socioeconômica e o risco da morte infantil.....	10
4.3. Desigualdades e iniquidades em saúde	11
4.4. Distrito Federal. Geografia e contexto	12
4.5. Metodologias selecionadas de abordagem das desigualdades sociais e morte infantil.....	19
4.5.1. Estudos ecológicos.....	19
4.5.2. Espaço e saúde	20
4.5.3. Espaço e análise espacial em saúde	21
4.5.4. Usos e aplicações das análises espaciais em saúde	22
4.5.5. Estudos de agregados espaciais	24
4.5.6. Estudos de padrão de pontos	26
2.JUSTIFICATIVA.....	30
3.OBJETIVO.....	32
3.1. Objetivo Geral	32
3.2. Objetivos Específicos	32
5. RESULTADOS.....	33
5.1. Artigo 1: Desigualdades no risco de morte infantil segundo o Índice de Desenvolvimento Familiar nos municípios brasileiros. 2006-2008.....	33

5.2 Artigo 2: Análise da distribuição espacial e fatores associados à mortalidade infantil na zona urbanizada do Distrito Federal em 2009.....	57
6. LIMITAÇÕES.....	101
7. CONCLUSÃO E RECOMENDAÇÃO	104
8. BIBLIOGRAFIA	106
9.ANEXOS.....	114
9.1. Versão original do artigo 1 publicado.....	114
10.APÊNDICE.....	123
10.1.Parecer comitê de ética	123

RESUMO

Introdução: Os avanços obtidos na redução da Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) no Brasil ainda são parciais devido à alta proporção de evitabilidade e desigualdades internas, com risco ainda elevado em grupos populacionais específicos. O monitoramento e os estudos sobre as desigualdades no risco de morte infantil no Brasil e no Distrito Federal (DF) se justificam a fim de fortalecer o debate sobre as iniquidades em saúde nesses territórios.

Objetivo: 1) Analisar as desigualdades no risco de morte infantil segundo o Índice de Desenvolvimento Familiar nos municípios brasileiros, em 2006-2008; 2) Analisar a distribuição espacial e fatores associados à mortalidade infantil na zona urbanizada do DF, em 2009.

Métodos: Para atender ao objetivo 1, foi realizado um estudo ecológico, onde a TMI (2006-2008) foi agregada por município e unidades da federação brasileiras. A sua descrição foi baseada em estratificação pelo Índice de Desenvolvimento Familiar (IDF). Para avaliar as desigualdades, foram utilizados o Índice de Concentração (IC), o risco atribuível percentual (RA %), o risco atribuível populacional percentual (RAP %), a razão de taxas (RT) e o número de eventos evitáveis (mortes de crianças). Para atender ao objetivo 2, foi realizado um estudo de caso-controle de base espacial. Foram considerados como casos os nascidos vivos do ano de 2009, (identificados no Sistema de Informação de Nascidos Vivos - SINASC). residentes no Distrito Federal (DF) e que foram a óbito com menos de 1 ano de idade (identificados no Sistema de Informação de Mortalidade - SIM). Foram considerados como controles os nascidos vivos do ano de 2009, da mesma população não identificados no SIM. Para a análise dos dados foi usada regressão aditiva (GAM), a fim de estimar efeitos espaciais da distribuição da chance de óbito infantil. Foi considerada a hierarquia - distal, medial, proximal - das variáveis independentes em relação a cada um dos desfechos (óbitos infantis por todas as causas, os evitáveis e os não evitáveis).

Resultados: 1) Referente às desigualdades ecológicas entre os municípios brasileiros (2006-2008) os seguintes resultados foram observados: O IC foi 0,02. O estrato com pior IDF concentrou 20% de todos os óbitos infantis do Brasil, em uma população de 17% de nascidos vivos (NV). Adicionalmente, o perfil sobre as causas e as idades das mortes infantis também se diferenciaram qualitativamente, seguindo a mesma direção da condição de saúde, quando foram comparados aos estratos de pior e de melhor IDF. 2) Quanto ao estudo da distribuição espacial do óbito infantil no DF, foram observados os seguintes resultados: O risco do óbito infantil na população dos NV em 2009 foi de 12,21‰ NV, com 62,9% de óbitos devido às causas evitáveis e 36,5% devido às causas não evitáveis. Variáveis socioeconômicas presentes no SINASC se associaram positivamente com a distribuição espacial dos óbitos infantis por causas evitáveis ($p < 0,05$), porém não com aqueles por causas não-evitáveis ($p > 0,05$). As variáveis ligadas à atenção à saúde e as características biológicas maternas estiveram associadas a ambos os desfechos ($p < 0,05$). A associação do espaço em relação ao óbito infantil perdeu significância após a inclusão das variáveis relacionadas à características da criança em todos os modelos estudados.

Conclusão: Foram identificadas regiões de alto risco de morte infantil no Brasil e no DF, incompatíveis com o atual desenvolvimento econômico apresentado nacionalmente e localmente na capital do país. Esses resultados podem apoiar políticas públicas de saúde orientadas a superar tais desigualdades no risco de morte infantil nos territórios estudados.

PALAVRAS-CHAVE: Estudos Ecológicos, Estudos de Casos e Controles, Mortalidade Infantil, Desigualdades em Saúde, Análise Espacial.

ABSTRACT

Introduction: The advances made in reducing Infant Mortality Rate (IMR) in Brazil are still unacceptable due to the high proportion of avoidable and internal inequalities with high risk in specific population groups. The monitoring and studies on inequalities in the risk of infant death in Brazil and the Distrito Federal (DF) justified for to broaden the debate on health inequities in these territories.

Objective: 1) Analyze the inequalities in infant mortality among municipalities in Brazil according to the Family Development Index, 2006–2008; 2) analyze the spatial and factors common to declarations of live births associated with IMR in the DF, 2009.

Methods: To meet objective 1, This was an exploratory ecological study of space aggregates that described IMR in 2006–2008 according to municipalities, states, and the Family Development Index (FDI), a socioeconomic indicator that ranges from 0 to 1. All the municipalities in Brazil were categorized according to four strata as defined by FDI quartiles, where stratum 4 included those with better FDI conditions, and stratum 1, worse conditions. The selected inequality measures were: Concentration Index, Attributable Risk Percent, Population Attributable Risk Percent, Rate Ratio, and number of avoidable events (number of infant deaths). To meet objective 2, this was a spatial case control study, cases were defined as live births in 2009 from the Federal District (DF) and who died under 1 year of age (identified in the Mortality Information System - SIM). Controls were considered live births in the same population not identified in SIM. For the analysis of the data was used additive regression model (GAM) to estimate spatial distribution effects of odds to infant death. This database was analyzed using hierarchical logistic regression to estimate the factors associated with IMR.

Results: The Concentration Index was 0.02. Moreover, stratum 1, with a proportion of 17% of all live births in the population, had a concentration of 20%

of infant deaths. Additionally, the profile of causes and ages of infant mortality also differed qualitatively when stratum 1 was compared to stratum 4. 2) Regarding the study of the spatial distribution of infant mortality in DF, the following results were observed: The risk of infant death in the population of births in 2009 was 12.21 ‰ NV, where 62.9% of deaths was to preventable causes and 36.5% for unavoidable causes. Socioeconomic variables were associated with the spatial distribution of infant deaths from preventable causes ($p < 0.05$) but not with non-preventable causes ($p > 0.05$). The variables related to health care and maternal biological characteristics were associated with both outcomes ($p < 0.05$). The explanatory power of space in relation to infant mortality lost significance after inclusion of variables related to characteristics of the child in the all models studied.

Conclusion: regions of high risk of infant death in Brazil and DF incompatible with the current economic development presented nationally and locally in the capital of Brazil were identified. These results may to support public health policies aimed at improving health and reducing inequalities in the risk of infant mortality in these territories.

KEYWORDS: Ecological Studies, Case-Control Studies, Infant Mortality, Health Inequalities, Spatial Analysis

1. INTRODUÇÃO

O Brasil apresentou forte declínio na Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) nas últimas décadas. Em 2011, a TMI foi estimada em 15,3 óbitos por 1.000 nascidos vivos (‰ NV), o que representa apenas 58% daquela estimada para o ano de 2000 (26,1‰ NV) (RIPSA, 2013), e 9% daquela observada em 1930 (162,4‰ NV) (Estatística., 1999).

Razões que certamente se associaram a esse êxito na prevenção do óbito infantil incluem o desenvolvimento econômico e social que o país alcançou nas últimas décadas, aliado à inédita redução das desigualdades sociais, especialmente nas últimas décadas (Macinko et al., 2007; Rasella et al., 2013). Além disso, também ações setoriais específicas devem ser consideradas como exemplos nesse contexto: A expansão da Atenção Básica de Saúde no País, por meio da Estratégia Saúde da Família (ESF), e de ações direcionadas para a melhoria da atenção integral a saúde das crianças, a ampliação de acesso e qualificação da atenção à gestante e ao recém-nascido, além de programas de transferência de renda condicionados a cuidados da criança, tais como a vacinação.

Também foi importante a criação de programas estruturantes direcionados à gestão de saúde, tais como o Pacto Nacional para a Redução da Mortalidade Infantil, com aporte financeiro direcionado a cidades com maior risco de morte infantil, incluindo ainda o monitoramento rotineiro de atividades executadas e alcance de metas de longo prazo, previamente estabelecidas (Rasella et al., 2013).

Acordos internacionais também ajudaram a aumentar a mobilização da sociedade e do Estado com a redução deste indicador. Os “Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM)” é um comprometimento acolhido por vários países membro das Nações Unidas (UN) para a redução da pobreza e desigualdades no mundo. Uma de suas metas (ODM4) estabelece para o ano de 2015, a redução do risco de morte na infância (<5 anos de idade) em $\frac{2}{3}$ a partir dos valores verificados no ano de 1990 (Milênio, 2004). No caso do

Brasil, isso significava alcançar uma Taxa de Mortalidade na Infância de 17,9 no ano de 2015, que foi alcançada em 2012 (UNICEF/WHO/UNFPA, 2012).

Ainda assim, nesse contexto, dois grandes desafios persistem no Brasil: a redução da TMI à níveis compatíveis com o atual desenvolvimento econômico do país e a redução das desigualdades internas nacionais quanto ao risco de morte antes de 1 ano de vida (Victora et al., 2011).

Embora avanços devam ser comemorados, a redução média da TMI no Brasil é ainda um importante objetivo que deve ser perseguido devido a constatação de que grande parcela de mortes é evitável (em sua totalidade ou parcialmente) por ações do Sistema Único de Saúde (Malta et al., 2010). Deve ser destacado em relatório divulgado em 2012, apontam que 58 países do mundo, alguns deles com desenvolvimento econômico não tão distintos do Brasil, já conseguiram alcançar TMI de apenas um dígito, tais como Singapura (1,9‰ NV), Islândia (2,0‰ NV), Cuba (5,1‰ NV), Chile (7,1‰ NV) (UNICEF/WHO/UNFPA, 2012). Estas parecem ser metas ainda distantes para a média nacional.

Além disso, as médias nacionais da TMI do Brasil escondem um importante e persistente gradiente de risco e de desigualdades desse indicador. As regiões mais e menos desenvolvidas, e seus diferentes estratos sociais, se associam com diferenciado acesso aos bens e serviços, incluindo aos serviços de saúde, e reproduzem em diferentes escalas geográficas as desigualdades no risco de morrer antes de completar 1 ano de vida no Brasil (Fischer et al., 2007; Boing & Boing, 2008; Goncalves et al., 2013). Não obstante, ao se constatar que a grande parcela dessas mortes são evitáveis por ações e serviços de saúde, e que existem diferenças no risco do óbito infantil nos diversos grupos sociais no Brasil, este evento deve ser entendido pela sociedade como injusto e desnecessário, traduzindo assim uma importante e persistente iniquidade em saúde (Whitehead et al., 1992; Malta et al., 2007). Nesse contexto, o monitoramento e a ampliação de estudos sobre as desigualdades em saúde podem apoiar o fortalecimento do debate e o enfrentamento das iniquidades no risco de morte infantil no Brasil.

O Distrito Federal (DF) é a Unidade da Federação (UF) do Brasil que apresentou no ano de 2012, o maior Índice de Desenvolvimento Humano (IDH) do país (0,824), assim como excelentes indicadores médios de desenvolvimento social e econômico, obtidos pelo censo demográfico de 2010, realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), tais como: Taxa de analfabetismo na população de 15 anos ou mais (3,42%), renda média domiciliar *per capita* (R\$ 1.326,23) e rendimento médio do trabalho (R\$2.245,95) (Aplicada, 2012). Além disso, o DF apresenta atualmente uma das menores TMI do país (12,1‰ NV) no ano de 2012, bem abaixo do valor médio nacional estimado para esse mesmo ano (15,3‰ NV) (RIPSA, 2013). Por outro lado, o DF possui um dos índices de Gini¹ mais alto do país (61,95%), marcadamente superior à média nacional (54%). Isso é um reflexo do fato que parcela ainda considerável da população do DF (2%) vive em situação de baixa renda, enquanto outra concentra grande parte da renda (Aplicada, 2012).

Dessa forma, o Brasil, e especificamente o DF, apresentam cenários de grandes disparidades sociais e em saúde, o que permite o debate das desigualdades e iniquidades no risco de morte infantil, embora tenham escassos trabalhos que tratem especificamente desse tema. Assim, este projeto visou analisar a distribuição espacial da TMI no Brasil, com ênfase no DF, visando descrever as desigualdades associadas ao risco de morte infantil.

¹ O índice de GINI é bastante utilizado para calcular a desigualdade na distribuição de renda, mas pode ser usado para outras distribuições. Este índice varia entre 0 e 1, sendo que o 0 corresponde à completa igualdade de rendimento (em que todos têm o mesmo rendimento) e 1 corresponde à completa desigualdade (em que apenas uma pessoa concentra todo o rendimento). Esse índice pode ser expresso em termos percentuais (Wagstaff et al., 1991).

2. REVISÃO DE LITERATURA

2.1. A mortalidade infantil

A Rede Interagencial de Informações para a Saúde (RIPSA) conceitua a taxa mortalidade infantil (TMI) como o número de óbitos de menores de um ano de idade, por mil nascidos vivos, na população residente em determinado espaço geográfico, no ano considerado. (RIPSA, 2008) Esta taxa estima a probabilidade (risco) de uma criança nascida viva morrer antes de completar um ano de vida neste ano e local determinado.

2.2. Relevância e multicausalidade da morte infantil

As mortes infantis representam na sociedade um evento fortemente indesejável por sua precocidade e, nas regiões onde o risco do óbito neste grupo é ainda elevado, por ser frequentemente evitável. A sua ocorrência é atribuída a uma combinação de fatores, incluindo fatores biológicos, sociais, culturais e de falhas do sistema de saúde. Assim, também são multifatoriais as condições para a diminuição do risco do óbito infantil, incluindo melhoria da condição de vida dos grupos populacionais mais vulneráveis, ampliação de cobertura e qualificação dos serviços de saúde voltados ao cuidado ao recém-nascido e à mulher na gravidez, parto e puerpério e acesso à informação (Lansky et al., 2007).

2.2.1. Componentes da TMI e principais causas de morte

A TMI possui dois grandes componentes, classificados segundo as idades de ocorrência da morte: a mortalidade neonatal, que inclui os óbitos infantis com menos de 28 dias de vida, e a mortalidade pós-neonatal ou infantil tardia, que compreende os óbitos de crianças de 28 dias a 364 dias de vida. A mortalidade neonatal ainda é subdividida em mortalidade neonatal precoce, referindo-se

aos óbitos de crianças de 0 a 6 dias completos de vida, e a neonatal tardia para os óbitos ocorridos entre 7 a 27 dias de vida (RIPSA, 2008).

As causas dos óbitos infantis variam segundo esses componentes. No período pós-neonatal elas estão geralmente associadas ao ambiente em que a criança vive, cresce e interage. Neste período as doenças infecciosas e parasitárias são causas frequentes de morte. Já no período neonatal, as crianças estão mais vulneráveis às suas condições intrínsecas e àquelas relacionadas à gestação e ao parto (Morais Neto & Barros, 2000; Nascimento et al., 2008; Ferrari & Bertolozzi, 2012; Maia et al., 2012). Neste período são causas e eventos relevantes de morte: o baixo peso ao nascer (<2.500 gramas), a prematuridade e o retardo no crescimento intrauterino, as afecções no período perinatal e a presença de malformação congênita (Morais Neto & Barros, 2000; Nascimento et al., 2008; Ferrari & Bertolozzi, 2012; Maia et al., 2012).

No Brasil, no período de 1990 a 2010, houve uma mudança na composição das causas de óbito infantil, com gradativa redução das causas relacionadas às doenças infecciosas e parasitárias e do aparelho respiratório, e aumento da representatividade relativa das causas de morte no período neonatal, incluindo as afecções perinatais e malformação congênitas (Fischer et al., 2007; Lansky et al., 2007). Este fato está associado principalmente à mudanças estruturais na condição de vida da população - tais como saneamento básico, aumento de renda e ampliação do acesso à bens e serviços, e da atenção à saúde - tais como vacinação e terapia de reidratação oral, produzindo impacto mais relevante na redução das mortes do período pós-neonatal (Macinko et al., 2007; Rasella et al., 2013). Vale destacar, que essas tendências médias no Brasil apresentam grande heterogeneidade em subgrupos populacionais. Por exemplo, as doenças infecciosas e parasitárias continuam com participação importante como causa de morte infantil nas regiões mais carentes (Fischer et al., 2007; Boing & Boing, 2008).

2.2.2. A condição socioeconômica e o risco da morte infantil

Vários trabalhos têm revelado associação negativa entre condição socioeconômica e risco de morte infantil. Vários são os indicadores utilizados nessas análises. Destacam-se abaixo exemplos deles.

Situação de vida mais ou menos desfavorável pode estar relacionada de forma direta ou indireta com a baixa renda do chefe do domicílio (Andrade et al., 2004) ou o baixo rendimento financeiro médio da família (Andrade et al., 2004; Bezerra-Filho et al., 2007; Sousa et al., 2010; Garcia & Santana, 2011; Victora et al., 2011). Este indicador enfatiza a pobreza das pessoas como forma de exclusão social e material (Szwarcwald et al., 1999), podendo influenciar o risco de morte infantil.

A escolaridade da mãe ou do chefe da família é considerada um fator relevante associado à mortalidade infantil. Isso por que pode refletir, entre outras coisas, a inserção socioeconômica da família (Morais Neto & Barros, 2000; Goldani et al., 2002; Helena et al., 2005; Garcia & Santana, 2011). O melhor nível educacional também pode estar associado ao acesso à informação, ao reconhecimento de direitos de cidadania e ao melhor uso de seus recursos financeiros, sociais e culturais. Nesse campo, e educação materna se associa também à melhoria do ambiente domiciliar, à redução de fatores de exposição da criança a agentes patogênicos, e pode constituir-se em importante fator protetor da morte infantil (Ferrari et al., 2013).

A mãe quando em união estável tem sido apontado como fator de proteção à vida das crianças por segurança financeira e apoio psicossocial (Alencar et al., 2007; Ribeiro et al., 2009), enquanto que para aquelas sem companheiro estudos tem apontado sua associação com desfechos desfavoráveis, tais como aumento da chance de nascimentos com baixo peso (Barbieri et al., 2000).

Vários outros fatores socioeconômicos são referidos na literatura como associados ao óbito infantil, entre eles a precariedade da condição de moradia, a ausência de saneamento básico e acesso a água adequada para consumo

humano, alta densidade domiciliar, raça/cor, entre outros (Barbieri et al., 2000; Morais Neto & Barros, 2000; Guimarães et al., 2003; GARCÍA & DA CUNHA, 2008)

2.3. Desigualdades e iniquidades em saúde

A qualidade de ser igual ou desigual é apenas uma circunstância descritiva, uma instância comparativa. Estas desigualdades *naturais* são percebidas quando ocorrem nos desfechos segundo atributos individuais, como sexo, idade, raça/cor, habilidade inatas, entre outros. É, portanto uma distinção da carga biológica e nas escolhas do indivíduo durante a sua vida (da Silva & Barros, 2002).

As desigualdades *sociais em saúde* ocorrem quando os diferenciais de risco ou de diferentes desfechos em saúde estão associados com a estrutura da sociedade onde os indivíduos estão inseridos (da Silva & Barros, 2002). É sabido que pessoas expostas a condições sociais e econômicas desfavoráveis apresentam piores condições de vida (Buss & Pellegrini Filho, 2007), e essas condições podem discriminar pessoas segundo a sua forma de viver e de morrer.

As desigualdades sociais podem ser definidas como a distribuição desigual de bens materiais, não materiais e de serviços entre os grupos sociais (Wood et al., 1988), e a reprodução destas diferenças no ambiente social e econômico transformam esta variação em maior risco de adoecimento e morte nas classes menos privilegiadas (Whitehead et al., 1992).

Neste contexto, a distribuição da saúde e da doença entre os grupos sociais também é uma forma de desigualdade social. Quando essas desigualdades são sistemáticas, desnecessárias e evitáveis surge o conceito de iniquidades em saúde. São sistemáticas porque a distribuição dos seus efeitos não se dá de forma aleatória nos diversos grupos populacionais, são desnecessárias por medidas de mitigação das necessidades em saúde destes atores sociais, e são

evitáveis pela possibilidade concreta na prevenção, tratamento ou modificação da sua condição determinante (Whitehead et al., 1992; da Silva & Barros, 2002; Wilkinson & Marmot, 2003).

Para explicação de gradientes no risco em populações específicas, três modelos de causalidades de iniquidades em saúde: os fatores materiais, os fatores comportamentais e os fatores psicossociais (Graham, 2009).

Os fatores materiais procuram explicar as desigualdades sociais pelo poder absoluto de consumo de bens e serviços dos indivíduos (Evans & Kim, 2010). Os fatores comportamentais discutem a influência do estado de saúde dos indivíduos por padrões comportamentais ou de estilo de vida, como o consumo de álcool e tabaco (Marmot et al., 1991; Abel, 2008). Fatores psicossociais explicam as desigualdades não mais pelo poder absoluto de consumo que o indivíduo possui, mas segundo o papel dos estressores sociais percebidos, em comparação com o seu estado socioeconômico e de saúde frente a sociedade (Matthews et al., 2010). Longe de serem excludentes, esses modelos debatem explicações complementares do fenômeno das desigualdades e iniquidades em saúde. Por exemplo, é possível supor que a falta de acesso a bens e serviços é forte determinante de estressores sociais, e ambas as situações podem modular comportamentos (de risco ou protetores) que diretamente irão afetar a saúde das pessoas (Graham, 2009).

Nesse sentido, a morte infantil pode ser considerada um evento sentinela das vulnerabilidades de grupos populacionais específicos e, portanto também modulada por essas condições: o acesso a bens e serviços, os comportamentos determinados socialmente e os estressores sociais originados nas condições desfavoráveis de vida.

2.4. Distrito Federal. Geografia e contexto

No ano de 2010, o Distrito Federal (DF) apresentava uma população de 2.570.160 habitantes em um espaço territorial de 5.787 km², com densidade

demográfica de 444,12 hab/km² (IPEA, 2012). O DF, e particularmente Brasília, marca um sonho desenvolvimentista do país pela criação de uma cidade sede do poder político no planalto central a fim de impulsionar o desenvolvimento para outras regiões do país (Silva, 2011).

Mesmo sendo vanguardista no seu planejamento inicial, em sua essência a sua organização estrutural é a mesma das metrópoles brasileiras, caracterizada pela dispersão e hierarquia socioeconômica, constituída por uma população migrante em sua grande parte (da Guia & Cidade, 2010). A sua configuração socioespacial é resultante deste processo de migração, aliado a conflitos por apropriação do espaço urbano e marcada pela formação de extensas periferias social e economicamente desassistidas, o que evidencia as desigualdades sociais de sua população (Caiado, 2005).

Marcam ainda o início da criação de Brasília, três assentamentos de trabalhadores da construção civil, localizados onde hoje são as RA Núcleo Bandeirante e Candangolândia. Com o surgimento de outros assentamentos o governo local criou a primeira cidade satélite, Taguatinga no ano de 1958, seguida pelo Cruzeiro, Sobradinho, Gama e Guará, construídas em caráter de urgência mediante o avanço das invasões da população migrante. Neste contexto da implantação do DF, a Companhia de Erradicação de Invasões (CEI) foi implantada visando conter o favelamento da região, e culminou com a transferência compulsória desta população para a RA hoje denominada Ceilândia (Silva, 2011).

Mesmo que as cidades-satélites tenham sido parte do planejamento do DF seguindo as diretrizes de implantação do Plano Piloto e a sua arquitetura modernista, hoje representa uma versão inacabada desse planejamento, causada pela ameaça à Brasília diante do avançado processo de invasões. Com a pressão demográfica, áreas rurais próximas ao Plano Piloto vêm sendo urbanizadas especialmente com o parcelamento irregular e conseqüente proliferação de condomínios habitacionais (Paviani, 1985).

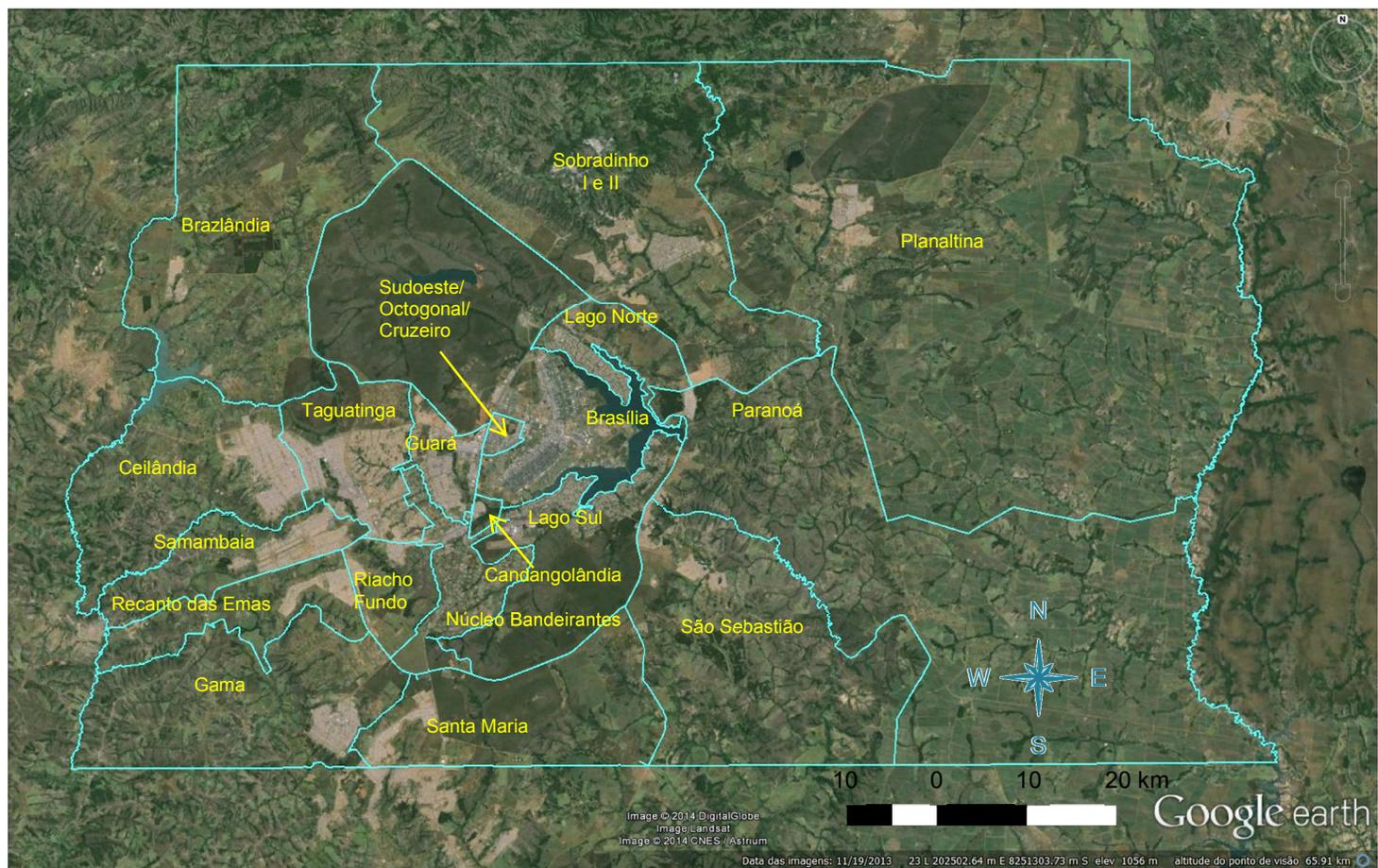
Por outro lado, o crescimento populacional vem proporcionando uma grande diversificação de atividades econômicas apoiadas em um mercado de alto poder de consumo baseado em serviços, especialmente de funcionários públicos. Nesta condição, o aumento das desigualdades e segregação socioespacial tornou-se cada vez mais evidente pela especulação imobiliária e consequente dificuldade no estabelecimento de moradias e por melhores salários, visto a alta concorrência no ingresso de carreiras públicas de alto retorno financeiro (Silva, 2011).

O Plano Diretor de Ordenamento Territorial (PDOT) atual delimita o DF em 31 em RA. Devido à ausência da malha digital da divisão territorial do DF, a Figura 1 apresenta uma divisão territorial anterior, com apenas 19 RA, adotada pelo IBGE para o censo 2010. Como pano de fundo da Figura 1, uma imagem capturada pelo Google Earth® (2008) foi inserida, onde é possível identificar em cada uma dessas RA seus núcleos urbanizados, em coloração terrosa, e áreas rurais em verde.

As 31 RA do DF são hoje assim denominadas: Águas Claras; Brasília; Brazlândia; Candangolândia; Ceilândia; Cruzeiro; Fercal; Gama; Guará; Itapoã; Jardim Botânico; Lago Norte; Lago Sul; Núcleo Bandeirante; Paranoá; Park Way; Planaltina; Recanto das Emas; Riacho Fundo; Riacho Fundo II; Samambaia; Santa Maria; São Sebastião; SCIA - Setor Complementar de Indústria e Abastecimento (Cidade Estrutural e Cidade do Automóvel); SIA - Setor de Indústria e Abastecimento; Sobradinho; Sobradinho II; Sudoeste/Octogonal; Taguatinga; Varjão; Vicente Pires.

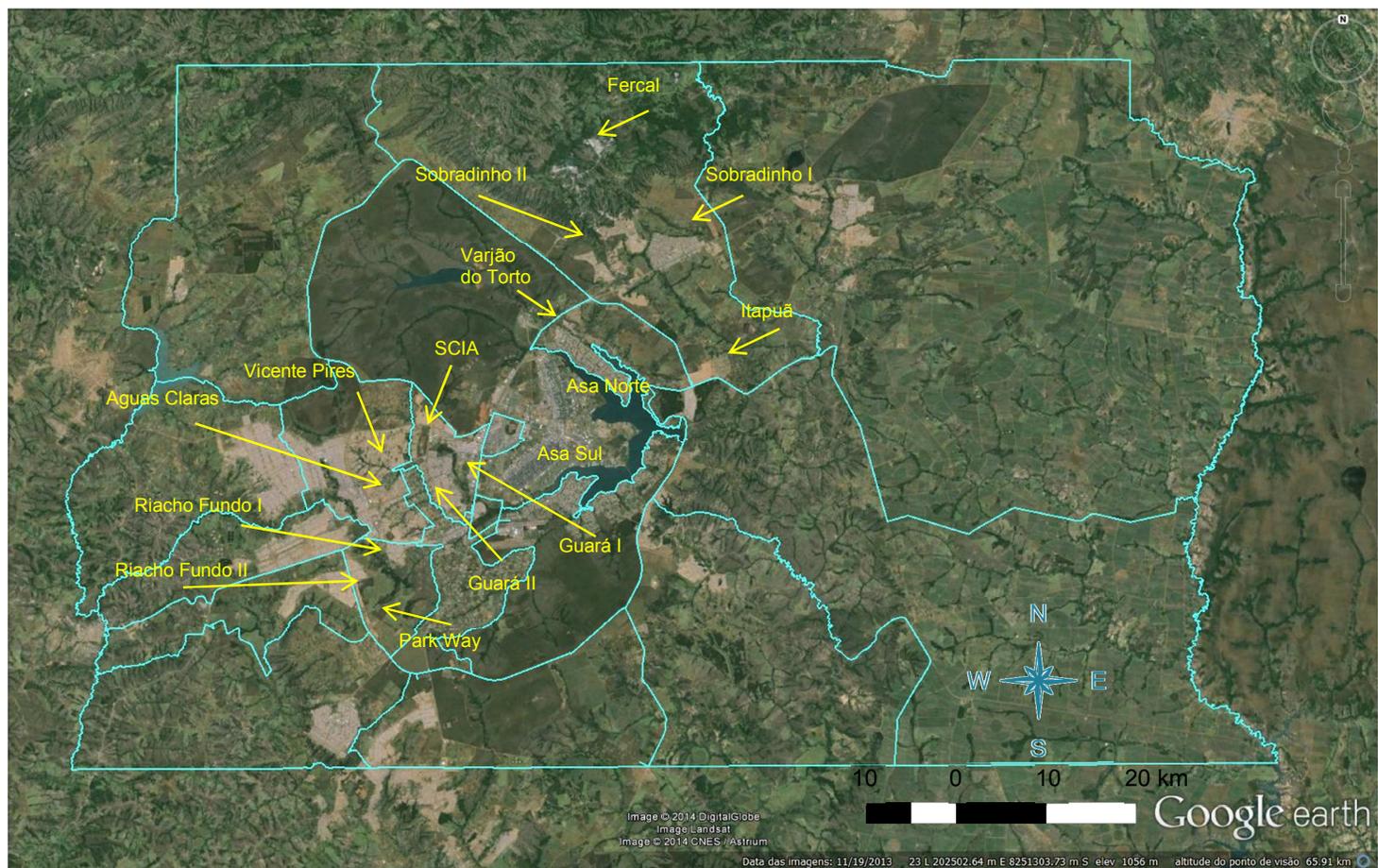
Na Figura 2, é possível localizar as RA que não estão com as poligonais definidas pelo Censo de 2010.

Figura 1. Limites das Regiões Administrativas do Distrito Federal segundo Censo de 2010.



Fonte: IBGE, censo 2010; Google Eath®, Imagem de 2008.

Figura 2. Indicação das Regiões Administrativas do Distrito Federal sem limites estabelecidos no Censo de 2010. 2013.



Fonte: IBGE, censo 2010, Plano Diretor de Ordenamento Territorial 2013 e Google Earth®, Imagem de 2008.

Imagens das RA do DF permitem analisar exemplos dos diferentes padrões de urbanização (Figura 3). O Plano Piloto possui uma normatização bastante rígida de ocupação dos espaços, regulamentada pelo plano de tombamento de sua arquitetura, enquanto que nos centros urbanos das demais RA, é possível perceber o seu crescimento desordenado. Por exemplo, na Ceilândia é possível identificar a proximidade da área planejada e uma extensa área de invasão, denominada Sol Nascente (Figura 3b) (Silva, 2011).

O DF é uma região com grandes desigualdades de renda. A renda domiciliar *per capita* do DF (R\$ 1.326,20 em 2009) é a maior do Brasil, sendo mais que o dobro da média nacional (R\$ 631,70 em 2009). Além disso, também em outras áreas o DF apresenta indicadores acima da média brasileira, como na escolaridade das pessoas acima de 15 anos de idade (9,6 anos de estudo, enquanto que a média nacional é 7,5 anos de estudo), no analfabetismo (3,4% da população, 30% menor do que a média nacional), no abastecimento por água (97% da população) e de energia elétrica (99% das residências) (IPEA, 2012).

Por outro lado, o índice de desigualdade do DF, medido pelo GINI, é também o maior do Brasil. Em uma escala onde 0 (representa igualdade total) e 100% (representa desigualdade máxima), o DF apresentou Gini de 61% em 2009, e o Brasil apresentou Gini de 54%. Além disso, dados do IPEA (2012) indicam que, diferente da redução desse indicador observada no Brasil, no DF esse indicador de desigualdades vem piorando entre os anos de 2000 e 2010 (IPEA, 2012).

A população do DF é relativamente jovem: a razão de pessoas acima de 65 anos comparada com o total da população é relativamente pequena (10,6%, enquanto que no país chega a 15,3%). Esse fato é resultante da grande imigração recente de jovens e adultos em busca de melhores condições de vida (IPEA, 2012).

Figura 3. Organização territorial de Brasília (Asa Sul) e Ceilândia. Distrito Federal. Imagem de 2008.

a. Recorte territorial da Asa Sul, Brasília.



b. Recorte territorial da Ceilândia.



Fonte: Google Eath®, Imagem de 2008.

2.5. Metodologias selecionadas de abordagem das desigualdades sociais e morte infantil

É possível estabelecer gradientes de risco do óbito infantil. Esses gradientes podem ser identificados nos estudos de base individual (Costa et al., 2001; Shimakura et al., 2001; Guimarães et al., 2003; Maia et al., 2012) ou nos estudos de agregados (Zanini, 2007; Garcia & Santana, 2011), sejam eles espaciais e/ou de múltiplos grupos. No entanto, persistem dúvidas metodológicas sobre o peso da participação dos determinantes contextuais e dos individuais sobre esse evento (a morte infantil) (Garcia & Santana, 2011). Assim mesmo, os estudos de agregados neste contexto - entendidos como estudos ecológicos - permitem identificar grupos populacionais susceptíveis ou mais vulneráveis ao risco de morte no primeiro ano de vida.

2.5.1. Estudos ecológicos

Estudos ecológicos têm sido utilizados para construção de modelos explicativos para as desigualdades sociais da mortalidade infantil. Particularmente, os estudos ecológicos com abordagens espaciais têm sido de grande utilidade nesse contexto. Muitos estudos ecológicos espaciais abordam, na literatura, os diferenciais no risco de morte infantil com uso de diferentes indicadores de vulnerabilidade social dos grupos e diferentes unidades de análise (local, regional, nacional, global). A seguir são descritos alguns exemplos dessas abordagens metodológicas.

Diferenciais ecológicos no risco de morte infantil foram identificados segundo o grau de desenvolvimento dos países da região das Américas entre 1995 e 2000. Os resultados estimam uma razão de risco 20 vezes maior para o grupo dos países menos desenvolvidos quando comparados com os mais desenvolvidos (Loyola et al., 2002).

Estudo no Brasil, em grupos de municípios selecionados nos anos de 2000 a 2002, descreve que o risco de morte infantil se associa à investimentos *per*

capita em saúde, PIB *per capita* dos municípios, Índice de Gini e cobertura de médicos por população. Os autores ainda ressaltam a dificuldade em dissociar os resultados das variáveis estudadas com a situação socioeconômica da região (Boing & Boing, 2008).

Estudos de abordagem intramunicipal, tem associado o risco de morte infantil com indicadores de condição de vida ou zona de agregados populacionais considerados homogêneos (zona de informação). Nestes trabalhos, indicadores sintéticos foram construídos a partir de dados censitários. Os resultados apontam para uma forte correlação entre a exposição a fatores contextuais precários com o risco de óbito infantil (Guimarães et al., 2003; Goncalves et al., 2013).

Motivados pela necessidade de compreender o universo da multicausalidade do óbito infantil, vários autores têm aplicado modelos estatísticos que de certa forma respeitam os níveis de determinação deste desfecho. São exemplos os modelos hierarquizados e os modelos multiníveis de análise em saúde. Neles, a estrutura sequencial (proximal, medial e distal) dos fatores determinantes do desfecho (a morte infantil) é respeitada nos diferentes níveis de análise (Fuchs et al., 1995; Drachler et al., 2003; Zanini et al., 2011).

2.5.2. Espaço e saúde

O espaço das cidades brasileiras revela a produção e reprodução das diferentes formas de experiências das pessoas que nelas vivem. Os espaços geográficos onde essas relações se estabelecem são denominados aglomerados funcionais e sociais. São nesses espaços delimitados de poder que os atores sociais fazem uso do território buscando viabilizar seus projetos e desejos para levar a vida. O “território usado” é o espaço geográfico que tende a reproduzir a estrutura da organização feita pelos diversos atores sociais (Santos, 2008).

A formação de padrões espaciais pode ser explicado pela existência e a coexistência das pessoas na busca de construção de base de vida comum, solidária e politicamente organizadas, com a geração de valores próprios e geograficamente adstritos. Assumindo essa concepção, o espaço geográfico proporciona à epidemiologia uma forma importante para compreensão da interação de fatores moduladores do processo da ocorrência da saúde e da doença nas coletividades humanas (Costa & Teixeira, 1999; Santos, 2008).

2.5.3. Espaço e análise espacial em saúde

Análise espacial é o uso de métodos quantitativos onde é levada em consideração a localização espacial dos fenômenos de forma explícita para mensuração de suas propriedades e padrões de relacionamentos. Assume-se que estes fenômenos resultam de um padrão estocástico, descritos segundo as leis da estatística (Câmara et al., 2004).

Na Epidemiologia, a análise espacial visa identificar padrões de morbidade ou mortalidade e fatores associados, descrever processo de difusão de doenças e gerar conhecimentos e hipóteses sobre etiologia de doenças visando à sua predição e controle (Bailey & Gatrell, 1995b).

Na análise de dados espaciais assume-se que a sua distribuição no espaço não é independente entre si. Desta forma todas as observações são utilizadas integralmente para descrever o padrão do fenômeno estudado.

Na tentativa de aproximação da realidade geográfica, a estatística espacial fundamenta-se na noção da dependência espacial. Trata-se de um conceito importante no entendimento do arranjo espacial, dado pelo “valor da variável em uma unidade espacial é parcialmente função do valor da mesma variável em unidades vizinhas” (Cressie, 1993; Flint et al., 2000). Assim, as esperanças que os fenômenos, sejam naturais ou sociais, assemelhem-se mais dos valores de seus vizinhos mais próximos que o restante das localizações na área

estudada. Esta dependência é medida pela função da autocorrelação espacial que designa o quanto o valor da variável estudada e a sua localização espacial, são dependentes entre eles (Câmara et al., 2004).

Outro conceito explorado na estatística espacial é a estacionariedade. Ela refere-se a tendência da variável no espaço, através da média e variância do fenômeno nas regiões estudadas. Os processos estacionários são aqueles que se distribui no espaço de forma homogênea, sem variações da média e variância nas regiões, enquanto que os não estacionários possuem variações da média e/ou da variância entre as regiões, com tendência a evidenciar determinados locais com “excesso de risco”, em comparação com outras. Finalmente, os processos espaciais do fenômeno estudado podem estar distribuídos de forma aleatória no espaço (Câmara et al., 2004).

2.5.4. Usos e aplicações das análises espaciais em saúde

A análise de dados distribuídos pelo espaço geográfico vem sendo cada vez mais valorizada na pesquisa e gestão em saúde, por possibilitar a síntese de indicadores epidemiológicos, ambientais, sociais e econômicos, representados por uma simplificação da realidade. Aplicações destes métodos têm contribuído para o monitoramento, a análise de problemas de saúde e o planejamento estratégico (Barcellos & Bastos, 1996).

Os métodos para análise da distribuição geográfica da incidência das doenças e a associação de agravos com fatores de risco intervenientes podem ser organizados em quatro grandes áreas (Bailey, 2001):

Mapeamento de doenças (*Disease Mapping*) – baseia-se na produção de mapas temáticos de doenças e agravos, que servem de base para análise visual da distribuição do fenômeno estudado. É uma etapa inicial e importante devido a possibilidade de identificação de padrões espaciais, geram hipóteses e validam previsões resultantes de modelagens.

Estudos ecológicos (*Ecological Studies*) – estão direcionados aos estudos de associações entre a distribuição espacial de doenças e agravos e possíveis fatores de risco intervenientes. Como estudo de agregados, as aferições são realizadas normalmente por áreas geográficas. No Brasil, estes estudos tem papel de destaque devido a grande oferta de dados de saúde e cartográficos (em pequena escala na maioria das vezes) e são destinados na investigação da etiologia da doença, orientam maiores investigações e subsidiam medidas preventivas.

Estudos de agrupamento espacial de doenças (*Disease Clustering Studies*) – São utilizados para a identificação de áreas geográficas com risco significativamente elevado para doenças ou em evidência de risco em torno de fontes de infecção. Os seus usos devem incluir também os estudos para determinar também a etiologia dos agravos e as suas de medidas de controle.

Monitoramento e avaliação ambiental (*Environmental Assessment and Monitoring*) – Destina-se a definir a forma e intensidade da distribuição espacial de fatores ambientais relevantes para a saúde, modelar a sua exposição e estabelecer formas de controles ou medidas preventivas para a sua mitigação.

Ainda que a análise espacial, os dados sejam analisados segundo a sua distribuição no espaço, em formato de mapas, um conjunto de técnicas estatísticas tradicionais devem ser utilizados para melhor aproximação com o fenômeno estudado. São exemplos os histogramas, boxplots e matrizes de dispersão, para descrever a variável em questão (Câmara et al., 2004).

Os produtos de uma análise espacial têm a função de mostrar, de forma gráfica e estatística, os relacionamentos espaciais entre as entidades geográficas. Proximidades ou dispersão espacial de um agravo em saúde, distâncias entre fatores de exposição ambiental, como fontes de poluição, rios contaminados, ou dados geográficos de infraestrutura urbana, como postos de saúde e hospitais, sugerem intervenções diferenciadas (Carvalho & Souza-Santos, 2005).

2.5.5. Estudos de agregados espaciais

Os delineamentos de estudo para análise espacial utilizam, na sua grande maioria, delineamentos ecológicos. Isso ocorre devido à disponibilidade de dados na sua forma agregada ou a impossibilidade de estabelecer associações entre exposição e desfecho para o nível individual, como na influência da poluição, de renda, acesso a serviços de água, etc. o que pode ser de grande relevância na saúde pública (Carvalho & Souza-Santos, 2005).

Nestes estudos, a análise espacial esclarece a estrutura espacial como um todo, avaliando a tendência no espaço das variáveis estudadas a partir das mensurações de todas as áreas envolvidas, onde são mais comumente utilizados os Indicadores Globais de Autocorrelação. Regiões cujos valores apresentam situações atípicas para o conjunto das observações ou um conjunto de regiões vizinhas com valores semelhantes podem ser identificadas utilizando os Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA) (Câmara et al., 2004)

Outra vantagem dos estudos ecológicos para a análise espacial é a de proporcionar maior controle sobre a estabilidade dos indicadores, sugerindo aumento ou diminuição da escala de trabalho, mediado pela variação da maior homogeneidade da população nas grandes escalas comparando-se com as menores (Carvalho & Souza-Santos, 2005).

Entre os cuidados a serem observados, listam-se os relacionados aos estudos de agregados, como a falácia ecológica e aqueles relacionados a limitações da análise espacial, como o problema da unidade de área e a instabilidade decorrente dos pequenos números.

O termo “problema da unidade de área modificável”, conhecida pela sigla MAUP (*modifiable areal unit problem*), descreve a possibilidade na obtenção de resultados distintos, para uma mesma população, por diferentes arranjos de agregação de unidades geográficas. Os resultados são afetados pela

magnitude das medidas, associadas a forma de arranjo das unidades, pelos coeficientes de autocorrelação espacial e os parâmetros nas modelagens estatísticas. (Openshaw & Taylor, 1979; Wong, 2004)

O MAUP é decorrente dos *efeitos de escala e de zoneamento*, condicionados pela forma e níveis de agregação dos indicadores. O efeito de escala trata da variação nos resultados decorrentes do nível de agregação dos indicadores, com nítido aumento das correlações nos dados mais agregado, especialmente quando é observada autocorrelação no fenômeno estudado (Bailey & Gatrell, 1995a). O efeito de zoneamento é a variação nos resultados devido a forma como são definidas as fronteiras das áreas, ou seja, diferentes efeitos são observados apenas alterando as configurações entre os limites das zonas, diferente do efeito de escala, onde o efeito é observado com a agregação das áreas.

O problema conhecido como instabilidade de pequenas áreas refere-se a grandes oscilações aleatórias provocadas por áreas com pequenos denominadores ou nos casos de eventos raros (Assunção et al., 1998; Câmara et al., 2004). Geralmente as maiores oscilações não estarão associadas com variações no risco epidemiológico na população estudada, mas refletem uma flutuação aleatória casual nas áreas geográficas com pequenas populações.

Esta situação é encontrada nos estudos de distribuição espacial por regiões políticas ou administrativas, cujas delimitações apresentam áreas de tamanhos variados, e aquelas de maior área geralmente possuem menor contingente populacional, e por conseguinte, quando apresentam taxas elevadas, desviam a atenção nos mapas temáticos (Dias et al., 2002).

Algumas técnicas podem ser utilizadas para minimizar a flutuação aleatória, entre as mais utilizadas, estão as médias de períodos temporais maiores, agregação de áreas e médias móveis espaciais. Mas se o intuito é assumir que o risco de uma determinada área é semelhante as dos seus vizinhos, ou seja, estão autocorrelacionadas, é possível utilizar a Estimativa Bayesiana Empírica para criar uma nova estimativa, que calcula uma nova estimativa para cada

área utilizando uma média ponderada dos eventos e a população correspondente a área e a dos seus vizinhos. Para a ponderação, os pesos são inversamente proporcionais à população de cada uma das áreas (Assunção et al., 1998).

2.5.6. Estudos de padrão de pontos

O mapeamento por padrão de pontos (processos pontuais) é a representação espacial de pares de coordenadas de eventos de interesse (Ripley, 1977). O evento é qualquer fenômeno passível de localização, que dentro de uma determinada escala, pode ser associado a uma representação espacial no formato de ponto (Câmara et al., 2004). Trata-se de uma das formas mais tradicionais de se elaborar mapas de interesse para a saúde pública, e a sua adoção na análise espacial tende a minimizar os problemas associados com as delimitações de áreas predeterminadas e homogeneidade intra e entre os agregados (Santos & Souza, 2007). Nestes casos, o padrão de ocorrência do fenômeno estudado pode se apresentar de forma aglomerada (concentradas em uma determinada região), regular (uniforme) ou aleatório (disperso sem uma forma definida) (Diggle, 2003).

Os processos pontuais podem ser o resultado de um processo estocástico, cujo comportamento espacial é o resultado de uma combinação de efeitos de primeira e segunda ordem. Os efeitos de primeira ordem, ou larga escala, são as variações do valor médio do processo espacial nas regiões da área estudada, ou o número médio de eventos, ou a intensidade, por unidades da área (Câmara et al., 2004).

Os efeitos de segunda ordem ou de pequena escala, tratam da dependência espacial dos pontos, estimada pelo relacionamento de pares de eventos ou sua covariância no espaço. Pode ser estacionário se a média e a variância do processo for constante na região estudada, isotrópico nos casos de dependência espacial em todas as direções, formando círculos, e anisotrópicos

quanto a dependência espacial tem apenas uma direção, formando elipse de intensidade no espaço (Câmara et al., 2004).

Várias técnicas têm sido desenvolvidas para estimar o padrão espacial por padrões de pontos e a distribuição dos valores do risco. Consideramos os modelos de regressão logística semi-paramétrica que permitem estimar superfícies de risco a partir de preditores espacializados além de resolverem questões relacionadas a forma e intensidade dos eventos no espaço. Os Modelos Aditivos Generalizados (GAM) ainda apresentam a vantagem de não estarem atreladas a distribuição Gaussiana, permitindo a sua utilização quando não existe homoscedasticidade e quando os valores não seguem um padrão linear.

A regressão aditiva com desfecho binomial ainda permite utilizar múltiplas variáveis preditoras, e suas estatísticas se assemelham aos modelos lineares já amplamente utilizados na epidemiologia, com uma diferença que o componente espacial, no caso as coordenadas geográficas, sofrem efeitos suavizadores, normalmente baseados em uma SPLINE² ou LOESS³ (Kelsall & Diggle, 1998; Bailey, 2001; Webster et al., 2006) para extrair a média de uma variável resposta dependente da função de ligação, como por exemplo, a função logística (Wood, 2006). O resultado é uma superfície espacial preditora baseada no modelo proposto, que pode ser avaliado por inspeção visual e pelas estatísticas produzidas pelo software, como um modelo de regressão linear ou logarítmica.

Um modelo aditivo generalizado com função suave bidimensional do tipo thin plate splines, proposto e implementado por Simon Wood (WOOD, 2003), e tem como característica a isotropia da penalidade das ondulações, ou seja, o tratamento das ondulações são iguais em todas as direções, e o seu ajuste é invariante a rotações no sistema de coordenadas das covariáveis preditoras, o que torna este modelo, adequado para representar interações entre covariáveis

²Spline é o nome da função matemática que calcula uma superfície bi-dimencional interpolada entre dois ou mais pontos de controle.

³ LOESS é o nome da função matemática que estima uma superfície através de suavização baseado em uma janela espacial

medidas na mesma unidade, como coordenadas geográficas, quando isotropia é adequada (Wood, 2006).

Nesta abordagem utiliza uma função de suavização para cada variável explanatória, onde cada spline proporciona esta flexibilidade, que são determinadas por número de nós (knots) de cada termo de do modelo. Estes nós são aproximados pelo número de graus de liberdade, computados por valores de intervalos das variáveis preditoras entre cada termo não linear adotado. Neste modelo, a flexibilidade do modelo é determinada por uma estatística de máxima verossimilhança e pela minimização de pontuações obtida através do método da validação cruzada generalizada (GCV) (Wood, 2006).

O modelo aditivo com função logística pode ser assim definido (Wood, 2006):

$$\text{logit}(p_i) = \beta_0 + X_i\beta + t(x_i, y_i) + \varepsilon_i \quad [1]$$

Onde p_i é a probabilidade de que o indivíduo i seja um caso, $X_i\beta$ refere-se à parte parametrizada do(s) preditor(es) linear(es), $t(x_i, y_i)$ é a função suave bidimensional das coordenadas espaciais exatas (x_i, y_i) dos indivíduos estudados, e ε_i representam os termos dos erros aleatórios (Wood, 2003).

Um dos objetivos dos modelos de regressão é o de identificar o modelo que apresenta o melhor ajuste dos parâmetros explicativos da variável resposta estimados. Para se determinar o melhor modelo explicativo, baseado nos parâmetros estimados, recorrem-se aos critérios conhecidos da regressão linear, tais como o incremento do poder de determinação (R^2) e as variáveis que tem correlação parcial mais alta, em termos absolutos. No modelo GAM, além das estatísticas do componente parametrizado, também são fornecidas as estatísticas do componente suave.

O melhor modelo explicativo pode ser identificado com os critérios *pseudo*- R^2 (pseudo coeficiente de determinação) que de forma similar ao coeficiente de explicação nos modelos lineares, no GAM é possível calcular a quantidade de

desviância da resposta explicada pela desviância das variáveis explicativas, estimando a proporção da variância explicada pelo modelo, expresso na equação(Dobson, 2001):

$$pseudo R^2 = \frac{Dn - Dr}{Dn} \quad [2]$$

Onde Dn é a desviância nula (null deviance) e Dr a desviância residual (residual deviance).

O critério de AIC (*Akaike Information Criteria*), baseado no critério de Kullback-Leibler, que mede a discrepância relativa entre dois modelos (o reduzido e o completo). A estatística resulta do ajuste do modelo bem como o número de parâmetros usados para o seu cálculo, penalizando o número de variáveis explicativas no modelo. Quanto maior for o número de parâmetros explicativos introduzidos no modelo, maior será o seu valor, e pior o ajuste. O critério de AIC pode ser expresso de acordo com a equação(Akaike, 1998):

$$AIC = \log\left(\frac{Sqr}{n}\right) n + 2k \quad [3]$$

Onde *sqr* é a soma dos quadrados dos resíduos, *n* é o tamanho da amostra e *k*, o número de parâmetros penalizados.

Os resultados então do GAM podem ser avaliados pelo coeficiente das variáveis lineares. O seu exponencial fornece os valores do Odds Ratio. O intervalo de confiança de 95% pode ser calculado por meio da equação:

$$IC_{95\%} = e^{(coef \pm 1,96 * se)} \quad [4]$$

Onde *e* é o exponencial, *coef* é a estimativa do coeficiente da regressão da(s) variável(is) explicativa(s) e *se* o erro padrão.

3. JUSTIFICATIVA

O monitoramento e os estudos sobre as desigualdades no risco de morte infantil no Brasil e no DF se justificam porque são importantes para apoiar o fortalecimento da advocacia e debate sobre a necessidade de enfrentamento das iniquidades em saúde nesses territórios.

Vários métodos de análise das desigualdades em saúde são propostos na literatura, alguns deles originados do campo da econometria e com frequência apoiados em estudos e análises ecológicos. No Brasil, essas análises têm se beneficiado do avanço dos sistemas de informação em saúde no que se refere à grande oferta de dados e indicadores, ampliação de suas coberturas e da validade de seus dados (Barcellos, 2002; da Silva & Barros, 2002).

Nesse contexto, as análises espaciais têm particular relevância e justificativa. Isso porque ao assumir que o espaço é uma síntese de grupos populacionais que o habitam, a comparação entre eles permite evidenciar aspectos diversificados e relevantes para a análise da situação de saúde, como a distribuição das doenças e agravos, serviços e infraestrutura de saúde, condições socioeconômicas e vulnerabilidades, riscos ambientais, entre outros (Barcellos, 2002).

O Brasil como um todo, e o DF em particular, apresentam cenários de grandes disparidades sociais e em saúde. Esses contextos permitem a aplicação dos métodos de análise de desigualdades espaciais, o que por sua vez pode contribuir sobremaneira para o debate das desigualdades e iniquidades no risco de morte infantil nesses territórios.

Além disso, escassos trabalhos tratam especificamente desse tema. Particularmente no DF nenhum estudo que abordasse o tema das desigualdades no risco de morte infantil segundo espaço geográfico foi encontrado na literatura até o momento da redação desta tese.

Assim, o presente estudo se justifica uma vez que poderá contribuir com um melhor conhecimento da distribuição espacial da TMI no Brasil e no DF. Esse conhecimento poderá ser útil para apoiar políticas públicas no sentido de mitigar as disparidades em saúde no risco de morte infantil no Brasil e no DF.

4. OBJETIVO

3.1. Objetivo Geral

Analisar os determinantes socioeconômicos e espaciais do risco de morte infantil no Brasil e no Distrito Federal.

3.2. Objetivos Específicos

- Analisar as desigualdades no risco de morte infantil segundo o Índice de Desenvolvimento Familiar nos municípios brasileiros. 2006-2008 [Artigo 1];
- Analisar a distribuição espacial e fatores associados à mortalidade infantil na zona urbanizada do Distrito Federal em 2009 [Artigo 2];

5. RESULTADOS

5.1. Artigo 1: Desigualdades no risco de morte infantil segundo o Índice de Desenvolvimento Familiar nos municípios brasileiros. 2006-2008.

RESUMO

Objetivo: O objetivo deste estudo foi descrever as desigualdades na taxa de mortalidade infantil (TMI) de acordo com indicadores sócios econômicos em unidades geográficas brasileiras. **Métodos:** Trata-se de um estudo ecológico exploratório de agregados espaciais que descreve a TMI para os anos de 2006-2008 de acordo com o município, Unidades da Federação (UF) e Índice de Desenvolvimento da Família (IDF; um indicador socioeconômico que varia de 0 a 1). Os municípios brasileiros foram agrupados em quatro estratos definidos de acordo com IDF, sendo o estrato 4 os municípios com melhores condições e estrato 1 os de piores condições em IDF. Medidas de desigualdade selecionadas foram: Índice de Concentração (IC), o risco atribuível proporcional (RA %), risco atribuível populacional percentual (RAP %), Razão de Taxas (RT) e número de eventos evitáveis (mortes de crianças). **Resultados:** A TMI média (por 1.000 NV) de acordo com os estratos de IDF foram: estrato 1 (IDF = 0,41-0,52) = 18,78 ; estrato 2 (IDF = 0,53-0,55) = 17,89; estrato 3 (IDF = 0,56-0,58) = 15,05 e estrato 4 (IDF = 0,59-0,73) = 13,44 . O IC foi 0,02. O estrato 1 apresentou uma concentração de 20% dos óbitos infantis, em uma população de 17% de nascidos vivos. Adicionalmente, o perfil sobre as causas e as idades das mortes infantis também diferenciaram qualitativamente quando o estrato 1 foi comparado ao estrato 4. **Conclusões:** Nossa investigação identificou uma maior concentração de óbitos infantis entre os municípios com pior IDF, que permite a especulação quanto a uma estreita associação entre as condições socioeconômicas - usando município de residência e IDF como "proxis" – e o risco de morrer prematuramente no Brasil.

Palavras-chave: desigualdades em saúde, coeficiente de mortalidade infantil, índice de concentração.

INTRODUÇÃO

A definição, a classificação e a mensuração das desigualdades e iniquidades em uma sociedade tem sido tema insistentemente abordado na literatura atual (Avendano, 2012). Uma proposta é a classificação das desigualdades em “naturais” e “sociais”. As desigualdades naturais são decorrentes de diferenças biológicas existentes entre os indivíduos, tais como, sexo, raça e idade. Essas não necessariamente determinam as desigualdades sociais, exceto quando são usadas por uma sociedade como critério na atribuição dos papéis sociais (Wilkinson & Pickett, 2006). A desigualdade social implica na distribuição desigual de bens materiais e não-materiais e serviços entre grupos socialmente distintos.

Como decorrência da aplicação deste conceito na área da saúde, temos que a distribuição da saúde, segundo a posição que o indivíduo ocupa na sociedade em que vive, também pode ser marcada pela desigualdade de acesso a bens e serviços e/ou pelos diferenciais nos comportamentos relacionados à saúde (Messer, 2008). Esse conceito envolve, portanto, a distribuição desigual dos fatores de exposição e de risco de adoecer ou de morrer, incluindo os fatores associados ao acesso a bens e serviços de saúde em quantidade e qualidade adequadas (Kumanyika, 2012).

Deriva desse conceito mais geral, a ideia da existência de um tipo de desigualdade em saúde considerada injusta ou emanada de alguma forma de injustiça social, o que caracteriza a chamada iniquidade em saúde (Starfield, 2006). A iniquidade em saúde é, portanto, um problema ético que acomete uma sociedade (Starfield, 2006, Whitehead M, 1992). Whitehead agrega a esse conceito de iniquidade em saúde, as desigualdades (no estado de saúde) que, além de injustas, são ainda desnecessárias e evitáveis (Whitehead M, 1992). Sendo assim, esse conceito de iniquidade em saúde como uma desigualdade injusta e evitável, é de grande importância para as políticas públicas, sendo uma das expressões de injustiça social. Identificar como iniquidade uma dada desigualdade implica em reconhecer suas causas e poder fundamentar um

juízo de valor sobre a injustiça destas causas em uma determinada sociedade e em um dado momento histórico (Starfield B, 2002, Scheneider MC et al., 2002). Como uma primeira aproximação, mensurar as desigualdades nos perfis de mortalidade e morbidade de uma população segundo agregados sociais constituiu em um primeiro passo para o debate sobre as iniquidades no campo da saúde nessa sociedade.

Nesse sentido, o presente estudo analisa as desigualdades na distribuição do Coeficiente de Mortalidade Infantil (CMI) - um indicador de saúde sensível às condições socioeconômicas de uma população - segundo o índice de desenvolvimento familiar (IDF) - um indicador socioeconômico -. A busca é por gerar conhecimentos que permitam subsidiar o debate das iniquidades em saúde no risco da morte precoce no Brasil.

A mortalidade infantil é reconhecida como tendo uma estreita relação com fatores sociais e econômicos de uma população (Goldani et al., 2001, Weightman et al., 2012). Este indicador é considerado um dos mais sensíveis para avaliar a qualidade de vida de uma população por explicitar tanto a situação de acesso e usos de serviços de saúde adequados, quanto o grau de desenvolvimento de uma sociedade (Fischer TK et al., 2007, Grant J, 1993). A análise da distribuição da morte infantil em um território, segundo grupos socialmente distintos, permite ainda levantar hipóteses sobre sua evitabilidade e aspectos de injustiça social (Brasil. Ministério da Saúde, 2009).

O Índice de Desenvolvimento Familiar (IDF), desenvolvido pelo Ministério de Desenvolvimento Social e Combate a Fome (MDS) em parceria com o Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), constitui em um indicador sintético que mede o grau de desenvolvimento das famílias cadastradas no Cadastramento Único para Programas Sociais do Governo Federal (CADUNICO) com o objetivo de verificar o seu grau de vulnerabilidade. O IDF varia entre 0 (pior condição de vida) e 1 (melhor condição de vida) e sua unidade de análise é a família. As dimensões consideradas são: composição familiar, acesso ao conhecimento, acesso ao trabalho, disponibilidade de

recursos, desenvolvimento infantil e condições habitacionais (Najar AL et al., 2008, Brasil. Ministério do Desenvolvimento Social). Assim o IDF é um indicador que visa retratar a satisfação das necessidades básicas de uma família (educação, trabalho, renda, habitação e saúde), o que pode impactar nas condições de saúde e, em particular, no risco de morte infantil (Brasil. Ministério do Desenvolvimento Social).

Assim, o presente artigo tem como objetivo descrever as desigualdades no risco de morte infantil segundo sua distribuição espacial, e indicadores socioeconômicos dos municípios brasileiros, no ano de 2007.

METODOLOGIA

Tipo de estudo

Trata-se de um estudo ecológico exploratório espacial que descreve a magnitude das desigualdades no risco de morte infantil – mensurado pelo coeficiente de mortalidade infantil (CMI) - segundo municípios, unidades federadas, regiões geográficas e quartis do Índice de Desenvolvimento Familiar (IDF).

Unidade de análise

Esse estudo utilizou como unidade de análise todos os municípios brasileiros. Foram considerados como critérios de exclusão: i) os municípios que, no triênio de 2006 a 2008, não notificaram nenhum óbito infantil e ii) os municípios que no ano de 2007 não apresentaram nenhuma família cadastrada no CADÚNICO (Brasil. Ministério do Desenvolvimento Social). Ambas as condições impediriam a análise dos dados uma vez que não possibilitariam o cálculo dos indicadores principais de interesse: o CMI e o IDF.

Indicadores de análise

Coeficiente de Mortalidade Infantil (CMI): Os CMI segundo Unidades da Federação foram obtidos a partir da publicação Indicadora e Dados Básicos

2008 (IDB) da Rede Interagencial de Informações para a Saúde (RIPSA), disponível online (Brasil. Ministério da Saúde, 2009, Brasil. Ministério da Saúde). Os CMI segundo municípios foram calculados tomando-se por base os dados diretos do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) do Ministério da Saúde para os anos de 2006, 2007 e 2008, disponível online (Brasil. Ministério da Saúde).

Mortalidade infantil proporcional segundo causas e idade: As proporções de óbitos infantis segundo causas e idade (<7 dias, 7 a <28 dias e 28 dias a <1 ano) foram estimadas para cada um dos quatro estratos de análise.

Índice de Desenvolvimento Familiar (IDF): O IDF analisado se refere ao ano de 2007 (Brasil. Ministério do Desenvolvimento Social) e tem como fonte o Ipea e o MDS. Nesse estudo, os municípios do Brasil foram agregados em 4 estratos definidos segundo quartis do IDF, sendo que o estrato 4 incluiu os municípios de melhores condições e o estrato 1 os de piores condições no IDF. Para as comparações, o grupo com municípios com as melhores condições quanto ao IDF (estrato 4) foi utilizado como referência (Duarte ED et al., 2002).

Indicadores de estrutura: O Sistema de Informação da Atenção Básica - SIAB - a partir do cadastro das famílias da área de abrangência da Unidade Básica de Saúde (disponibilizado online) permitiu ainda a caracterização dos estratos de municípios segundo alguns indicadores de estrutura selecionados, a saber: SIAB, cobertura de abastecimento de água potável, serviço de coleta de lixo, rede pública de esgoto, casas de alvenaria e com eletricidade (Brasil. Ministério da Saúde).

Análise dos dados

Para cada um dos municípios estudados, foram calculados os seguintes indicadores de desigualdades: Índice de Concentração, Risco Atribuível Percentual (RA%), Risco atribuível populacional percentual (RAP%), Razão de Taxas (ou Coeficientes) e número de eventos evitáveis (óbitos infantis evitáveis por estratos e totais).

Além disso, curvas de concentração e gráficos de caixas (Box Plot) foram utilizados para permitir visualização da distribuição e concentração dos óbitos infantis ou do CMI dos municípios segundo estratos de municípios definidos por quartis de IDF. Na curva de concentração os municípios foram ordenados pelo IDF e as proporções de seus óbitos infantis e de seus nascidos vivos foram acumulados até a totalização de 100%, assim como detalhado por Scheneider, et al (Scheneider MC et al., 2002). Essas proporções apresentadas em um gráfico definem uma curva. O cálculo da área sob essa curva representa o índice de concentração, variando entre 0 (distribuição perfeitamente equitativa dos eventos) e 1 (total concentração dos eventos) (Kakwani NC et al., 1997, Mackenbach JP & Kunst AE, 1997, Wagstaff A et al., 1991).

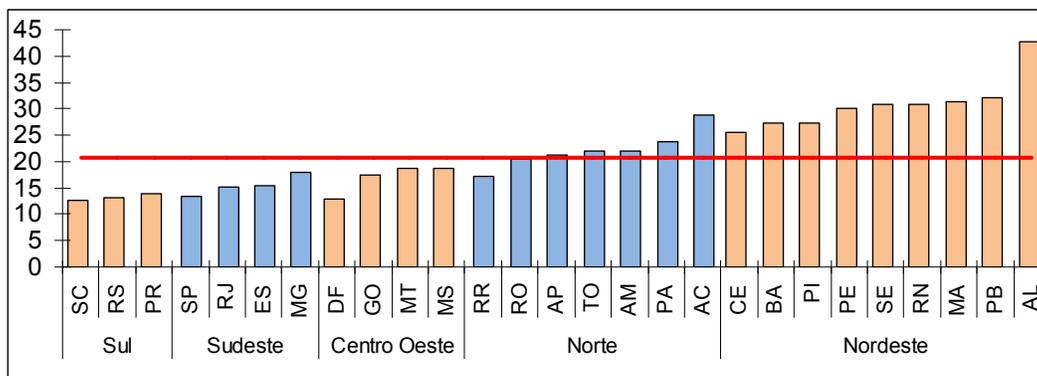
Para a representação espacial dos estratos de municípios segundo quartis de IDF, utilizou-se um mapa do Brasil, contendo as delimitações geográficas dos municípios brasileiros, no ano de 2005. Para a análise da significância estatística dos diferenciais da mortalidade infantil proporcional segundo causas e idade foi utilizado o teste de qui-quadrado (χ^2), considerando a comparação entre um dado estrato e o estrato 4 (referencia - grupo com municípios com as melhores condições quanto ao IDF) e significância ao nível de 0,05.

Considerações éticas

O presente estudo utilizou apenas dados públicos, secundários, sem identificação nominal, preservando o anonimato dos sujeitos.

RESULTADO

Figura 1. Coeficiente de Mortalidade Infantil (por 1.000 nascidos vivos). Brasil, unidades federadas e regiões, 2006.*



* A linha horizontal representa o valor do coeficiente de mortalidade infantil para o Brasil (20,6 por 1.000 NV em 2006) e cada barra vertical representa um Estado brasileiro agregados por região (Sul, Sudeste, Centro-Oeste, Norte e Nordeste).

O CMI estimado para o Brasil (RIPSA) no ano de 2006 foi de 20,6 óbitos para cada grupo de 1.000 nascidos vivos (NV) (Figura 1). A Unidade Federada (UF) com menor risco de morte infantil foi Santa Catarina, com 12,5 mortes por 1.000 NV, enquanto que o maior risco foi observado em Alagoas, com 42,7 mortes por 1.000 NV. A razão de riscos entre essas UF foi de 3,4: ou seja, em 2006, o risco de morte infantil em Alagoas era superior a 3 vezes o risco observado em Santa Catarina. De uma forma geral, os CMI da região Sul, Sudeste e Centro Oeste são bastante inferiores aos das regiões Norte e Nordeste, onde quase todas as UF estão maiores que a média nacional.

Para a análise segundo municípios, foram incluídos 5.227 (94%; total=5.564) municípios brasileiros, devido a exclusão por ausência de informações do IDF e/ou de notificação de óbito infantil.

Os municípios estudados foram agregados nos 4 estratos definidos segundo quartis do IDF, a saber: estrato 1 = IDF variou de 0,41 a 0,52, composto por 1.685 municípios; estrato 2 = IDF de 0,53 a 0,55, composto por 1.128 municípios; estrato 3 = IDF variou de 0,56 a 0,58, composto por 1.085

municípios e o estrato 4 = IDF variou de 0,59 a 0,7 composto por 1.329 municípios (Tabela 1).

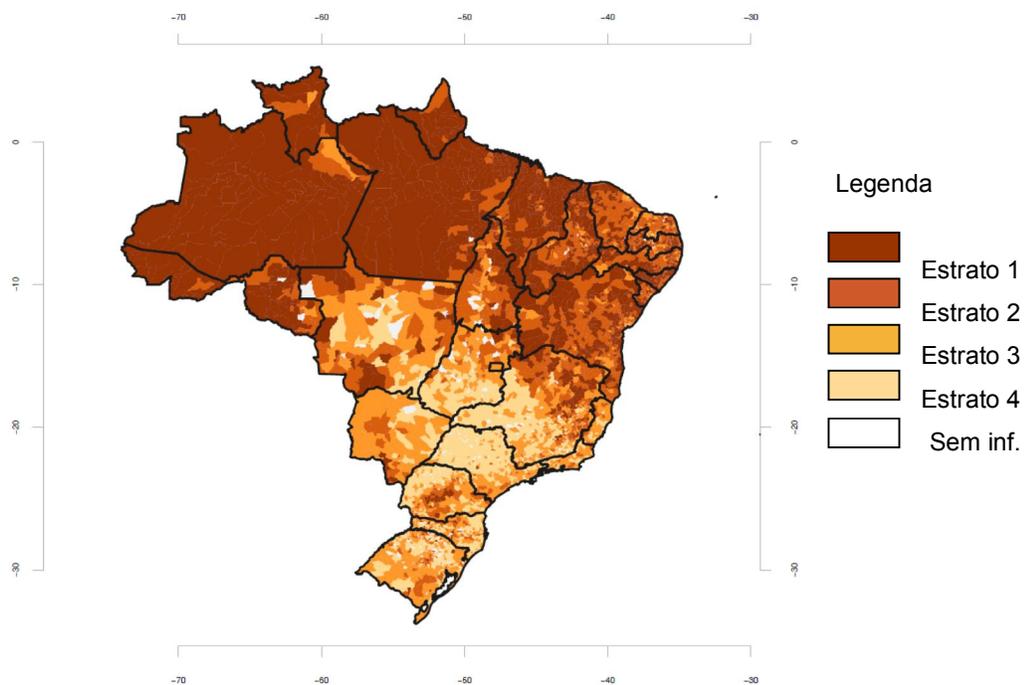
Tabela 1. Indicadores selecionados nos estratos dos municípios brasileiros segundo quartis do Índice de Desenvolvimento Familiar (IDF). Brasil, 2006-2008.

Indicadores	Estrato 1	Estrato 2	Estrato 3	Estrato 4
<u>Indicadores demográficos</u>				
Número de municípios	1.685	1.128	1.085	1.329
Nascidos Vivos	1.814.494	1.350.512	2.228.309	3.324.987
Óbitos infantis	34.079	24.167	33.526	44.674
CMI (por 1.000 NV)*	18,78	17,89	15,05	13,44
IDF	0,49 (0,41-0,52)	0,53 (0,53-0,55)	0,57 (0,56-0,58)	0,61 (0,59-0,73)
<u>Indicadores de estrutura:**</u>				
Cobertura***	95,91	95,77	85,85	78,92
% de domicílios com água (rede pública)	42,74	57,47	60,01	63,95
% de domicílios com coleta de lixo	35,13	51,62	60,69	66,06
% de domicílios com esgoto (rede pública)	8,37	17,79	25,84	36,2
% de domicílios de tijolo	63,5	78,54	65,51	61,93
% de domicílios com energia elétrica	72,77	84,89	82,07	77,23
<u>Indicadores de desigualdades****</u>				
Razão de taxas	1,4	1,33	1,12	Referencia
Diferenças de taxas (óbitos por 1.000 NV)	5,35	4,46	1,61	Referencia
Risco atribuível percentual (% do CMI)	28,5	24,9	10,7	Referencia
Eventos evitáveis (óbitos infantis)	9.699,75	6.021,73	3.586,79	Referencia

*IMR= Infant Mortality Rate per 1,000 live births; **Structure Indicators estimated from the Primary Health Care Information System – SIAB - (Ministry of Health); *** Proportion of people assisted by the Primary Care in Dec/2007; **** Inequality indicators: IMR from stratum 4 was used as reference group; Overall Inequality indicators: % Population attributable risk (PAR%) = 14.15%; Concentration Index (CI) = 0.02; Total number of avoidable events (child deaths) = 19,308.27 infant deaths.

Analisando a distribuição espacial dos municípios segundo estratos de IDF, observa-se que aqueles municípios agregados nos estratos 1 e 2 estão prioritariamente distribuídos nas regiões Norte e Nordeste, incluindo ainda o norte de Minas Gerais e o oeste do Centro-Oeste brasileiro (Figura 2). Por outro lado, os municípios agregados nos estratos 3 e 4 encontram-se principalmente distribuídos nas regiões Sul e Sudeste do Brasil.

Figura 2. Distribuição espacial dos municípios brasileiros agregados segundo quartis de Índice de Desenvolvimento Familiar (IDF). Brasil, 2006-2008.



Os resultados apontam gradiente do CMI entre os estratos de municípios definidos pelos quartis de IDF, partindo de 18,78 óbitos por 1.000 NV no estrato com pior IDF (estrato 1) para 13,44 obtidos por 1.000 NV no estrato com o melhor IDF (estrato 4) (Tabela 1 e Figura 3A). Os municípios com os piores IDF (estrato 1) experimentaram, em relação aos municípios do estrato 4 (referencia), um excesso de 5,35 óbitos por 1000 nascidos vivos (o que representa 28,5% do CMI nesse estrato 1) (Tabela 1). Esse excesso

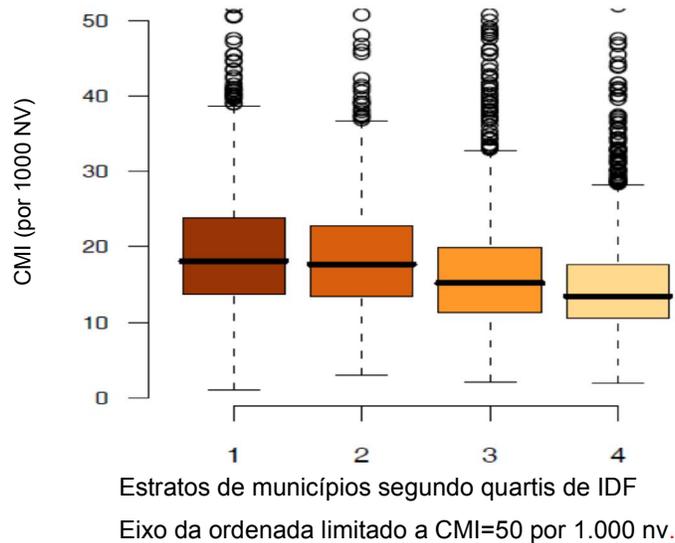
identificado no risco de morte infantil no estrato 1 representa cerca de 9.700 óbitos infantis, que poderiam ser evitados caso a experiência de mortalidade infantil nesses municípios do estrato 1 fosse igual a dos municípios do estrato 4 (referência). Finalmente, cerca de 19.300 óbitos infantis poderiam ser evitados no Brasil, caso a experiência de mortalidade infantil em todos os municípios fosse igual a dos municípios do estrato 4 (referência), representando uma redução de 14% no CMI. Ainda merece notar que existe ampla dispersão na distribuição dos CMI municipais em todos os quatro estratos analisados (Figura 3A).

De maneira coerente é observado que os municípios brasileiros que compõe os estratos analisados apresentam cenários marcadamente diferentes. Os municípios do estrato 1 são preferencialmente de pequeno porte e com maiores coberturas do Programa de Saúde da Família e de Agentes Comunitários de Saúde em relação ao estrato 4. Em contraste, são observados melhores indicadores de estrutura – percentuais de domicílios com água, coleta de lixo e esgoto - no estrato 4 quando comparado ao estrato 1 (Tabela 1).

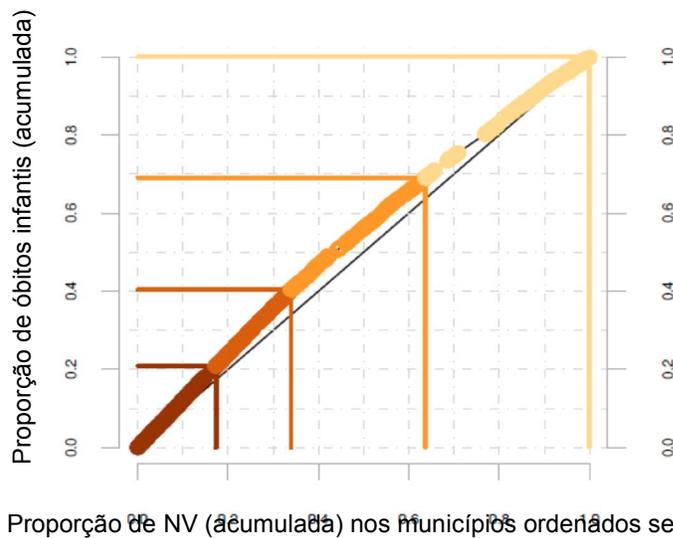
O resultado do Índice de Concentração obtido para a distribuição do CMI (2006-2008) nos municípios brasileiros segundo IDF foi de 0,02 (Tabela 1). Este valor indica a proporção (0,2%) do quadrante que corresponde a área definida entre a curva de concentração e a reta da igualdade perfeita na distribuição dos óbitos infantis nos municípios brasileiros (Figura 3B). Pode ser observado (discreto) desprendimento da curva de concentração em relação a reta da igualdade, indicando certo acúmulo dos óbitos infantis entre os municípios com piores IDF. Por exemplo, 20,1% dos óbitos infantis encontram-se concentrados em 17% dos nascidos vivos dos municípios com os piores IDF, os quais compõem o estrato 1 (Figura 3B). Enquanto que, os municípios do estrato 4, com os melhores IDF, acumulam 31% do total de óbitos infantis em 36% dos nascidos vivos do Brasil.

Figura 3: Apresentação gráfica da desigualdade no Coeficiente de Mortalidade Infantil (CMI) segundo Índice de Desenvolvimento Familiar (IDF) dos municípios, Brasil, 2006-2008

3A. Distribuição do CMI segundo estratos de municípios agregados por quartis de IDF.



3B. Curva de Concentração*: proporção de óbitos infantis por nascidos vivos (NV) nos municípios brasileiros ordenados pelo IDF



*A área sob a curva (índice de concentração)=0,02; as linhas horizontais e verticais delimitam os estratos de municípios definidos pelos quartis de IDF.

A mortalidade infantil proporcional segundo causas e idade também foi analisada (Tabela 2). Foi observado que na medida em que aumenta o IDF (estrato 1 a estrato 4), há um aumento, estatisticamente significativo ($p < 0,001$), da representatividade de causas externas (de 1,2% a 2,8%) e malformação congênita e anomalias cromossômicas (de 13,4% para 21,01%) como causas de óbitos infantis, e uma diminuição na representatividade de doenças do sangue, imunológicas, metabólicas ou nutricionais (de 4,08% para 1,18%), doenças respiratórias (de 7,78% para 5,25%) e doenças infecciosas e parasitárias (de 10,03% para 4,01%).

Além disso, observou-se uma diminuição estatisticamente significativa ($p < 0,001$) na representatividade dos óbitos pós-neonatais (28 dias a <1 ano) de 35,98% para 30,83 % como IDE aumenta de estrato 1 para estrato 4, respectivamente, e um conseqüente aumento na representatividade das mortes neonatais (especialmente entre 7 e <28 dias de vida) de 12,84% (estrato 1) para 18,13% (estrato 4).

Tabela 2. Mortalidade infantil proporcional (MIP) segundo causas e idade nos estratos de municípios definidos pelos quartis de Índice de Desenvolvimento Familiar (IDF). Brasil, 2006-2008.

MIP	Estrato 1			Estrato 2			Estrato 3			Estrato 4 - referencia	
	(IDF=0,41-0,52)			(IDF=0,53-0,55)			(IDF=0,56-0,58)			(IDF=0,59-0,73)	
Por grupos de causas	No. óbitos	%	valor de p*	No. óbitos	%	valor de p*	No. óbitos	%	valor de p*	No. óbitos	%
Causas externas	331	1,25	<0,001	402	1,58	<0,001	1086	2,86	0,998	1158	2,84
Sangue, transt imunológicos, nutri e metabólicos.	1077	4,08	<0,001	736	2,88	<0,001	682	1,80	<0,001	480	1,18
Aparelho respiratório	2052	7,78	<0,001	1571	6,16	<0,001	2035	5,36	0,919	2141	5,25
Infeciosas e parasitárias	2647	10,03	<0,001	2048	8,03	<0,001	1815	4,78	<0,001	1636	4,01
Malf congênitas e anomalias cromossomiais	3535	13,40	<0,001	3878	15,20	<0,001	7302	19,23	<0,001	8577	21,01
Afecções perinatais	15724	59,59	<0,001	15874	62,21	0,090	23475	61,81	0,411	24989	61,22
Demais causas	1019	3,86	0,001	1007	3,95	0,009	1583	4,17	0,166	1835	4,50
Por idades											
< 7 dias	14565	51,18	0,988	14334	54,09	<0,001	20467	52,25	0,008	21545	51,04
7 a < 28 dias	3655	12,84	< 0,001	3770	14,23	<0,001	6510	16,62	<0,001	7651	18,13
28 dias a < 1 ano	10239	35,98	<0,001	8398	31,69	0,137	12194	31,13	0,843	13016	30,83

* P-value: PIM from stratum 4 was used as reference group for all hypothesis testing in each category.

DISCUSSÃO

No geral, cuidados de saúde e contextos socioeconômicos estão associados com indicadores de mortalidade infantil. Embora a qualidade e cobertura da rede de cuidados de saúde pareçam ser cruciais para evitar mortes infantis, determinantes socioeconômicos, certamente, também desempenham um papel importante na modelagem de como os cuidados de saúde pode impactar de forma eficaz sobre a mortalidade infantil. Nossa investigação sugere uma forte relação entre o Índice de Desenvolvimento da Família (IDF) e os indicadores de mortalidade infantil. A maior concentração de óbitos infantis foi encontrada entre os municípios com pior IDF. Além disso, o perfil das causas e das idades das crianças entre os óbitos infantis nos estratos com condições menos favoráveis (valores mais baixos IDF) também se diferenciam qualitativamente quando contrastado com o estrato de referência (estrato 4). Vale a pena mencionar que as limitações metodológicas relacionadas com a qualidade dos dados e confundidores residuais precisam de maior discussão.

Importância da morte infantil

A morte infantil tem sido tratada mundialmente como um indicador prioritário do desenvolvimento de uma sociedade. Uma sinalização dessa prioridade pode ser constatada na definição dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM) - compromissos assumidos pelos países membros da Organização das Nações Unidas (ONU) no ano 2000. O 4º objetivo desse compromisso (“reduzir em dois terços, entre 1990 e 2015, a taxa de mortalidade abaixo de 5 anos de idade”) estabelece a necessidade de redução da morte na infância, sendo o componente infantil o que mais contribui nesse indicador (United Nations, 2000).

A relevância do tema se justifica por serem as mortes em menores de 1 ano de idade extremamente precoces e, na grande maioria, evitáveis com base em ações de baixa complexidade nas áreas da saúde, educação e desenvolvimento urbano. Sendo assim, são eventos sensíveis/vulneráveis às políticas públicas focalizadas e implementadas nos diferentes contextos

sociais. Além disso, descrever, quantificar e monitorar as desigualdades sociais no risco de adoecer e morrer, especialmente no primeiro ano de vida, auxilia a reflexão sobre as injustiças que se expressam entre os grupos socialmente distintos e a construir hipóteses explicativas para o processo saúde-doença como fruto de fenômenos sociais, por vezes afetados por políticas públicas com coberturas parciais não focalizadas na distribuição equitativa de bens e serviços.

Contexto brasileiro e o problema

Brasil passou por importantes melhorias nos indicadores sociais e na qualidade e cobertura dos serviços de saúde nas últimas décadas. Particularmente, o CMI mostrou um importante declínio de 61,7%, entre 1990 (52,0 por 1000 NV) e 2010 (19,9 por 1000 NV) (Brasil. Ministério da Saúde, 2009, Victora CG et al., 2011). Com relação às taxas de mortalidade em crianças menores de 5 anos de idade, na manutenção da tendência observada nos últimos anos, o Ministério da Saúde do Brasil deve comemorar o alcance do 4º ODM antes de 2015 - prazo estabelecido pela ONU para alcançar a meta. (Escalante JJC & Morais Neto OL, 2010, United Nations, 2000). A grande redução na taxa de fecundidade e acesso aos bens e aos serviços de saúde de qualidade, além de melhoria de políticas na área da educação e das condições de vida, são considerados determinantes importantes que podem explicar a redução do risco de mortalidade infantil no Brasil, nas duas últimas décadas (Victora CG et al., 2011, Boing AF & Boing AC, 2008). Por outro lado, apesar desses resultados aparentemente positivos nos últimos 30 anos, o CMI atual no Brasil se compara ainda a países desenvolvidos na década de 60 (Rajaratnam JK et al., 2010). Atualmente o CMI é aproximadamente 3 a 4 vezes maior do que o encontrado em países como os Estados Unidos (6,7 por 1000 NV em 2007) e Canadá (5,0 por 1000 em 2007) (Pan American Health Organization, 2009). Segundo Rajaratnam, em 2010, o Brasil ainda ocupa a 90ª posição no ranking mundial desse indicador, ficando bem atrás de outros países em desenvolvimento e em condições econômicas semelhantes, tais como o Chile (6,48 por 1000 NV), Cuba (5,25 por 1000 NV), China (15,4 por 1000 NV),

México (16,5 por 1000 NV), Colômbia (15,3 por 1000 NV) e Argentina (12,8 por 1000 NV) (Rajaratnam JK et al., 2010).

Além disso, no Brasil, a probabilidade de morrer precocemente ainda no primeiro ano de vida persiste com uma distribuição marcadamente desigual segundo subgrupos populacionais, sejam eles definidos geograficamente ou por atributos socioeconômicos. O presente estudo aponta, por exemplo, que em 2006, apenas 12 UF possuíam CMI menor que o valor médio nacional (20,6 mortes por 1.000 NV), e que uma grande variação desse indicador persiste entre as UF: variando desde valores superiores a 40 óbitos por 1000 NV (no estado de Alagoas), até abaixo de 14 por 1000 NV (em Santa Catarina, Rio Grande do Sul e São Paulo).

CMI segundo IDF

Índice de Desenvolvimento Familiar (IDF) é um *proxis* de indicadores socioeconômicos com perspectivas nos estudos de supostos determinantes de saúde da população e, particularmente, mortes prematuras, no Brasil. Apesar das limitações inerentes ao uso de IDF como uma aproximação do nível socioeconômico, detectou-se que nos municípios que compreende a estratos 1 e 2 - com pior IDF -, as condições de vida (medida pelo acesso à água, coleta de lixo e sistema de esgoto, e o risco de morte infantil) são menos favorável comparado ao estrato 4 com melhor IDF.

CMI segundo espaço

Em relação a distribuição espacial das mortes infantis, o presente estudo demonstrou que esses eventos tem uma distribuição marcadamente assimétrica no território nacional, tanto considerando as regiões do Brasil, como as UF de uma mesma região, ou os municípios de uma mesma UF. As regiões Sul e Sudeste apresentam os menores riscos de morte infantil e as regiões Norte e Nordeste os maiores riscos. Diferenciais nas condições de vida e de atenção a saúde são argumentos insistentemente apontados para esses diferenciais na literatura (Starfield B, 2002, Grant J, 1993, Fischer TK et al., 2007).

Os dados estimados para as UF indicam que todas as unidade no nordeste e no norte, com exceção de Roraima, possuem um CMI acima do valor médio nacional, com estados como Alagoas e Paraíba apresentando risco de morte infantil 3 vezes maior que aquele notificado em Santa Catarina - o menor valor para esse indicador no Brasil em 2006. Além disso, quando o CMI trienal é analisado por município foi identificado ainda importante variabilidade do indicador no interior das UF.

Em geral, é possível afirmar que, apesar dos avanços identificados nos valores médios do CMI no Brasil, altas taxas – incompatíveis com o nível de desenvolvimento brasileiro - são ainda observadas em algumas regiões, UF e municípios que experimentam condições adversas de vida e de atenção a saúde. Metodologias que identifiquem áreas intra-municipais de risco e seus fatores determinantes – incluindo aqueles associados a organização da atenção a saúde - podem auxiliar a elaboração de políticas focalizadas em populações específicas segundo seu grau de vulnerabilidade.

CMI segundo idade

As desigualdades do CMI associadas às condições de vida se expressam de forma ainda mais importante no seu componente pós-neonatal (28 dias a <1 ano), pois esse reflete mais diretamente os problemas associados a infraestrutura, incluindo acesso a saneamento, escola e moradia adequadas. Ação de promoção da saúde e de prevenção específica de doenças, tais como saneamento básico e imunização, são descritas fortemente associadas a decréscimo ou estabilidade deste componente do CMI em estudos realizados em estados brasileiros (Leal MC & Szwarwald CL, 1996, Souza RTS & Gotlieb SLD, 1993).

CMI segundo causas

O estudo descreve ainda diferenças importantes entre as proporções das mortes infantis segundo causas nos diferentes estratos de análise. Por exemplo, maior representatividade das doenças infecciosas e parasitárias foi

descrita no estrato de municípios com pior IDF (10%) quando comparado ao estrato de melhor IDF (4%) (estratos 1 e 4, respectivamente). Essas são causas de morte infantis, em sua grande maioria, evitáveis por ações de baixa complexidade dos serviços de saúde, prioritariamente na Atenção primária, incluindo vacinas, acompanhamento pré-natal precoce e de qualidade, acesso ao diagnóstico e tratamento oportunos de doenças diarreicas entre outros fatores (Gomes FAR et al., 2006, Malta DC & Duarte EC, 2007, Malta DC et al., 2007) A constatação de contribuição ainda relevante das doenças infecciosas e parasitárias para a morte infantil em município menos desenvolvidos do Brasil e a quase superação delas em áreas mais desenvolvidas, permite refletir sobre a possibilidade de diferentes graus de implantação do Sistema Único de Saúde (SUS) no território nacional. No âmbito do MS do Brasil, a redução da mortalidade infantil na Região Nordeste e Amazônia Legal foi incluída como uma das quatro prioridades estipuladas pelo governo federal como estratégia de redução das desigualdades regionais no País. A mobilização não só do governo, mas de toda a sociedade e de cada cidadão é importante para consolidar essa redução, num movimento em defesa da vida (Brasil. Ministério da Saúde et al., 2009). O impacto dessas políticas deve ser monitorado.

Limitações do estudo

O presente estudo apresenta certas limitações que devem ser discutidas, especialmente aquelas associadas ao uso de dados secundários. As informações sobre condições socioeconômicas e demográficas dos municípios brasileiros são, de maneira geral, apenas atualizadas nos períodos censitários, o que pode limitar a sua validade para períodos intercensitários. Dessa forma optou-se pelo uso dos dados originados do Cadastro de famílias (CADÚNICO) do Ministério de Desenvolvimento Social (MDS), incluindo o IDF. Assim, foram excluídos os municípios onde nenhuma família havia sido cadastrada no CADÚNICO. Outro critério de exclusão foi municípios que não notificaram óbitos infantis no triênio de 2006 a 2008, o que pode ser consequência a ausência de óbitos infantis em populações pequenas, e/ou a ausência de notificação dos óbitos que ocorreram e não chegaram, portanto, ao sistema de informações sobre mortalidade. Esse possível sub-registro de óbitos afeta

especialmente alguns municípios do Nordeste e Norte do Brasil e podem comprometer as estimativas dos CMI e suas tendências temporais (Szwarcwald CL et al., 2002). Essas opções metodológicas de exclusão de municípios podem ter ocasionado certa homogeneidade (artificial) dos municípios estudados, e perda de poder estatístico em algumas comparações.

No entanto, a possibilidade de viés de seleção devido a esses dois critérios adotados de exclusão de municípios foi ignorada no presente estudo, visto a ampla representatividade dos municípios elegíveis (n=5227 ou 93,99%) em relação ao total de municípios existentes no Brasil (n=5561 em 2000). Finalmente, o IDF é estimado a partir dos domicílios com baixa renda em cada um dos municípios, os quais compõem o banco de dados do CADÚNICO. O uso desse índice como um indicador que se aproxima das condições socioeconômicas dos municípios deve ser validado em estudos futuros, ainda que no presente estudo tenha indicado reprodutibilidade e plausibilidade nas análises descritas.

Os achados do presente estudo permitem recomendar a focalização das ações para prevenção do óbito infantil em municípios com maior vulnerabilidade econômica. Além disso, estudos futuros poderão avaliar a validade do IDF como medida *proxis* da vulnerabilidade dos municípios e sua utilidade como instrumento de apoio para a tomada de decisão em saúde.

CONCLUSÕES

O presente estudo demonstrou desigualdades no risco de morte infantil segundo sua distribuição espacial, e indicadores socioeconômicos – estimados pelo IDF - em análise ecológica dos municípios brasileiros, no ano de 2007. Os resultados sugerem associação entre o Índice de Desenvolvimento familiar (IDF) e risco de morte infantil. A maior concentração de mortes infantis entre municípios com pior IDF, presentes principalmente nas regiões menos favorecidas do Brasil (Norte e Nordeste), permite agregar evidências para a

associação existente entre condições socioeconômicas das comunidades e o risco de adoecer e morrer precocemente. Embora essas conclusões não sejam inéditas, elas auxiliam na focalização de grupos populacionais brasileiros mais vulneráveis à mortalidade precoce e demonstra a utilidade do IDF como medida que discrimina essas populações.

Agradecimentos

Gostaríamos de agradecer aos professores Elza Souza e Gilvânia Feijó (Universidade de Brasília), e os estudantes Danielle Kaiser, Max Sarmet e Ricardo Jacarandá de Faria, por suas contribuições valiosas durante debates, palestra sobre metodologia e resultados.

REFERÊNCIA BIBLIOGRÁFICA

- AVENDANO, M. 2012. Correlation or causation? Income inequality and infant mortality in fixed effects models in the period 1960–2008 in 34 OECD countries. *Social Science & Medicine*, 75, 754-760.
- BOING AF & BOING AC 2008. Mortalidade infantil por causas evitáveis no Brasil: um estudo ecológico no período 2000-2002. *Cad. Saúde Pública*, 24, 447-55.
- BRASIL. MINISTÉRIO DA SAÚDE. Available: <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0205> [Accessed set. 05 2010].
- BRASIL. MINISTÉRIO DA SAÚDE. 2009. Available: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2009/matriz.htm?saude=http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2009/matriz.htm&botaoook=OK&obj=http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2009/matriz.htm>. [Accessed set. 05 2010].
- BRASIL. MINISTÉRIO DA SAÚDE, SECRETARIA DE ATENÇÃO À SAÚDE & DEPARTAMENTO DE ANÁLISE DE SITUAÇÃO DE SAÚDE 2009. Manual de vigilância do óbito infantil e fetal e do comitê de prevenção do óbito infantil e fetal. Brasília: Ministério da Saúde.
- BRASIL. MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO SOCIAL. Available: <http://www.mds.gov.br/falemds/perguntas-frequentes/bolsa-familia/cadastro-unico/gestor/cadunico-indice-de-desenvolvimento-da-familia-idf> [Accessed set. 19 2010].
- DUARTE ED, SCHNEIDER MC, PAES-SOUSA R, SILVA JB & CASTILLO-SALGADO C 2002. Expectativa de vida ao nascer e mortalidade no Brasil em 1999: análise exploratória dos diferenciais regionais. *Rev Panam Salud Publica ; Pan Am J Public Health*, 12, 436-44.
- ESCALANTE JJC & MORAIS NETO OL 2010. A redução da mortalidade na infância e infantil no Brasil e nas unidades da federação *In*: MINISTÉRIO DA SAÚDE (ed.) *Saúde Brasil 2008*. Brasília: Ministério da Saúde.
- FISCHER TK, LIMA D, ROSA R, OSÓRIO D & BOING AF 2007. A mortalidade infantil no Brasil: série histórica entre 1994-2004 e associação com indicadores socioeconômicos em municípios de médio e grande porte. *Medicina*, 40, 559-66.
- GOLDANI, M. Z., BARBIERI, M. A., BETTIOL, H., BARBIERI, M. R. & TOMKINS, A. 2001. Infant mortality rates according to socioeconomic status in a Brazilian city. *Revista de Saúde Pública*, 35, 256-261.

- GOMES FAR, ARAÚJO JÚNIOR AF & SALVATO MA 2006. Mortalidade infantil no Brasil e Sudeste: determinantes e perspectivas para o futuro. XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais.
- GRANT J 1993. Situação mundial da infância, 1993. Brasília: Fundo das Nações Unidas para a Infância.
- KAKWANI NC, A. WAGSTAFF & E. VAN DOORSLAER 1997. Socioeconomic Inequalities in Health: Measurement, Computation and Statistical Inference. *J Econom*, 77, 87-104.
- KUMANYIKA, S. 2012. Health Disparities Research in Global Perspective: New Insights and New Directions. *Annual Review of Public Health*, 33, 1-5.
- LEAL MC & SZWARCOWALD CL 1996. Evolução da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro, Brasil (1979 a 1993): análise por causa segundo grupo de idade e região de residência. *Cad. Saúde Pública*, 12, 243-52.
- MACKENBACH JP & KUNST AE 1997. Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. *Soc Sci Med*, 44, 757-71.
- MALTA DC & DUARTE EC 2007. Causas de mortes evitáveis por ações efetivas dos serviços de saúde: uma revisão da literatura. *Ciênc Saúde Coletiva*, 12.
- MALTA DC, DUARTE EC, ALMEIDA MF, DIAS MAS, MORAIS NETO OL, MOURA L & ET AL. 2007. Lista de causas de mortes evitáveis por intervenções do Sistema Único de Saúde do Brasil. *Epidemiol Serv Saúde*, 16, 233-44.
- MESSER, L. C. 2008. Invited Commentary: Measuring Social Disparities in Health—What Was the Question Again? *American Journal of Epidemiology*, 167, 900-904.
- NAJAR AL, BAPTISTA TWF & ANDRADE CLT 2008. Índice de desenvolvimento da família: uma análise comparativa em 21 municípios do Estado do Rio de Janeiro, Brasil. *Cad. Saúde Pública*, 24 (Suppl 1), S134-47.
- PAN AMERICAN HEALTH ORGANIZATION. 2009. *PAHO - Health situation in the Americas – Basic indicadores, 2009* [Online]. Available: http://new.paho.org/hq/dmdocuments/2009/BI_ENG_2009.pdf [Accessed mar. 2011].
- RAJARATNAM JK, MARCUS JR, FLAXMAN AD, WANG H, LEVIN-RECTOR A, DWYER L & ET AL. 2010. Neonatal, postneonatal, childhood, and under-5 mortality for 187 countries, 1970–2010: a systematic analysis of progress towards Millennium Development Goal 4. *Lancet*, 375, 1988-2008.

- SCHENEIDER MC, SALGADO CC & ET AL. 2002. Métodos de medición de las desigualdades de salud. *Rev Panam Salud Publica ; Pan Am J Public Health*, 12, 398-415.
- SOUZA RTS & GOTLIEB SLD 1993. Probabilidade de morrer no primeiro ano de vida em área urbana da Região Sul, Brasil. *Rev. Saúde Pública*, 27, 445-543.
- STARFIELD, B. 2006. State of the Art in Research on Equity in Health. *Journal of Health Politics, Policy and Law*, 31, 11-32.
- STARFIELD B 2002. Equity and health: a perspective on nonrandom distribution of health in the population. *Rev Panam Salud Publica ; Pan Am J Public Health*, 12, 384-7.
- SZWARCWALD CL, LEAL MC, ANDRADE CLT & BORGES PRSJ 2002. Estimaco da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informao es sobre bitos e nascimentos do Ministrio da Sade? *Cad. Sade Pblica*, 18, 1725-36.
- UNITED NATIONS 2000. Millenium declaration. Millenium summit. New York, 2000. Lisbon: United Nations Information Centre.
- VICTORA CG, AQUINO EM, DO CARMO LEAL M, MONTEIRO CA, BARROS FC & SZWARCWALD CL 2011. Maternal and child health in Brazil: progress and challenges. *Lancet*, 377, 1863-76.
- WAGSTAFF A, PACI P & VAN DOORSLAER E 1991. On the measurement of inequalities in health. *Soc Sci Med*, 33, 545-57.
- WEIGHTMAN, A. L., MORGAN, H. E., SHEPHERD, M. A., KITCHER, H., ROBERTS, C. & DUNSTAN, F. D. 2012. Social inequality and infant health in the UK: systematic review and meta-analyses. *BMJ Open*, 2.
- WHITEHEAD M 1992. The concepts and principles of equity and health. *Int J of health services*, 22, 429-45.
- WILKINSON, R. G. & PICKETT, K. E. 2006. Income inequality and population health: A review and explanation of the evidence. *Social Science & Medicine*, 62, 1768-1784.

5.2 Artigo 2: Análise da distribuição espacial e fatores associados à mortalidade infantil na zona urbanizada do Distrito Federal em 2009.

RESUMO

Objetivo: O objetivo deste estudo foi descrever a distribuição espacial e analisar os fatores associados à mortalidade infantil por causas evitáveis e não evitáveis na Zona Urbanizada (ZU) do Distrito Federal. **Métodos:** Estudo de caso-controle espacial. Foram considerados como casos os nascidos vivos do ano de 2009 (identificados no Sistema de informação sobre Nascidos Vivos – SINASC), residentes no Distrito Federal (DF) e que foram a óbito com menos de 1 ano de idade (identificados no Sistema de Informação sobre Mortalidade - SIM). Foram considerados como controles os nascidos vivos no ano de 2009 e não identificados no SIM. Para a análise dos dados foi usada regressão aditiva (GAM) a fim de estimar efeitos espaciais da distribuição da chance de óbito infantil. Foi considerada a hierarquia - distal, medial, proximal - das variáveis independentes em relação a cada um dos desfechos (óbitos totais, óbitos evitáveis e não evitáveis). **Resultados:** O risco do óbito infantil na população dos nascidos vivos (NV) em 2009 foi de 12,21‰ NV, com 62,9% de óbitos devido às causas evitáveis e 36,5% devido às causas não evitáveis. Variáveis socioeconômicas foram associadas com a distribuição espacial dos óbitos infantis por causas evitáveis ($p < 0,05$), porém não com as causas não-evitáveis ($p > 0,05$). As variáveis ligadas à atenção à saúde e as características biológicas maternas estiveram associadas a ambos os desfechos. A associação do espaço em relação ao óbito infantil perdeu significância após a inclusão das variáveis relacionadas às características da criança em todos os modelos estudados. **Conclusão:** Foram identificadas áreas (“hot spot”) de alta chance para a mortalidade infantil evitável e não evitável nas ZU mais periféricas do DF e de baixa chance nas ZU mais centrais, sugerindo a existência de desigualdades na atenção à saúde e a persistência de necessidades não atendidas de grupos populacionais específicos.

Palavras-chave: Estudos de casos e controles, desigualdades em saúde, Taxa de Mortalidade infantil, Análise Espacial.

INTRODUÇÃO

Mortalidade infantil e evitabilidade

A influência das condições de vida na determinação de problemas de saúde foi avaliada em diversos estudos na determinação da mortalidade infantil (Costa et al., 2001, Guimarães et al., 2003, Andrade et al., 2006), pelo poder discriminante que este indicador de saúde representa na dimensão da sociedade, como o sofrimento familiar, a estruturação dos serviços de saúde, a expectativa de vida e o desenvolvimento de uma população (Fischer et al., 2007). Esta pauta tem influenciado tanto gestores, como ferramenta de avaliação de efetividades de políticas públicas no sentido de promoção de grupos populacionais mais vulneráveis (Magalhães et al., 2007, Kawachi et al., 2002, da Silva & Barros, 2002), quanto pesquisadores, quando este indicador proporciona uma reflexão sobre a distribuição injusta desses eventos de saúde e sobre sua evitabilidade (Malta & Duarte, 2007).

A morte evitável é aquela que não deveriam ocorrer, por ser possível sua prevenção, o tratamento oportuno, bem como as condições determinantes (Suárez-Varela et al., 1996). Estudos apontam que no Brasil, 70% dos óbitos infantis estejam relacionados a causas evitáveis (Dias et al., 2002).

Nos últimos 10 anos no século 20 e nos primeiros 10 deste século, a mortalidade infantil no Brasil tem experimentado grande redução, em especial na parcela mais pobre da população (Barros et al., 2010, Victora et al., 2011). De forma geral, o componente pós-neonatal foi o principal responsável por essa redução devido a melhora nas condições socioeconômicas mais precárias, aumento da cobertura de saneamento e ações voltadas na promoção e atenção à saúde, que se refletiu na diminuição de carga das doenças infecciosas e parasitárias, as respiratórias e a desnutrição infantil (Macinko et al., 2007; Victora et al., 2011). Diferenciais ainda são percebidos nas altas taxas da mortalidade no período neonatal, com maior risco de óbito nos recém-nascidos de famílias com condições socioeconômicas desfavoráveis

e expostas a baixa qualidade na assistência à população (Almeida & Barros, 2004a; Santos & Marques, 2002).

Espaço e condição de vida

As condições determinantes da mortalidade infantil podem ser melhor interpretadas como fenômeno coletivo e adequado ao conceito de espaço social, cuja distribuição espacial dos óbitos infantis representa a realização dos seus processos geradores subjacentes (Mayer, 1983), cuja estrutura epidemiológica pode ser captada através de indicadores de saúde, apoiada em delimitações espaço-populacionais (Costa & Teixeira, 1999).

Estudos relacionando as condições de vida com os diferenciais de saúde em populações geralmente indicam a existência de correlação negativa entre gradientes socioeconômicos e de risco à saúde (Paim, 1997; Costa et al., 2001, Marmot, 2005; Goncalves et al., 2013).

Metodologias de estratificação socioespaciais, utilizadas para localizar e delimitar estes gradientes compostos grupos populacionais, são consideradas convenientes. Como resultado, gradientes da variável estudada, descrita no mapa, também reflete uma noção material e simbólica de territórios geográficos no momento em que os indicadores são assumidos como homogêneos internamente à unidade de análise. Nesta assunção, é possível então cartografar, descrever e correlacionar os indicadores disponíveis.

O monitoramento da mortalidade infantil é importante para identificar possíveis impactos de mudanças experimentadas pelos diversos grupos populacionais, sejam sociais, econômicas ou nos serviços de atenção e promoção da saúde. Fatores de risco e vulnerabilidades de grupos expostos são elementos determinantes a serem apontados na cadeia elucidativa com vista às políticas públicas. São exemplos, trabalhos que associam a falta de acesso de serviços de saúde e a condição de vida, quantificada por renda e bens de consumo, ou traduzida em estressores sociais com algum significado psicossocial (Kawachi et al., 2002; Marmot, 2005; Goncalves et al., 2013).

A exclusão social torna-se mais abrangente que a pobreza *stricto sensu*, mas também a por fatores étnicos e culturais de grupos específicos, que por sua vez, se perpetuam na menor probabilidade desta população em alcançar maiores rendimentos. Observamos que países que mesmo com indicadores econômicos diferentes, com renda *per capita*, mas com níveis de desigualdades sociais reduzidas como a Suécia e Cuba tiveram sucesso na redução da mortalidade infantil (Bambang et al., 2000), que em oposição, diferenças na atenção ao pré-natal e acesso a tecnologias de obstetrícia e neonatologia influenciam também nos diferentes perfis de mortalidade infantil de uma sociedade desigual (Lansky et al., 2002, Rasella et al., 2013).

O espaço e a condição de vida no Distrito Federal

Diferenças regionais brasileiras e regionais ainda são persistentes no Brasil. O IDH obtido com dados de 2010 mostra o Distrito Federal (DF) como a única Unidade da Federação (UF) na faixa Muito Alta (0,8 ou mais) (Pinto et al., 2013). A mortalidade infantil figura entre as mais baixas entre os entes federados, com queda de 27% na última década, 12,1 mortes para cada grupo de mil nascidos vivos (Batista et al., 2011; RIPSAs, 2013), mas ainda bem acima de países desenvolvidos como Islândia e Suécia, com 2,6 óbitos para grupos de mil nascidos vivos (Liu et al., 2012), portanto ainda existe um excesso de óbitos registrados importante, que precisa ser melhor investigado e reduzido. Reforça ao fato de aproximadamente 2/3 dos óbitos no DF ainda terem causas associadas a eventos evitáveis (Batista et al., 2011)

O objetivo deste estudo foi avaliar a distribuição espacial e de fatores associados à mortalidade infantil por causas evitáveis e não evitáveis na zona urbanizada do Distrito Federal, com a suposição identificação de áreas de maior concentração de eventos.

METODOLOGIA

Tipo de estudo e população de estudo:

Trata-se de um estudo de caso-controle espacial com múltiplos desfechos (mortalidade infantil por todas as causas, por causas evitáveis e por causas não evitáveis). Foram considerados como casos os nascidos vivos nascidos no ano de 2009, residentes no Distrito Federal e que foram a óbito com menos de 1 ano de idade nos anos de 2009 e 2010.

Como controles foram considerados os nascidos vivos, identificados no Sistema de Informação de Nascidos Vivos (SINASC) que não morreram antes de completar 1 ano de idade, aferido pelo Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM). Os controles foram selecionados aleatoriamente por amostragem estratificada proporcional entre as Regiões Administrativas (RA) do Distrito Federal (DF), em uma razão de 4 controles para cada 1 caso (4:1).

Fonte dos dados:

As variáveis de interesse referentes aos casos e controles foram obtidas respectivamente do SINASC e do SIM. As bases de dados nominais desses sistemas de informações foram relacionadas com o intuito de obter informações comuns dos dois sistemas de informações.

Indicadores de análise:

As variáveis de exposição analisadas foram agrupadas segundo níveis hierárquicos (Victora et al., 1997), assim distribuídos:

1. Variáveis distais – variáveis socioeconômicas: escolaridade materna, estado civil da mãe, raça/cor da criança e ocupação materna.
2. Variáveis mediais - variáveis ligadas à atenção a saúde e às características biológicas maternas: número de consultas pré-natal; dia da semana do nascimento; hora do nascimento; natureza do hospital de nascimento (SUS e não SUS); idade da mãe; paridade (número de filhos

nascidos vivos e número de filhos nascidos mortos); tipo de parto e tipo de gravidez.

3. Variáveis proximais – variáveis relativas às características da criança: sexo da criança; peso ao nascer; apgar no 1º minuto; apgar no 5º minuto e duração da gestação (prematividade). Na construção dos modelos de análise essas variáveis serão abordadas como variáveis intermediárias no modelo causal entre o componente espacial e o óbito infantil.

Para a construção dos três indicadores de desfechos, adotou-se a classificação de causas evitáveis de mortalidade proposta na Lista Brasileira de Evitabilidade (Malta et al., 2007), como segue os cenários abaixo:

Desfecho 1: Mortalidade Infantil;

Desfecho 2: Mortalidade Infantil por causas evitáveis;

Desfecho 3: Mortalidade Infantil por causas não claramente evitáveis.

Óbitos infantis por causas mal definidas não foram considerados devido ao pequeno número de eventos.

Delimitação da área de estudo:

O Distrito Federal (DF) é subdividido 31 em Regiões Administrativas (RA), segundo o Plano Diretor de Ordenamento Territorial (PDOT). Cada uma das regiões possui um núcleo urbano com grande densidade demográfica, e algumas delas, especialmente aquelas situadas na periferia do DF, também possuem uma zona rural característica.

Como a malha digital da divisão territorial do DF não foi disponibilizada pelas instituições governamental, optou-se pela utilização pela divisão territorial disponível no IBGE, utilizada pelo censo 2010.

Para a delimitação geográfica da zona urbanizada (ZU), adotou-se como ponto de corte a densidade demográfica por setor censitário igual ou maior que 15

peças por km². Para a sua finalização os setores foram agrupados, e por contiguidade espacial no intuito de evitar zonas de vazio espacial. Não foram incluídos aqueles setores que não satisfizeram a condição de urbanização.

Georeferenciamento dos nascimentos e mortes de menores de 1 ano:

O georeferenciamento das residências foi realizado por meio da biblioteca *dismo* (Hijmans et al, 2012) disponível no pacote estatístico “R” (Team, 2013), utilizando como base geográfica o banco de endereçamento construído pela empresa Google®.

Foram elegíveis as residências que satisfizeram os 4 critérios:

1. Nascimentos e óbitos com endereço completo descritos nos sistemas de informação.
2. Aquelas que se localizavam na ZU;
3. Aqueles que resultaram em uma localização geográfica adstrita à RA informada na notificação de NV e de óbito;
4. Aqueles que resultaram compatíveis ao nível de setor ou quadra através de inspeção visual do resultado do georeferenciamento em um mapa digital do Google® e Wikimapia®.

Análise de Dados:

Para cada um dos três desfechos, foi realizada uma análise que contou com três passos sequenciais: Uma análise univariada (bruta) para cada variável independente; uma análise por regressão logística (bruta e ajustada); uma análise por regressão logística com adição de efeitos espaciais (modelo aditivo GAM vazio e ajustado). As associações entre os desfechos e as variáveis independentes foram verificadas através dos OR brutos e ajustados (com e sem o componente espacial), respectivos Intervalos de Confiança (IC95%) e significâncias estatísticas aferidas por meio dos testes de hipótese pertinentes (teste t student ou teste de qui-quadrado de Pearson).

Regressão logística (bruta e ajustada):

Para a análise de regressão logística (não espacial) foram incluídas, em cada nível hierárquico, as variáveis independentes que na análise univariada apresentaram $p \leq 0,20$. Através de seleção backwards, ou seja, com retirada sequencial das variáveis de menor significância estatística, foram mantidas apenas as variáveis que apresentaram significância de $p \leq 0,05$. As variáveis assim selecionadas em cada nível hierárquico foram mantidas para o modelo subsequente, mesmo nos casos de perda de sua significância. O modelo final foi o resultado da repetição do método backwards para todos os níveis hierárquicos.

Regressão logística com adição de efeitos espaciais (bruta=modelo vazio e ajustada):

O efeito espacial na distribuição da chance do óbito infantil para cada um dos níveis hierárquicos foi avaliado através de uma regressão logística com efeito espacial. Para tanto, foi usado um modelo aditivo generalizado (GAM) com uma função semi-paramétrica suavizada *spline* na variável geográfica (Kelsall & Diggle, 1998; Wood, 2006). O resultado da análise é usado para identificar a variabilidade do conjunto de dados e permite a visualização rápida de locais com aglomerados ou concentração de eventos que merecem atenção (Bailey & Gatrell, 1995). A função suave produzida pelo modelo de regressão interpola a área estudada em uma grade regular. O modelo infere para cada quadrante um valor estimado da chance da morte infantil. Com base nessas estimativas, mapas permitiram a visualização da variabilidade espacial da chance de morte no primeiro ano de vida no DF, com áreas de baixas e altas intensidades de chances de morte infantil.

Os modelos espaciais foram construídos com base nos modelos de regressão logística (não espaciais) descritos anteriormente, com a inclusão do termo espacial em cada um dos níveis hierárquicos analisados.

Para a apresentação dos resultados utilizou-se um mapa municipal do DF, contendo as delimitações administrativas fornecidas pelo IBGE.

O processamento e análise dos dados foram realizados com auxílio dos pacotes estatísticos “R” (Team, 2013). e bibliotecas mgcv (Wood, 2006), spatstat (Baddeley & Turner, 2005) e splancs (Rowlingson & Diggle, 1993).

Considerações éticas:

O estudo foi submetido ao Comitê de Ética em Pesquisa por se tratar de uso de dados nominais. Sua aprovação foi dada pelo Conselho de Ética em Pesquisa da Faculdade de Medicina da Universidade de Brasília - UnB em julho de 2009 (CEP-FM: 046/2009).

RESULTADOS

Descrição dos eventos estudados:

Um total de 43.569 nascidos vivos (NV) residentes do DF foi notificado no ano de 2009. Desses, 532 morreram antes de completar 1 ano de vida: O risco de óbito para este grupo foi de 12,21 óbitos por mil NV.

Ao todo, foram georeferenciados 477 óbitos (89,6%) e 1.832 NV (razão 4 NV:1 óbito) descritos na Tabela 1. A distribuição dos NV amostrados segundo RA foi relativamente semelhante à distribuição observada para a totalidade dos NV no DF. Possíveis razões para o não georeferenciamento correto segundo RA incluem: erros na captura das variáveis de endereçamento, em especial naquelas RA vizinhas, por desconhecimento do usuário quanto ao seu local de moradia, ou mesmo por erros na codificação e no processo de digitação nos sistemas de informação.

No DF, as RA têm tamanhos (população e total de NV) muito discrepantes. Apenas as duas maiores regiões, Ceilândia e Taguatinga, respondem juntas por mais que 25% dos NV e um pouco menos da mesma proporção de óbitos.

Duas outras regiões também vizinhas, Lago Norte e Varjão do Torto, apresentaram um pouco mais 1% dos NV.

Tabela 1. Nascidos vivos (NV) totais e amostrados, óbitos infantis, taxa de mortalidade infantil e risco relativo segundo Regiões Administrativas do Distrito Federal, 2009.

Regiões Administrativas	NV Totais		NV Amostrados		Óbitos ^a			
	N.	%	N.	%	N.	%	TMI ^b	RR e IC(95%) ^c
Aguas Claras	1.565	3,6	42	2,2	26	5,5	16,6	1,55 [1,05; 2,29]*
Brasília	2.473	5,7	108	5,7	17	3,6	6,9	0,61 [0,38; 0,99] *
Brasilândia	1.133	2,6	46	2,4	13	2,7	11,5	1,05 [0,61; 1,82]
Candangolândia	334	0,8	15	0,8	3	0,6	9,0	0,82 [0,26; 2,54]
Ceilândia	7.465	17,1	326	17,1	79	16,6	10,6	0,96 [0,76; 1,22]
Cruzeiro	446	1,0	33	1,7	6	1,3	13,5	1,23 [0,55; 2,74]
Gama	2.165	5,0	94	4,9	22	4,6	10,2	0,92 [0,60; 1,42]
Guara	1.726	4,0	76	4,0	19	4,0	11,0	1,01 [0,64; 1,59]
Itapoã	921	2,1	40	2,1	13	2,7	14,1	1,30 [0,75; 2,24]
Lago Norte	334	0,8	21	1,1	6	1,3	18,0	1,65 [0,74; 3,66]
Lago Sul	595	1,4	25	1,3	3	0,6	5,0	0,46 [0,15; 1,42]
Núcleo Bandeirante	453	1,0	22	1,2	6	1,3	13,2	1,21 [0,54; 2,70]
Paranoá	1.181	2,7	52	2,7	13	2,7	11,0	1,01 [0,58; 1,74]
Park Way	269	0,6	7	0,4	3	0,6	11,2	1,02 [0,33; 3,15]
Planaltina	3.225	7,4	144	7,6	33	6,9	10,2	0,93 [0,65; 1,32]
Recanto das Emas	2.098	4,8	90	4,7	35	7,3	16,7	1,57 [1,11; 2,20] *
Riacho Fundo	1.140	2,6	50	2,6	12	2,5	10,5	0,96 [0,54; 1,70]
Samambaia	3.737	8,6	164	8,6	43	9,0	11,5	1,06 [0,77; 1,44]
Santa Maria	1.968	4,5	86	4,5	17	3,6	8,6	0,78 [0,48; 1,26]
São Sebastião	1.743	4,0	79	4,1	20	4,2	11,5	1,05 [0,67; 1,64]
Sia/Estrutural	628	1,4	26	1,4	8	1,7	12,7	1,17 [0,58; 2,34]
Sobradinho	2.668	6,1	110	5,8	37	7,8	13,9	1,29 [0,92; 1,80]
Sudoeste/Octogonal	725	1,7	18	0,9	2	0,4	2,8	0,25 [0,06; 0,99] *
Taguatinga	4.384	10,1	222	11,7	39	8,2	8,9	0,80 [0,57; 1,10]
Varjão do Torto	193	0,4	8	0,4	2	0,4	10,4	0,95 [0,24; 3,77]
Ignorado	371	-	-	-	-	-	-	-
Total geral	43.569	100	1.904	100	477	100	11,04	REFERENCIA

* p<0,05.

^a Refere-se ao total de óbitos do DF que puderam ser georeferenciados (89%)

^b TMI: Taxa de Mortalidade Infantil, calculada a partir dos nascidos vivos totais e dos óbitos georeferenciados.

^c RR: Risco relativo calculado a partir da razão da TMI de cada RA (calculada com base no total de nascidos vivos totais de cada RA) pela TMI média no DF de dados georeferenciados (TMI=11,04 por 1000 NV).

O risco do óbito infantil variou consideravelmente entre as RA no DF: de 2,8 a 18,0 ‰ NV respectivamente para as RA do Sudoeste e Lago Norte. Os riscos relativos (RR) calculados a partir da TMI média do DF (como referência) resultaram em poucas RA com valores significantes estatisticamente.

Destacam-se Recanto das Emas e Aguas Claras onde foi detectada uma situação de maior risco, e Brasília (plano piloto) e Sudoeste em uma situação de proteção quanto óbito infantil em relação ao risco médio do DF.

Mesmo registrando baixa TMI, o DF apresentou elevada carga de óbitos em menores de 1 ano classificados com causas evitáveis: 62,9 %. Esta proporção é quase o dobro das causas classificadas como não claramente evitáveis, com 36,5%. Apenas 3 óbitos não tiveram a sua causa básica classificada no ano de 2009 no DF (Tabela 2). Do total da amostra selecionada para o estudo (477 óbitos e 1.904 controles), 98,3% foi analisada no presente estudo por estar incluída na Zona Urbanizada (ZU) conforme definição na metodologia.

Tabela 2. Nascidos vivos amostrados, número de óbitos em menores de 1 ano e proporções de mortes segundo classificação de evitabilidade* da amostra total e da Zona Urbanizada (ZU). Distrito Federal, 2009.

Classificação do evento	Amostra total		Amostra na ZU		ZU vs Amostra
	N	%	N	%	%
Nascidos Vivos (amostra)	1.904	-	1.864	-	97,9
Óbitos por causas evitáveis	300	62,9	295	62,9	98,3
Óbitos por causas não claramente evitáveis	174	36,5	171	36,5	98,3
Óbitos por causas mal definidas	3	0,6	3	0,6	100,0
Óbitos por todas as causas	477	100,0	469	100,0	98,3

* Critério de evitabilidade baseado na Lista Brasileira de Causas de Mortes Evitáveis por Intervenções do Sistema Único de Saúde do Brasil (Malta et al., 2007)

A Tabela 3 apresenta o resultado da análise univariada da associação entre as variáveis de exposição e os desfechos segundo classificação de evitabilidade para a Zona Urbanizada (ZU) do DF.

No nível distal, apenas a variável Raça/Cor não foi significativamente associada com o desfecho óbito por todas as causas. Todas as variáveis desse nível de análise foram associadas com o óbito por causas evitáveis, e nenhuma delas esteve associada com as não evitáveis.

Dentre as variáveis do nível intermediário, apenas o dia da semana de nascimento não apresentou associação com nenhum dos três desfechos analisados. Todas as demais foram significativas para a associação com o grupo de todos os óbitos e com o grupo de óbitos por causas evitáveis. O número de consultas e o tipo de gravidez foram as únicas variáveis desse nível associadas com as causas não evitáveis.

Para o nível proximal, como esperado, observou-se associação significativa de todas as variáveis desse grupo com todos os três desfechos analisados, com exceção para o sexo da criança. Destacam-se ainda os valores de OR bastante elevados, e de forma geral, as associações foram mais fortes quando analisado o desfecho de mortes por causas evitáveis.

Tabela 3. Características dos casos e controles e Odds Ratio (OR) bruto, segundo variáveis relativas à mãe e a criança e causas segundo classificação de evitabilidade. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.

Variáveis	Nascidos vivos	Óbitos infantis					
		Todas as causas		Causas evitáveis		Causas não evitáveis	
		Controles	Casos	OR [IC 95%]	Casos	OR [IC 95%]	Casos
Variáveis distais							
Escolaridade (anos):							
8 e +	1.288	292	1,00	179	1,00	112	1,00
< 8 anos	524	150	1,26 [1,01; 1,57]*	100	1,37 [1,05; 1,79]*	48	1,05 [0,73; 1,49]
Estado civil da mãe:							
Casada	663	127	1,00	69	1,00	56	1,00
Solteira/separada/viúva	1.176	325	1,44 [1,15; 1,81]*	216	1,76 [1,33; 2,37]*	108	1,09 [0,78; 1,53]
Raça/Cor:							
Branco	514	99	1,00	59	1,00	39	1,00
Não branco	953	230	1,25 [0,97; 1,63]	152	1,39 [1,02; 1,92]*	76	1,05 [0,71; 1,58]
Ocupação da mãe:							
Profissão grau universitário	281	45	1,00	22	1,00	22	1,00
Demais	1.170	307	1,64 [1,18; 2,32]*	197	2,15 [1,39; 3,49]*	109	1,19 [0,75; 1,96]
Variáveis mediais							
Número de consultas:							
7 e +	1.213	171	1,00	95	1,00	74	1,00
< 7	609	273	3,18 [2,57; 3,95]*	182	3,82 [2,93; 5,00]*	90	2,42 [1,76; 3,35]*
Dia da semana do nascimento:							
Segunda - sexta	1.396	340	1,00	208	1,00	130	1,00
Sábado – domingo	468	129	1,13 [0,90; 1,42]	87	1,25 [0,95; 1,63]	41	0,94 [0,65; 1,35]
Horário de nascimento:							
06 - 18hs	1.109	254	1,00	155	1,00	97	1,00
18 – 06hs	749	214	1,25 [1,02; 1,53]*	139	1,33 [1,04; 1,70]*	74	1,13 [0,82; 1,55]
Natureza do Hospital :							
Não SUS	538	107	1,00	63	1,00	43	1,00
SUS	1.326	362	1,37 [1,09; 1,75]*	232	1,49 [1,12; 2,02]*	128	1,21 [0,85; 1,75]
Idade da mãe (anos):							
20-34	1.365	293	1,00	179	1,00	114	1,00
< 20 e > 34	453	159	1,64 [1,31; 2,04]*	105	1,77 [1,36; 2,3]*	51	1,35 [0,95; 1,9]

(continua)

Tabela 3 (continuação)

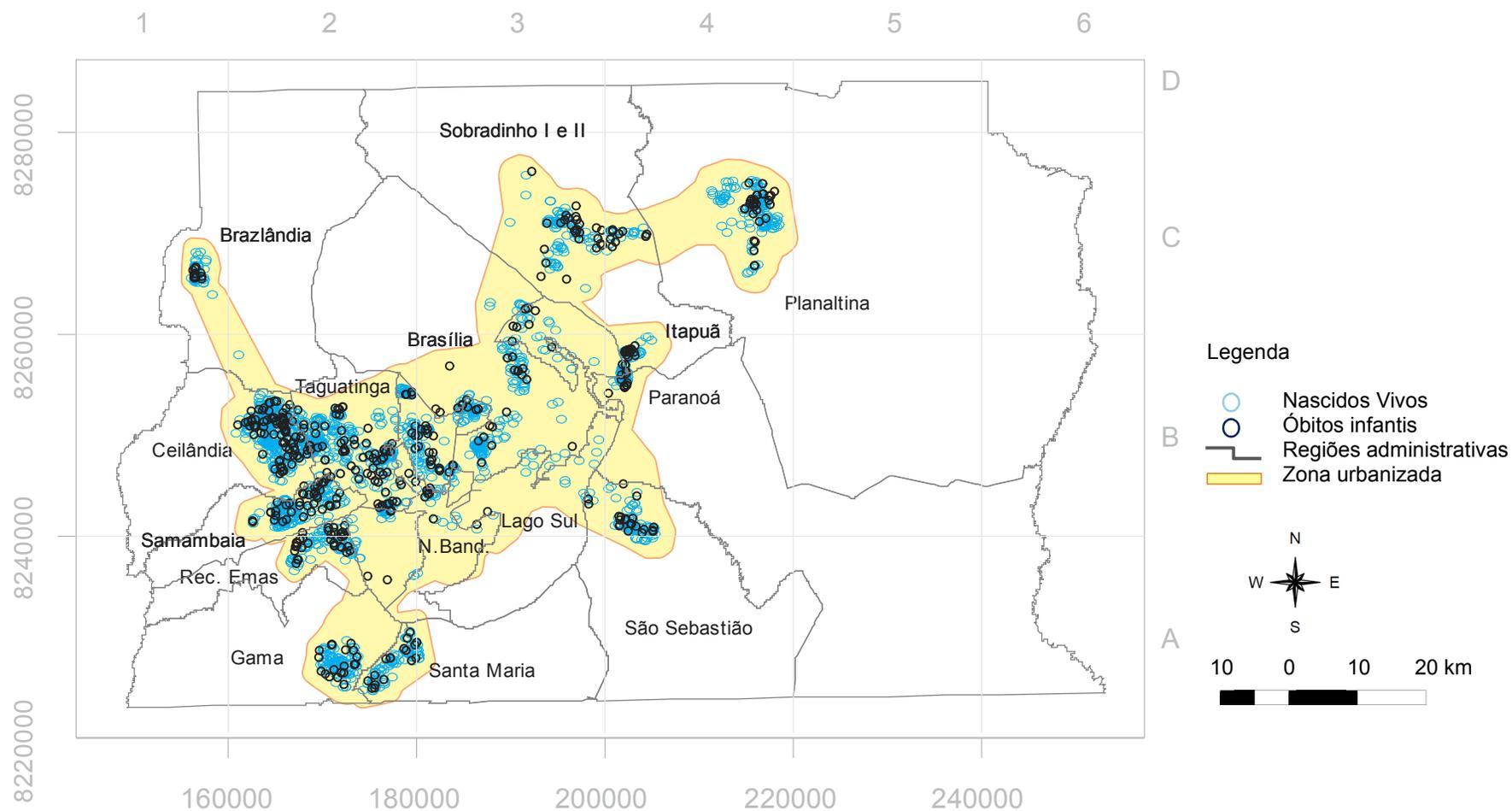
Variáveis	Nascidos vivos	Óbitos infantis					
		Todas as causas		Causas evitáveis		Causas não evitáveis	
		Controles	Casos	OR [IC 95%]	Casos	OR [IC 95%]	Casos
Variáveis mediais							
Paridade: filhos nascidos vivos:							
1 e +	936	203	1,00	120	1,00	81	1,00
0	756	211	1,29 [1,04; 1,60]*	135	1,39 [1,07; 1,81]*	75	1,15 [0,82; 1,59]
Paridade: filhos nascidos mortos:							
0	1.407	339	1,00	210	1,00	126	1,00
1 e +	215	70	1,35 [1,01; 1,81]*	46	1,43 [1,01; 2,02]*	24	1,25 [0,77; 1,94]
Tipo de parto:							
Cesário	991	223	1,00	121	1,00	101	1,00
Vaginal	867	246	1,26 [1,03; 1,54]*	174	1,64 [1,28; 2,11]*	70	0,79 [0,57; 1,09]
Tipo de gravidez:							
Única	1.820	429	1,00	267	1,00	159	1,00
Múltipla	41	40	4,14 [2,64; 6,49]*	28	4,66 [2,81; 7,62]*	12	3,35 [1,66; 6,31]*
Variáveis proximais							
Sexo:							
Masculino	875	201	1,00	123	1,00	75	1,00
Feminino	989	263	1,16 [0,94; 1,42]	170	1,22 [0,95; 1,57]	93	1,10 [0,80; 1,51]
Peso ao nascer (gramas):							
2.500 e +	1.704	143	1,00	69	1,00	72	1,00
< 2.500	160	326	24,28 [18,87; 31,42]*	226	34,88 [25,61; 48,06]*	99	14,64 [10,40; 20,72]*
Apgar 1o minuto:							
7 e +	1.705	214	1,00	126	1,00	87	1,00
< 7	128	235	14,63 [11,33; 18,98]*	155	16,39 [12,22; 22,08]*	78	11,94 [8,38; 17,04]*
Apgar 5o minuto:							
7 e +	1.822	305	1,00	180	1,00	122	1,00
< 7	12	142	70,69 [40,4; 135,98]*	100	84,35 [47,29; 164,53]*	42	52,27 [27,65; 106,2]*
Duração da gestação (semanas):							
37 e +	1.629	167	1,00	70	1,00	95	1,00
< 37	208	295	13,83 [10,92; 17,60]*	220	24,61 [18,23; 33,59]*	74	6,10 [4,35; 8,53]*

* p<0,05

Distribuição espacial da chance de morte infantil de todas as causas no DF em 2009:

A Figura 1 apresenta a distribuição espacial, na ZU do DF, de todos os óbitos em menores de 1 ano dos NV no ano de 2009 e dos controles selecionados (amostra de NV no ano de 2009). Observa-se maior concentração desses eventos nas RA de Taguatinga e Ceilândia (quadrante 2B), regiões essas com maior adensamento populacional. Visualmente é possível identificar ainda um corredor desses eventos (NV e mortes < 1 ano) que se estende desde essas RA (Taguatinga e Ceilândia) até a região do Plano Piloto, passando pelo Guará (quadrante 3 B). Outras concentrações mais isoladas refletem os centros mais populosos das demais RA do DF, tais como as regiões do Gama, Santa Maria, Sobradinho I, Sobradinho II e Planaltina (quadrantes 2A, 3C e 4C).

Figura 1. Distribuição espacial dos óbitos infantis por todas as causas e amostra de nascidos vivos, segundo local de residência. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.



Na Tabela 4 são apresentados os resultados dos modelos de regressão logística analisados (GAM e GAM espaciais) tendo como desfecho a chance de óbito infantil por todas as causas, com quatro abordagens distintas: sem covariáveis (modelo vazio – Modelo 1), com as covariáveis distais (Modelo 2 e 3), com as covariáveis distais e mediais (Modelos 4 e 5) e com as covariáveis distais, mediais e proximais (Modelos 6 e 7). A última linha da tabela mostra o AIC (Critério de Akaike). Esse parâmetro é sistematicamente menor para os modelos espaciais (GAM espacial, Modelos 3, 5 e 7) quando comparados aos modelos não espaciais, indicando que o lugar de residência (efeito espacial) é determinante para o óbito infantil, com exceção do Modelo 7, que não resultou em significância espacial.

A inclusão do termo suave espacial, até o Modelo 5, aumentou a força de associação de algumas covariáveis (número de consultas, idade da mãe e o tipo de gravidez). As covariáveis escolaridade e filhos nascidos mortos perderam a significância quando foi introduzido o termo espacial. Em geral, o melhor ajuste espacial, de acordo com o AIC (=1652), foi o Modelo 5.

No Modelo 7, as covariáveis proximais foram incluídas (características da criança) e pode ser notado que essas são fortes o suficiente para melhorar o ajuste geral do modelo AIC (1072), enquanto que o termo suave do modelo perde a sua significância. Vale lembrar que essas covariáveis são desfechos negativos da gravidez (baixo peso, prematuridade, Apgar no 1º e 5º minuto <7) fortemente preditoras da morte infantil. Além disso, essas variáveis sofrem influência das características inerentes ao espaço, podendo ser consideradas variáveis intermediária (ou mediadoras) no modelo causal entre o componente espacial e o risco de morte no primeiro ano de vida. Dessa forma, o ajuste por elas pode ser considerado excessivo, e o Modelo 5 é eleito como modelo final dessa etapa e orienta as análises seguintes.

Nas Figuras 2 e 3, são apresentadas as distribuições espaciais aferidas pelos Modelos 1 (Modelo vazio) e 5 (ajustado por covariáveis distais e mediais). As linhas vermelhas e azuis mostram respectivamente as áreas significantes de

maior e menor chance de óbito infantil (todas as causas), considerando um intervalo de confiança de 95%. O padrão espacial em ambos os mapas foi semelhante: a região de maior chance para o óbito infantil está situada nas RAs da Ceilândia e Taguatinga (quadrante 2B), uma área central extensa, que corresponde à região do SIA e Estrutural no Guará (3B), e em Sobradinho (3C). No Modelo 1 (sem covariáveis) ainda é possível identificar áreas de maior chance de óbito infantil nas RAs do Gama e Santa Maria (2A) e em Planaltina (4C). No entanto, após o controle de covariáveis (Modelo 5), observa-se redução da amplitude dos Odds Ratio associados ao espaço, indicando o poder explicativo das covariáveis incluídas no modelo: distais e mediais.

Tabela 4. Odds Ratio ajustado (com respectivos IC95%) e medidas de ajuste dos modelos de regressão logística (com e sem termo espacial) para avaliar a associação entre covariáveis selecionadas e a chance de morte infantil por todas as causas, Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.^a

Variáveis		Variáveis Distais		Variáveis Distais e Mediais		Variáveis Distais, Mediais e Proximais	
Categorias	Referência	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5 (Final)	Modelo 6	Modelo 7
		GAM OR [IC 95%]	GAM Espacial OR [IC 95%]	GAM OR [IC 95%]	GAM Espacial OR [IC 95%]	GAM OR [IC 95%]	GAM Espacial OR [IC 95%]
<i>Variáveis distais</i>							
Escolaridade	8 e + (anos)	1,26 [1,01; 1,57]*	1,26 [0,99; 1,61]	1,15 [0,88; 1,49]	1,25 [0,94; 1,67]	1,39 [0,99; 1,94]	1,38 [0,96; 1,99]
Estado civil da mãe	Casada	p>0,05	-	-	-	-	-
Raça/Cor	Branco	p>0,05	-	-	-	-	-
Ocupação da mãe	Grau univers.	p>0,05	-	-	-	-	-
<i>Variáveis mediais</i>							
Número de consultas	7 e +			3,58 [2,79; 4,60]*	4,03 [3,06; 5,30]*	1,76 [1,27; 2,45]*	1,76 [1,25; 2,50]*
Dia da semana do nascimento	Seg - sexta			p>0,05	-	-	-
Horário de nascimento	06-18hs			p>0,05	-	-	-
Natureza do Hospital	Não SUS			p>0,05	-	-	-
Idade da mãe	20-34 (anos)			1,46 [1,12; 1,90]*	1,52 [1,15; 2,01]*	1,38 [0,97; 1,94]	1,40 [0,98; 2,00]
Paridade (nasc. vivos)	1 e +			1,63 [1,26; 2,10]*	1,61 [1,23; 2,09]*	1,05 [0,75; 1,47]	1,05 [0,74; 1,49]
Paridade (nasc. mortos)	Nenhum			1,46 [1,04; 2,05]*	1,42 [0,99; 2,03]	1,22 [0,76; 1,92]	1,21 [0,75; 1,96]
Tipo de parto	Cesário			p>0,05	-	-	-
Tipo de gravidez	Única			3,76 [2,16; 6,51]*	4,1 [2,26; 7,43]*	0,88 [0,43; 1,78]	0,79 [0,37; 1,68]
<i>Variáveis proximais</i>							
Sexo	Masculino					p>0,05	-
Peso ao nascer	2.500 e + (gr)					7,49 [4,96; 11,35]*	7,68 [5,02; 11,73]*
Apgar 1o minuto	7 e +					3,44 [2,26; 5,20]*	3,39 [2,21; 5,20]*
Apgar 5o minuto	7 e +					9,63 [4,35; 22,95]*	9,63 [4,13; 22,49]*
Duração da gestação	37 e +					2,38 [1,57; 3,58]*	2,41 [1,57; 3,69]*
<i>Medidas de ajuste</i>							
Termo espacial**		-	<0,001	-	<0,001	-	0,15
AIC		2231	2198	1684	1652	1072	1080

Knots (pontos de inflexões) = 120

^a **Modelo 1** – Modelo Vazio: Sem covariáveis – Medida de ajuste do termo espacial = p<0,001 e AIC=2299.

* p<0,05; ** p valor dos termos de suavização espacial

Figura 2. Distribuição espacial da chance da Mortalidade infantil, todas as causas. Odds Ratio ajustado para as variáveis do modelo sem covariáveis. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.

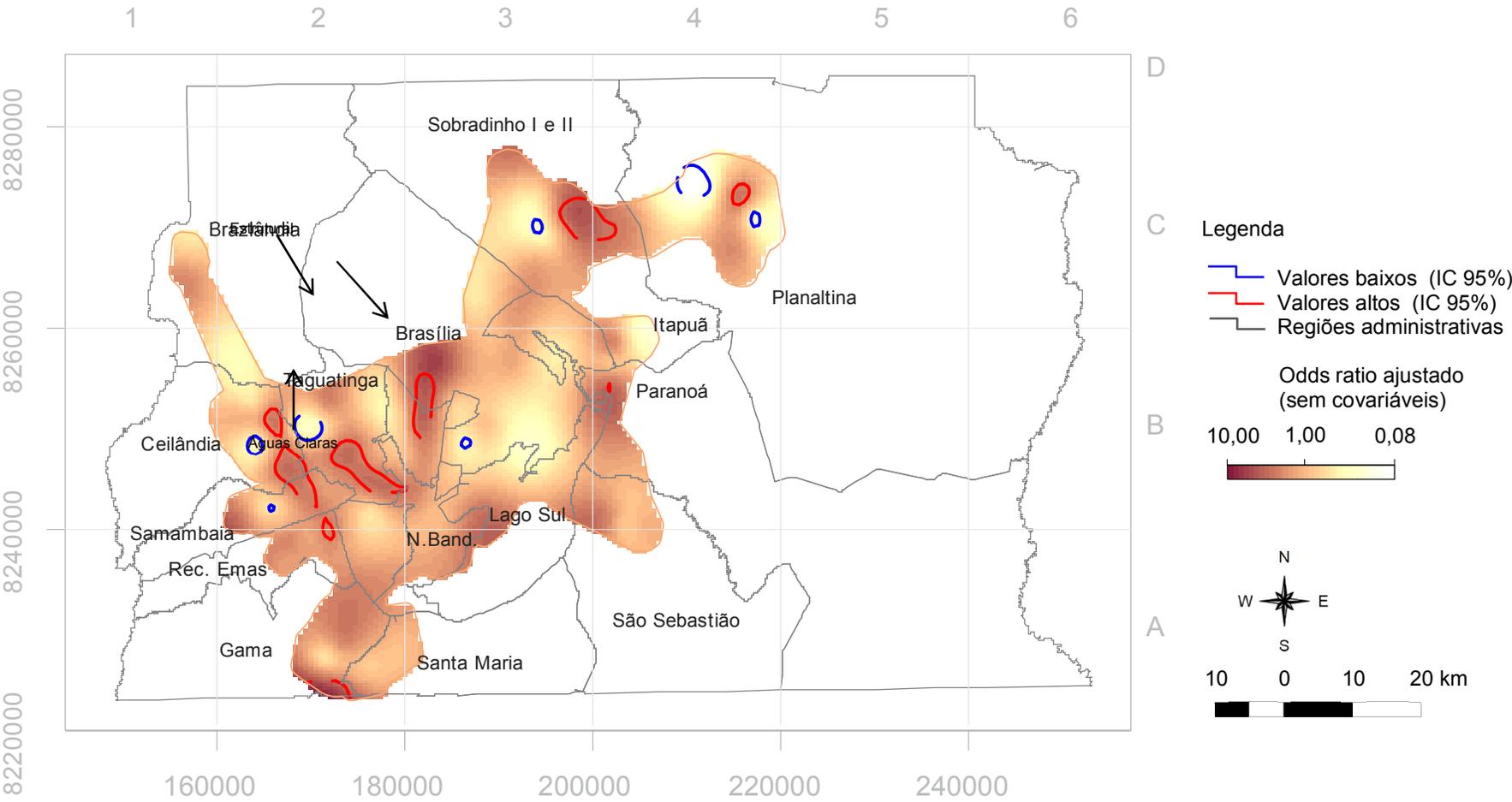
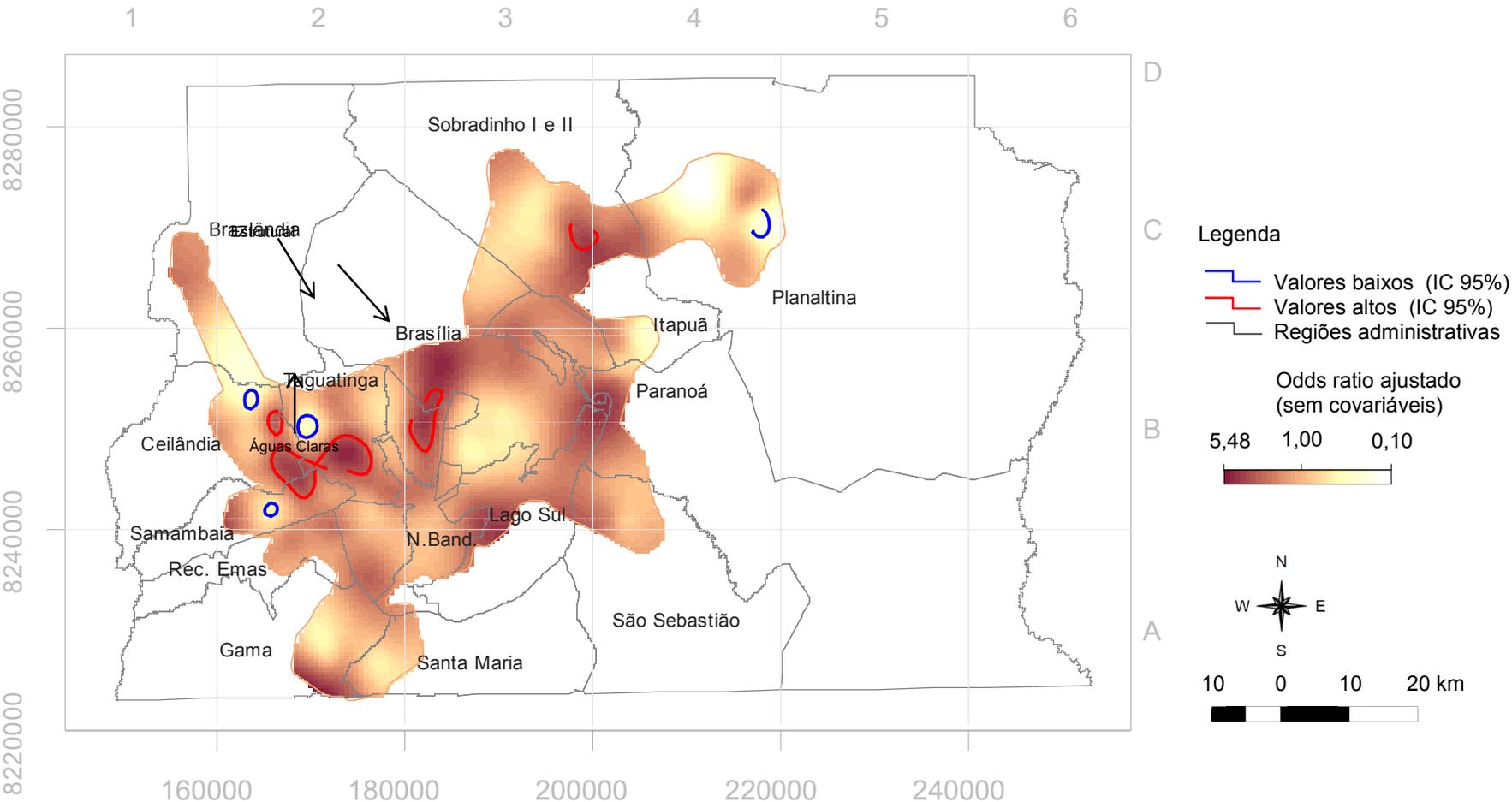


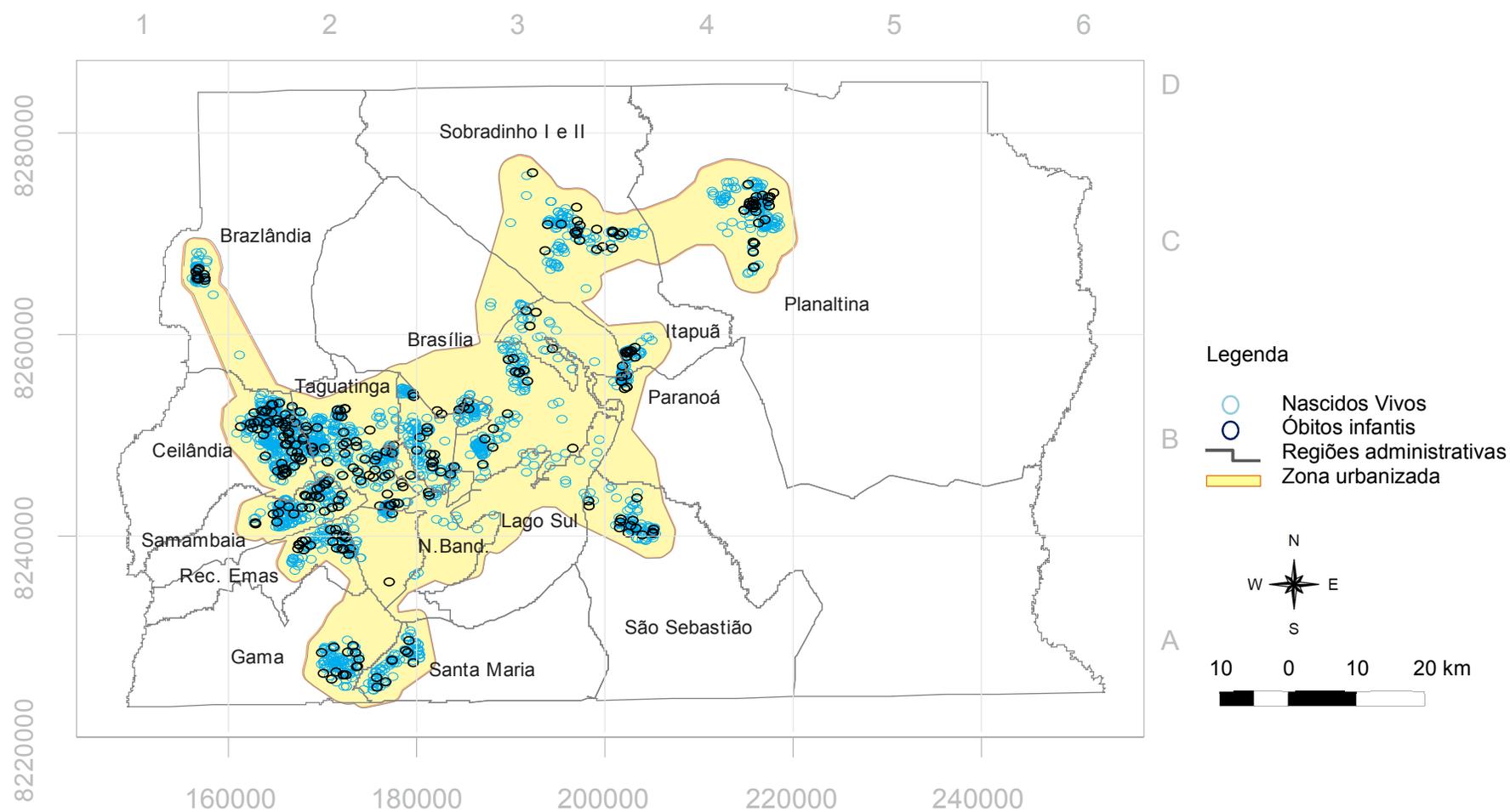
Figura 3. Distribuição espacial da chance da Mortalidade infantil, todas as causas. Odds Ratio ajustado para as variáveis do modelo medial. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.



Distribuição espacial da chance de morte infantil por causas evitáveis no DF em 2009:

A Figura 4 apresenta a distribuição espacial, na ZU do DF, dos óbitos por causas evitáveis em menores de 1 ano dos NV no ano de 2009 e dos controles selecionados (amostra de NV no ano de 2009). Observa-se que, como aqueles óbitos por todas as causas, a maior concentração desses eventos nas RA de Taguatinga e Ceilândia (quadrante 2B), bem como naquelas regiões de maiores centros populacionais nas RA do DF. Ainda é possível notar alguma desconcentração na zona mais central do DF nas RA de Brasília, Sudoeste e Lago Norte (3B).

Figura 4. Distribuição espacial dos óbitos infantis por causas evitáveis e nascidos vivos, segundo local de residência. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.



Na Tabela 5 são apresentados os resultados dos modelos de regressão logística analisados (GAM e GAM espaciais) tendo como desfecho a chance de óbito infantil por todas as causas, com quatro abordagens distintas, como anteriormente descrito, iniciando com o Modelo 1 (modelo vazio), até o Modelo 7, com todas as covariáveis e o termo espacial. O AIC é sistematicamente menor para os modelos espaciais (GAM espacial, Modelos 3, 5 e 7) quando comparados aos modelos não espaciais, indicando que o lugar de residência (efeito espacial) é determinante para o óbito infantil de causas evitáveis, com exceção do Modelo 7, que não resultou em significância espacial.

A inclusão do termo suave espacial, até o Modelo 5, aumentou a força de associação de algumas covariáveis (número de consultas, idade da mãe e o tipo de gravidez). Em geral, o melhor ajuste espacial, de acordo com o AIC (=1.264), foi o Modelo 5.

No Modelo 7, as covariáveis proximais foram incluídas (características da criança) e pode ser notado que essas são fortes o suficiente para melhorar o ajuste geral do modelo AIC (730,3), enquanto que o termo suave do modelo perde a sua significância. Vale lembrar que essas covariáveis são desfechos negativos da gravidez, fato já discutido anteriormente. Dessa forma, o ajuste por elas pode ser considerado excessivo, e o Modelo 5 foi eleito como modelo final dessa etapa e orienta as análises seguintes.

Nas Figuras 5 e 6, são apresentadas as distribuições espaciais aferidas pelos Modelos 1 (Modelo vazio) e 5 (ajustado por covariáveis distais e mediais). O padrão espacial em ambos os mapas foi semelhante: a região de maior chance para o óbito infantil está situada nas RA da Ceilândia e Taguatinga (quadrante 2B), uma área central extensa, que corresponde à região do SIA e Estrutural no Guará (3B), e em Sobradinho (3C). No Modelo 1 (sem covariáveis) ainda é possível identificar áreas de maior chance de óbito infantil nas RA do Gama e Santa Maria (2A) e em Planaltina (4C). No entanto, após o controle de covariáveis (Modelo 5), observa-se redução da amplitude dos Odds Ratio associados ao espaço, indicando o poder explicativo das covariáveis incluídas

no modelo: distais e mediais. Estes padrões se assemelham aos modelos apresentados para os órbitos por todas as causas.

Tabela 5. Odds Ratio ajustado (com respectivos IC95%) e medidas de ajuste dos modelos de regressão logística (com e sem termo espacial) para avaliar a associação entre covariáveis selecionadas e a chance de morte infantil por causas evitáveis, Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.^a

Variáveis		Variáveis Distais		Variáveis Distais e Mediais		Variáveis Distais, Mediais e Proximais	
Categorias	Referência	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5 (Final)	Modelo 6	Modelo 7
		GAM OR [IC 95%]	GAM Espacial OR [IC 95%]	GAM OR [IC 95%]	GAM Espacial OR [IC 95%]	GAM OR [IC 95%]	GAM Espacial OR [IC 95%]
<i>Variáveis distais</i>							
Escolaridade	8 e + (anos)	p>0,05	-	-	-	-	-
Estado civil da mãe	Casada	1,76 [1,33; 2,37]*	1,78 [1,31; 2,43]*	1,29 [0,92; 1,84]	1,37 [0,95; 1,99]	2,01 [1,25; 3,28]*	2,01 [1,24; 3,25]*
Raça/Cor	Branco	p>0,05	-	-	-	-	-
Ocupação da mãe	Grau univers.	p>0,05	-	-	-	-	-
<i>Variáveis mediais</i>							
Número de consultas	7 e +			3,93 [2,90; 5,37]*	4,51 [3,22; 6,31]*	1,69 [1,12; 2,56]*	1,69 [1,12; 2,56]*
Dia da semana do nascimento	Seg - sexta			p>0,05	-	-	-
Horário de nascimento	06-18hs			p>0,05	-	-	-
Natureza do Hospital	Não SUS			p>0,05	-	-	-
Idade da mãe	20-34 (anos)			1,50 [1,10; 2,04]*	1,55 [1,12; 2,15]*	1,49 [0,97; 2,27]	1,49 [0,97; 2,27]
Paridade (nasc. vivos)	1 e +			1,58 [1,18; 2,12]*	1,55 [1,13; 2,12]*	0,96 [0,64; 1,45]	0,96 [0,64; 1,45]
Paridade (nasc. mortos)	Nenhum			p>0,05	-	-	-
Tipo de parto	Cesário			p>0,05	-	-	-
Tipo de gravidez	Única			3,57 [1,88; 6,58]*	3,8 [1,93; 7,46]*	0,64 [0,26; 1,47]	0,64 [0,27; 1,51]
<i>Variáveis proximais</i>							
Sexo	Masculino					p>0,05	-
Peso ao nascer	2.500 e + (gr)					8,11 [4,86; 13,59]*	8,11 [4,85; 13,55]*
Apgar 1o minuto	7 e +					2,81 [1,68; 4,65]*	2,81 [1,69; 4,67]*
Apgar 5o minuto	7 e +					12,13 [4,97; 31,13]*	12,13 [4,86; 30,3]*
Duração da gestação	37 e +					4,06 [2,46; 6,67]*	4,06 [2,47; 6,68]*
<i>Medidas de ajuste</i>							
Termo espacial**			0,004		0,001		0,82
AIC		1.663	1.661	1.275	1.264	730,6	730,6

Knots (pontos de inflexões) = 100

^a **Modelo 1** – Modelo Vazio: Sem covariáveis – Medida de ajuste do termo espacial: p=0,002 e AIC=1.719.

* p<0,05; ** p valor dos termos de suavização espacial

Figura 5. Distribuição espacial da chance da Mortalidade infantil, causas evitáveis (Modelo 1). Odds Ratio ajustado para as variáveis do modelo sem covariáveis. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.

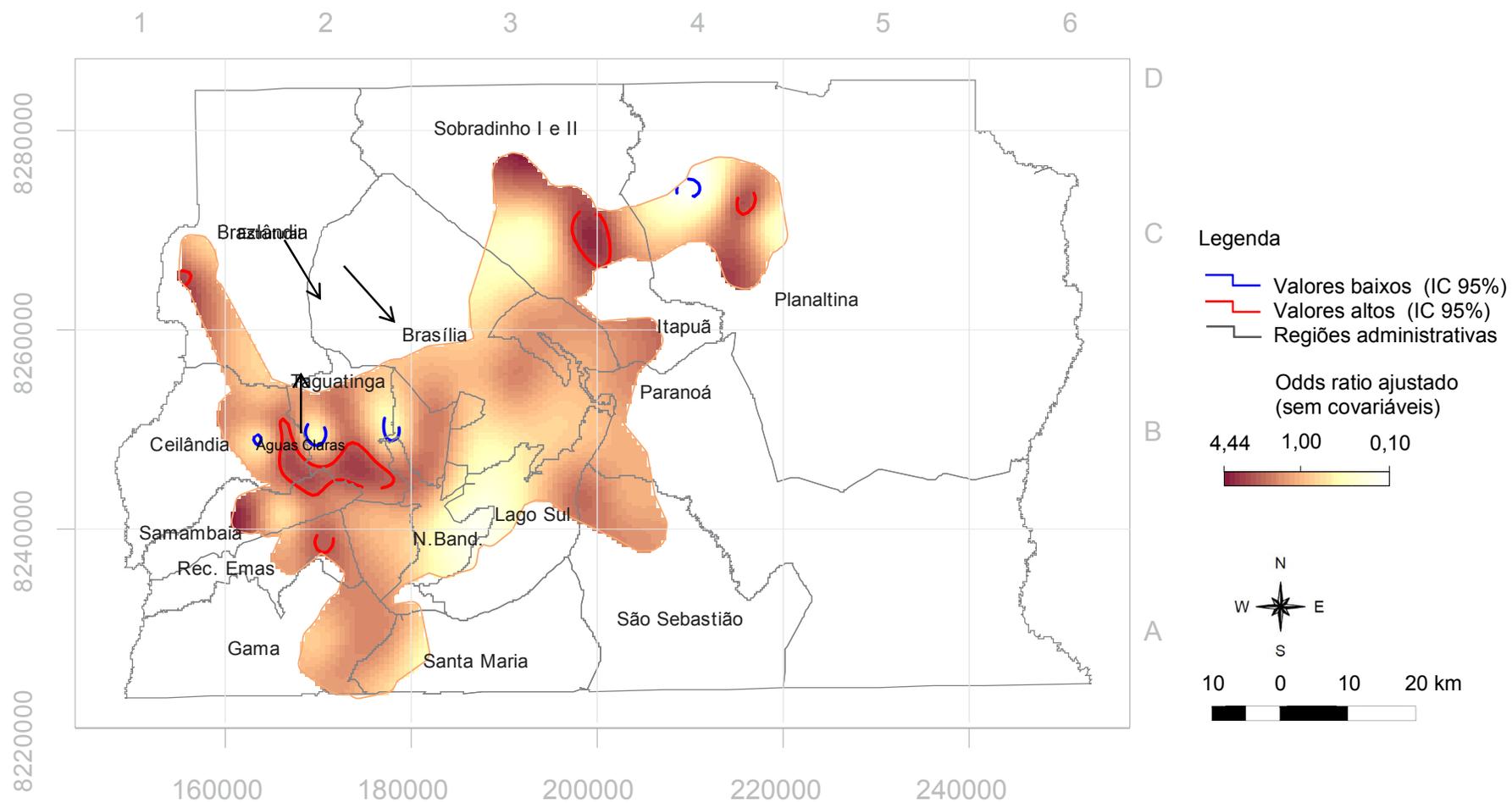
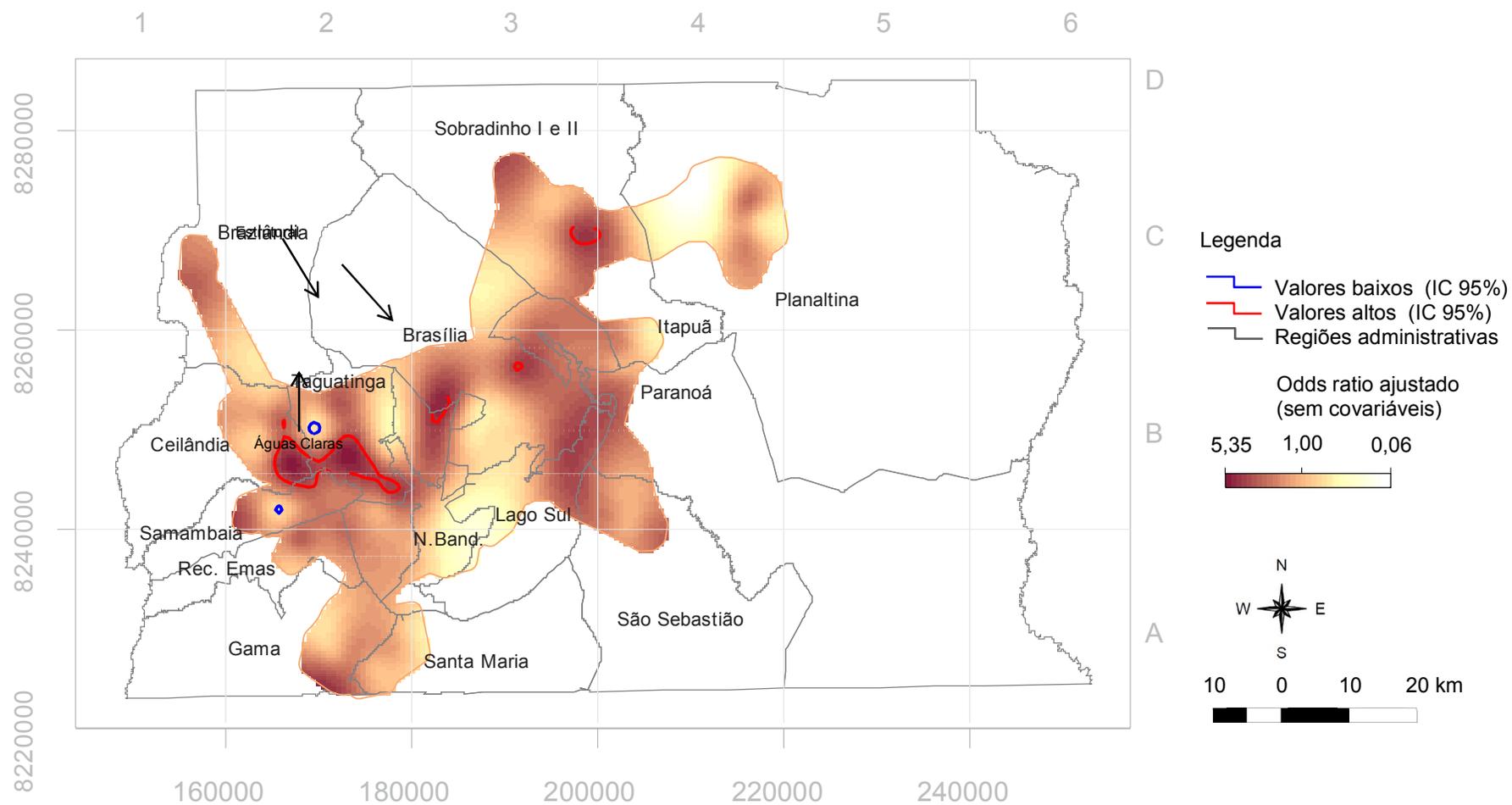


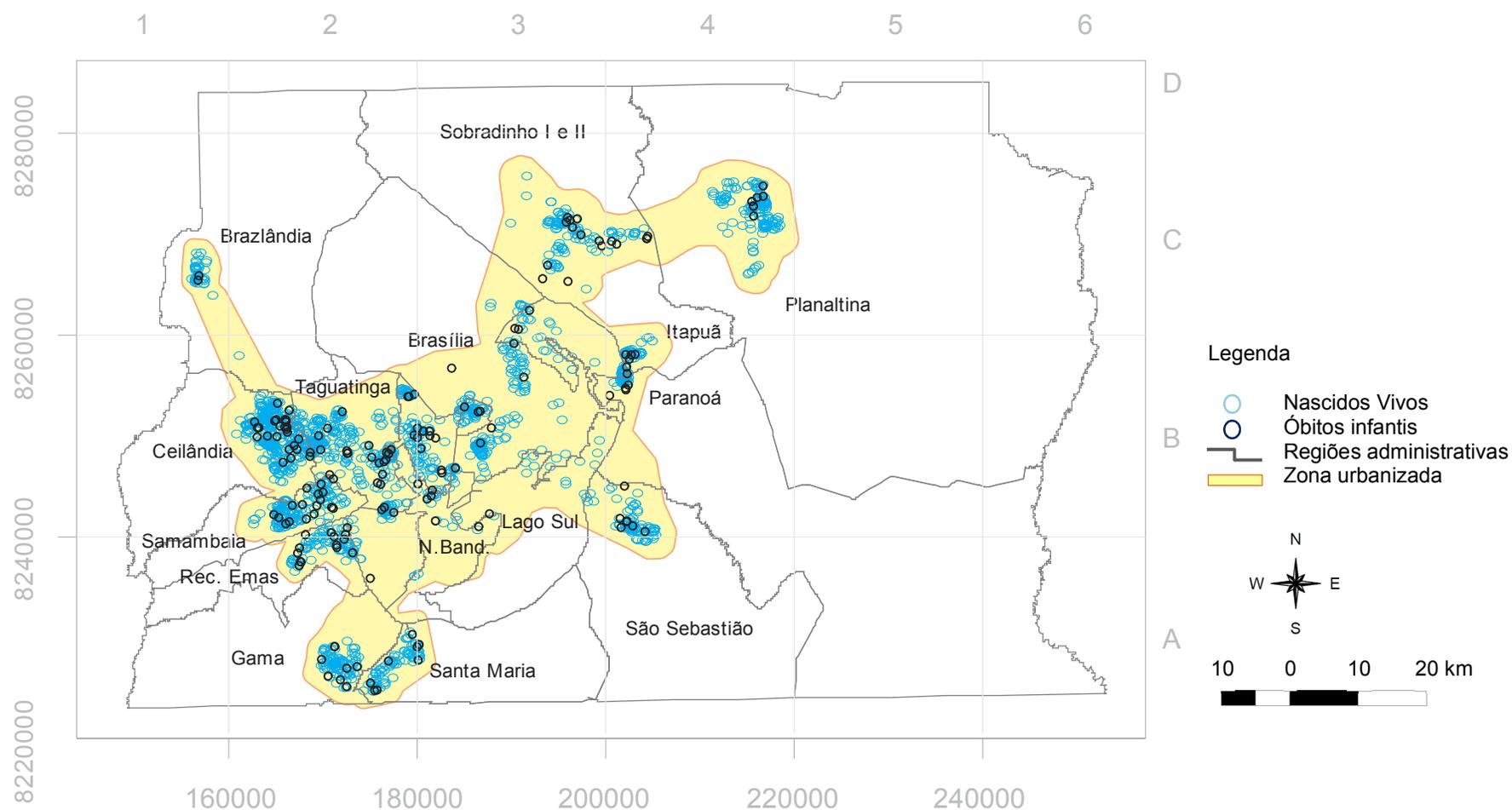
Figura 6. Distribuição espacial da chance da Mortalidade infantil, causas evitáveis. Odds Ratio ajustado para as variáveis do Modelo 5. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.



Distribuição espacial da chance de morte infantil por causas não evitáveis no DF em 2009:

A distribuição espacial dos óbitos de causas não evitáveis (Figura 7) na ZU do DF apresenta grande semelhança com aqueles de causas evitáveis, porém mais dispersos devido ao menor número. Ainda assim, é possível notar excessos nas RAs de Ceilândia e Taguatinga (2E) até mesmo porque nestas regiões se concentram o maior número de NV.

Figura 7. Distribuição espacial dos óbitos infantis por causas não evitáveis e nascidos vivos, segundo local de residência. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.



Na Tabela 6 são apresentados os resultados dos modelos de regressão logística analisados (GAM e GAM espaciais) tendo como desfecho a chance de óbito infantil por todas as causas, com quatro abordagens distintas, como anteriormente descrito, iniciando com o Modelo 1 (modelo vazio), até o Modelo 7, com todas as covariáveis e o termo espacial. O AIC é sistematicamente menor para os modelos espaciais (GAM espacial, Modelos 3, 5 e 7) quando comparados aos modelos não espaciais, indicando que o lugar de residência (efeito espacial) é determinante para o óbito infantil de causas não evitáveis, com exceção do Modelo 7, que não resultou em significância espacial.

A inclusão do termo suave espacial, no Modelo 5, aumentou a força de associação de algumas covariáveis (número de consultas e o tipo de gravidez). Em geral, o melhor ajuste espacial, de acordo com o AIC (=989,7), foi o Modelo 5.

As covariáveis distais (características socioeconômicas) não foram significativas.

No Modelo 7, as covariáveis proximais foram incluídas (características da criança) e pode ser notado que essas são fortes o suficiente para melhorar o ajuste geral do modelo AIC (713,9), enquanto que o termo suave do modelo também perde a sua significância, como visto nos desfechos descritos anteriormente. O Modelo 5 é eleito como modelo final dessa etapa e orienta as análises seguintes.

Nas figuras 8 e 9, o controle de covariáveis do modelo medial aumentou a amplitude do Odds Ratio ajustado, possivelmente por proporcionar o espalhamento de altas taxas significantes nas RA do Guará (região da Estrutural) e Taguatinga (2-3B) que anteriormente não foi apontado.

Tabela 6. Odds Ratio ajustado (com respectivos IC95%) e medidas de ajuste dos modelos de regressão logística (com e sem termo espacial) para avaliar a associação entre covariáveis selecionadas e a chance de morte infantil por causas não evitáveis, Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.^a

Variáveis		Variáveis Distais		Variáveis Distais e Mediais		Variáveis Distais, Mediais e Proximais	
Categorias	Referência	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5 (Final)	Modelo 6	Modelo 7
		GAM OR [IC 95%]	GAM Espacial OR [IC 95%]	GAM OR [IC 95%]	GAM Espacial OR [IC 95%]	GAM OR [IC 95%]	GAM Espacial OR [IC 95%]
<i>Variáveis distais</i>							
Escolaridade	8 e + (anos)	p>0,05	-	-	-	-	-
Estado civil da mãe	Casada	p>0,05	-	-	-	-	-
Raça/Cor	Branco	p>0,05	-	-	-	-	-
Ocupação da mãe	Grau univers.	p>0,05	-	-	-	-	-
<i>Variáveis mediais</i>							
Número de consultas	7 e +			3,03 [2,13; 4,34]*	3,53 [2,41; 5,17]*	1,77 [1,15; 2,72]*	1,86 [1,18; 2,93]*
Dia da semana do nascimento	Seg - sexta			p>0,05	-	-	-
Horário de nascimento	06-18hs			p>0,05	-	-	-
Natureza do Hospital	Não SUS			p>0,05	-	-	-
Idade da mãe	20-34 (anos)			p>0,05	-	-	-
Paridade (nasc. vivos)	1 e +			1,46 [1,03; 2,07]*	1,42 [0,99; 2,03]	1,08 [0,71; 1,65]	1,05 [0,68; 1,63]
Paridade (nasc. mortos)	Nenhum			p>0,05	-	-	-
Tipo de parto	Cesário			0,65 [0,45; 0,92]*	0,68 [0,47; 0,98]*	0,72 [0,47; 1,11]	0,76 [0,48; 1,19]
Tipo de gravidez	Única			3,01 [1,36; 6,12]*	3,12 [1,42; 6,87]*	1,31 [0,53; 2,99]	1,26 [0,50; 3,16]
<i>Variáveis proximais</i>							
Sexo	Masculino					p>0,05	-
Peso ao nascer	2.500 e + (gr)					8,52 [5,46; 13,32]*	8,46 [5,32; 13,46]*
Apgar 1o minuto	7 e +					3,43 [2,04; 5,66]*	3,59 [2,12; 6,08]*
Apgar 5o minuto	7 e +					10,79 [4,49; 27,22]*	10,73 [4,16; 27,65]*
Duração da gestação	37 e +					p>0,05	-
<i>Medidas de ajuste</i>							
Termo espacial**					<0,001		0,11
AIC				989,7	981,5	710,5	713,9

Knots (pontos de inflexões) = 120

^a **Modelo 1** – Modelo Vazio: Sem covariáveis – Medida de ajuste do termo espacial: p=0,02 e AIC=1.175.

* p<0,05; ** p valor dos termos de suavização espacial.

Figura 8. Distribuição espacial da chance da Mortalidade infantil, causas não evitáveis. Odds Ratio ajustado para as variáveis do modelo sem covariáveis. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.

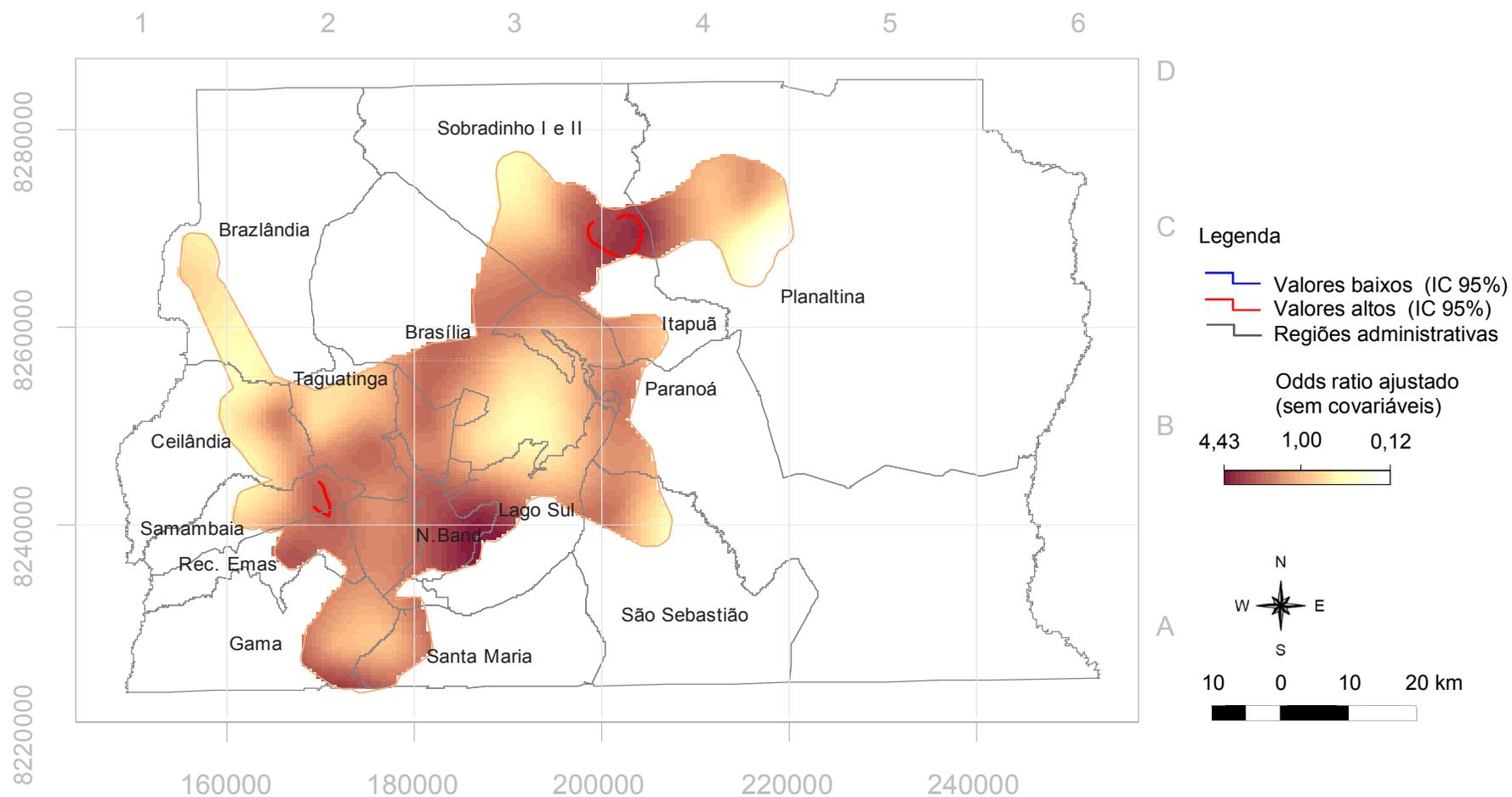
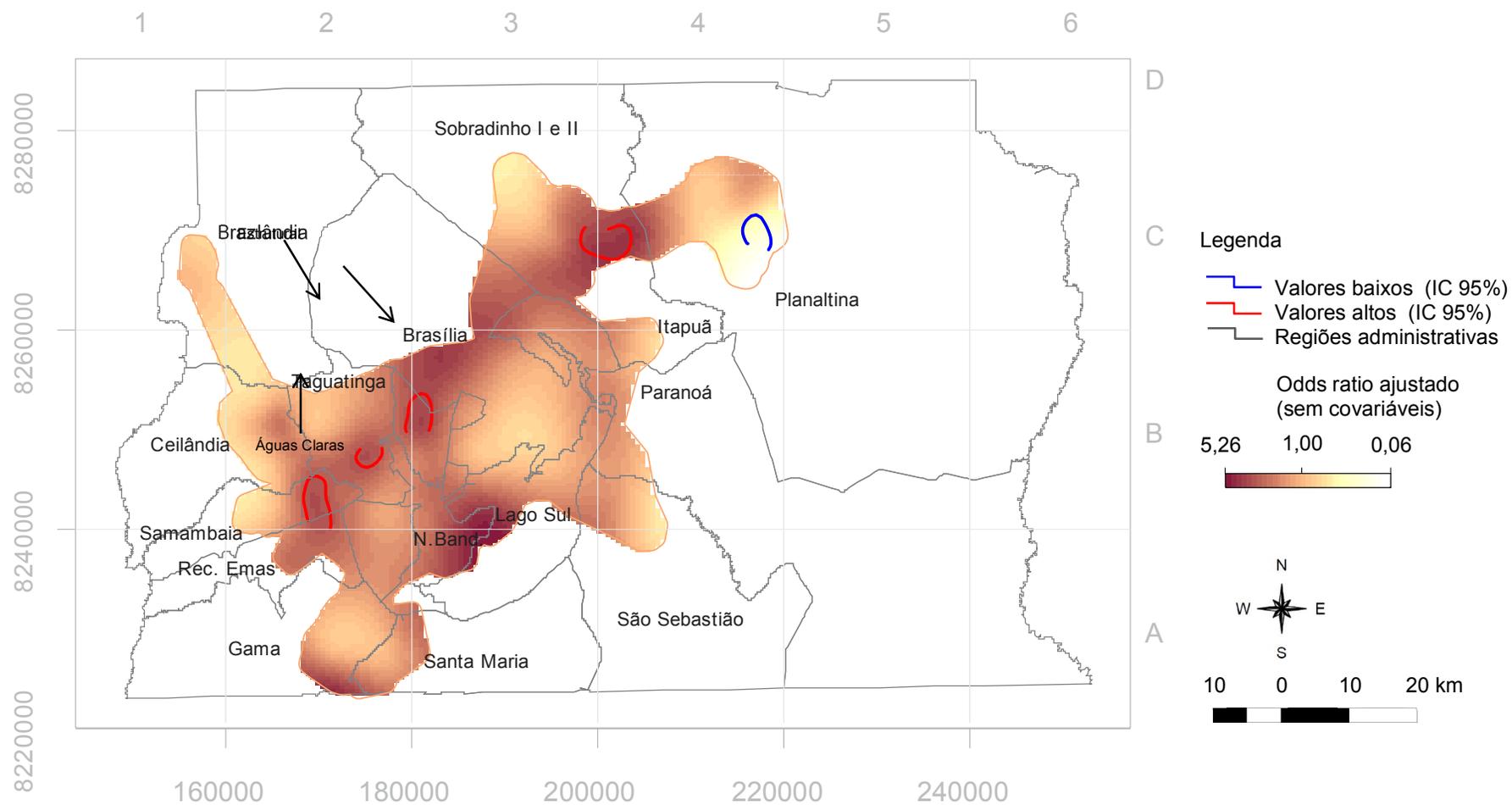


Figura 9. Distribuição espacial da chance da Mortalidade infantil, causas não evitáveis. Odds Ratio ajustado para as variáveis do modelo medial. Zona urbanizada do Distrito Federal, 2009.



DISCUSSÃO

Este trabalho discute duas questões referentes à morte infantil na ZU do DF em 2009: a identificação de fatores associados com a chance do óbito infantil (total, por causas evitáveis e não evitáveis) e a relevância da localização geográfica após ajuste por covariáveis.

A chance do óbito infantil na população dos nascidos em 2009 foi de 12,21 ‰ NV. De forma geral, o DF tem apresentado uma das mais baixas TMI entre as UF no Brasil. No entanto, uma grande parcela dos óbitos infantis no DF, quase 2/3 de sua composição, é atribuída às causas evitáveis, indicando a possibilidade de serem eliminadas ou reduzidas por ações do Sistema Único de Saúde do Brasil (Victora et al., 2011). Vale destacar que muitos países do mundo (n=54 em anos recentes) já alcançaram TMI <10 óbitos por 1.000 NV, mostrando que ainda existe espaço para redução desse indicador no DF (Jeremic et al., 2011).

Com relação a variáveis socioeconômicas (distais), a única associação encontrada foi entre estado civil (não casadas OR=1,78) e chance de óbito infantil por causas evitáveis. O óbito infantil esteve associado ao estado conjugal da mãe também em outros estudos recentes no Brasil (Maia et al., 2012, Zanini et al., 2011). A falta de suporte emocional e econômico familiar, aumentando, portanto a vulnerabilidade social da família cujas mães eram solteiras, viúvas ou separadas talvez expliquem esses achados (Jobim & Aerts, 2008). Por outro lado, estudos têm demonstrado que outros indicadores socioeconômicos e de estrutura de saúde estão associados à mortalidade infantil, em particular com mortes por causas evitáveis, nas unidades geográficas do Brasil (Boing & Boing, 2008; Gonçalves et al., 2011, Lansky et al., 2007, Guimarães et al., 2003). Isso não pode ser confirmado com os nossos resultados. Embora exista grande desigualdade de renda e condições de vida no DF, em nosso estudo observa-se certa homogeneidade das variáveis escolaridade, raça/cor e ocupação. Além disso, essas variáveis têm problemas de validade e completude em sua mensuração nos sistemas de

informação. Esses fatores podem ter contribuído com erro classificatório distorcendo os resultados e impedindo a identificação de associações estatisticamente significativas com a chance morte infantil.

Em relação às variáveis consideradas no nível hierárquico medial, o número de consultas de pré-natal esteve mais fortemente associado ao óbito infantil tanto pelas causas evitáveis quanto pelas não evitáveis (OR>3): Indicando que mulheres que tiveram <7 consultas, apresentaram chance >3 vezes de seu filho morrer antes de 1 ano de idade que as demais. Ações relacionadas ao aumento do número de consultas de pré-natal são fomentadas por políticas governamentais importantes pelo poder de prevenção de doenças e possibilidades de intervenção precoce nas situações de morbidades fetais e maternas detectadas. Porém, vale notar que ainda assim o pré-natal no Brasil – e particularmente no DF - não apresenta alto grau de universalização. No presente estudo 1/3 dos controles e 2/3 dos casos tiveram <7 consultas de pré-natal. Consequentemente, este e outros estudos continuam detectando associações entre as baixas coberturas de consultas de pré-natal e a chance de morte infantil (Nascimento et al., 2000; Zanini et al. 2011; Maia et al., 2012). Este e outros indicadores desse nível hierárquico permitem a avaliação da qualidade da atenção em saúde no momento da gravidez, parto e puerpério, que são fatores importantes para redução da mortalidade infantil (Jobim & Aerts, 2008).

Como esperado, no presente estudo, tipo de gravidez (única ou múltipla) também esteve associado aos desfechos estudados. Evidentemente, quando ajustada pelas variáveis do modelo proximal (tais como o baixo peso ao nascer e a duração da gestão), que são fatores comuns entre as gestações gemelares, a variável tipo de gravidez perde significância estatística (Maia et al., 2012).

A idade da mãe (em idade extremas: <20 e >34 anos) foi um fator importante associado à chance de morte infantil (todas as causas e por causas evitáveis) no DF. Outros estudos têm encontrado resultados semelhantes, enfatizando

que essa variável deva ser levada em consideração no contexto do planejamento familiar, com especial relevância no momento vivenciado no Brasil de rápida transição demográfica e aumento gradativo da idade materna (Jobim & Aerts, 2008, Ribeiro et al., 2009, Maia et al., 2012).

O tipo de parto (vaginal ou cesáreo) é uma variável que merece atenção. Quando no modelo multivariado espacial neste estudo, o parto vaginal apresentou associação estatisticamente significativa com redução de chance de óbito infantil por causas não evitáveis após ajuste das demais variáveis no modelo (número de consultas, tipo de gravidez e termo espacial). Fato contrário (parto vaginal como fator associado ao aumento da chance de morte infantil) tem sido demonstrado em outros trabalhos (Zanini et al., 2011, Morais Neto & Barros, 2000). Uma vez que o parto vaginal é mais frequente proporcionalmente no âmbito dos hospitais públicos, que atendem uma população mais vulnerável, falha no ajuste dessa associação poderia justificar o resultado de maior risco de morte materna e infantil. O presente estudo encontrou essa associação protetora após ajuste de variáveis relevantes e permite levantar hipóteses sobre os benefícios do parto vaginal.

No presente estudo, o termo espacial permaneceu estatisticamente associado à chance de morte infantil (total, por causas evitáveis e por causas não evitáveis) na ZU do DF em 2009, mesmo após ajuste das variáveis socioeconômicas (distais: estado civil da mãe) e variáveis mediais (número de consultas de pré-natal, idade da mãe e tipo de gravidez). A análise espacial das causas de óbito infantil permite refletir sobre diferenciais intraurbanos e indicar geograficamente grupos populacionais mais vulneráveis. Trabalhos têm evidenciado associações de desigualdades sociais e óbito infantil e neonatal em escalas regionais e a sua reprodução em escala local, em espaços urbanos de cidades brasileiras (Dias et al., 2002, de Oliveira et al., 2013, Guimarães 2003).

Nossos resultados identificaram áreas (“hot spot”) significativas estatisticamente com alta chance de morte infantil, após ajustes, que estão

principalmente concentradas em zonas periféricas do DF. Trabalhos têm destacado que a forma de organização espacial das cidades e as desigualdades sociais intraurbanas têm efeitos sobre a saúde da população (Almeida & Barros, 2004a, Abel, 2008, Costa et al., 2001, Barros et al., 2010, Mayer, 1983, Pinto et al., 2013, Boing & Boing, 2008). A magnitude dos diferenciais de mortalidade infantil do espaço-população da ZU do DF provavelmente refletem as desigualdades da ocupação e a apropriação do espaço pela população, formando conglomerados com padrões similares entre si, onde os grupos populacionais experimentam diferentes riscos de adoecer e morrer.

A análise espacial da mortalidade infantil tem sido realizada, de forma geral, utilizando modelos ecológicos, aproveitando a grande oferta de dados agregados segundo alguma forma de representação geográfica, como as regiões políticas e administrativas. Nesta perspectiva, os autores assumem homogeneidade das observações nas unidades de observação. Limitações encontradas nesta abordagem estão ligadas a falácia ecológica, ou de efeito de escala ou efeito de zoneamento, seja pela forma geográfica de apresentação dos dados espaciais, ou pela suposição de similaridades internas das unidades de observação, resultando em distintas estimativas de acordo com a forma e agregação utilizada. Este problema é conhecido como “problema da unidade de área modificável” (MAUP - Modifiable Areal Unit Problem) (Wong, 2004), cujo resultado pode indicar aumento de correlações de acordo com a escala adotada (Dias et al., 2002, Barcellos et al., 2003). Para superar essa limitação, este trabalho mostra a possibilidade da obtenção de superfícies contínuas de estimativas de risco, utilizando as localizações pontuais dos eventos estudados, por meio de tecnologia disponível para uma área urbana sem cadastro digital para fins de georeferenciamento pontual.

Limitações deste trabalho devem ser observadas. Os achados deste estudo, por se tratar de dados secundários, podem ter sido afetados pela cobertura e qualidade dessas bases de dados. Em particular, existe a possibilidade de perda, subregistro, e/ou erros na classificação da causa de morte infantil

diferencial segundo RA. Essas imperfeições podem afetar as diferenças identificadas quanto à distribuição geográfica dos eventos de interesse. (Afonso et al., 2007), No entanto, é reconhecida a qualidade dos Sistemas de Informação em Saúde do DF, o que deve ter minimizada essa limitação (RIPSA, 2008).

CONCLUSÃO

O presente estudo identificou alta proporção de mortes infantis por causas evitáveis, maior chance de morte infantil associada ao menor número de consultas de pré-natal, à idade materna situada nos extremos e a gravidez múltipla, e distribuição espacial heterogênea desses eventos na ZU do DF. As mortes por causas evitáveis podem ser potencialmente reduzidas por meio de investimentos em programas e ações voltadas ao fortalecimento do Sistema Único de Saúde. Neste trabalho, foram associadas um conjunto de causas de óbito que passíveis de prevenidos por melhorias na promoção, proteção ou cuidado à saúde. A persistente distribuição heterogenia estatisticamente significativa da chance de morte infantil em algumas RA da ZU do DF, ainda que ajustada por covariáveis sugere a forte associação desse evento com o território onde vivem as pessoas e tudo o que ele determina. Investimentos para a superação da elevada mortalidade infantil nessas RA necessitam ser orientados às populações mais vulneráveis do DF. Os resultados sugerem ainda a existência de desigualdades nas condições de vida da população, o que pode estar contribuindo de forma decisiva para o padrão espacial detectado. A superação dessa condição passa pelo estabelecimento de políticas voltadas a ações mais abrangentes para a melhoria das condições de vida da população e a superação das iniquidades sociais.

BIBLIOGRAFIA

- ABEL, T. 2008. Cultural capital and social inequality in health. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 62, e13.
- AFONSO, D. C. C., LOSCHI, R. H. & FRANÇA, E. B. 2007. Mortalidade neonatal precoce hospitalar em Minas Gerais: associação com variáveis assistenciais ea questão da subnotificação. Publicação: *Revista Brasileira de Epidemiologia*, 10, 223-38.
- ALMEIDA, S. D. D. M. & BARROS, M. B. D. A. 2004a. Atenção à saúde e mortalidade neonatal: estudo caso-controle realizado em Campinas, SP. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, 7, 22-35.
- ALMEIDA, S. D. D. M. & BARROS, M. B. D. A. 2004b. Health care and neonatal mortality. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, 7, 22-35.
- ANDRADE, S. M. D., SOARES, D. A., MATSUO, T., SOUZA, R. K. T. D., MATHIAS, T. A. D. F., IWAKURA, M. L. H. & ZEQUIM, M. A. 2006. Condições de vida e mortalidade infantil no Estado do Paraná, Brasil, 1997/2001. *Cadernos de Saúde Pública*, 22, 181-189.
- BADDELEY, A. & TURNER, R. 2005. spatstat: An R Package for Analyzing Spatial Point Patterns. *Journal of Statistical Software*, 12.
- BAILEY, T. C. & GATRELL, A. C. 1995. *Interactive spatial data analysis*, Harlow, Longman.
- BAMBANG, S., SPENCER, N. J., LOGAN, S. & GILL, L. 2000. Cause-specific perinatal death rates, birth weight and deprivation in the West Midlands, 1991–93. *Child: Care, Health and Development*, 26, 73-82.
- BARCELLOS, C., LAMMERHIRT, C. B., ALMEIDA, M. A. B. D. & SANTOS, E. D. 2003. Distribuição espacial da leptospirose no Rio Grande do Sul, Brasil: recuperando a ecologia dos estudos ecológicos. *Cadernos de Saúde Pública*, 19, 1283-1292.
- BARROS, F., BHUTTA, Z., BATRA, M., HANSEN, T., VICTORA, C., RUBENS, C. & GROUP, T. G. R. 2010. Global report on preterm birth and stillbirth (3 of 7): evidence for effectiveness of interventions. *BMC Pregnancy and Childbirth*, 10, S3.
- BATISTA, R. V., DUARTE, E. C., SARDINHA, L. M. V. & OLIVEIRA, J. M. D. 2011. Evolução da mortalidade infantil por causas evitáveis: série histórica 1997-2006, Distrito Federal. *Comun. ciênc. saúde*, 21, 201-210.

- BOING, A. F. & BOING, A. C. 2008. Mortalidade infantil por causas evitáveis no Brasil: um estudo ecológico no período 2000-2002. *Cadernos de Saúde Pública*, 24, 447-455.
- COSTA, M. D. C. N., DE ALMEIDA AZI, P., PAIM, J. S. & DA SILVA, L. M. V. 2001. Mortalidade infantil e condições de vida: a reprodução das desigualdades sociais em saúde na década de 90 Infant mortality and living conditions: the reproduction of social inequalities. *Cad. Saúde Pública*, 17, 555-567.
- COSTA, M. D. C. N. & TEIXEIRA, M. D. G. L. C. 1999. A concepção de "espaço" na investigação epidemiológica. *Cadernos de Saúde Pública*, 15, 271-279.
- DA SILVA, J. B. & BARROS, M. B. A. 2002. Epidemiologia e desigualdade: notas sobre a teoria ea história. *Rev Panam Salud Pública*, 12, 375.
- DE OLIVEIRA, G. S., DE MELO LIMA, M. C. B., DE OLIVEIRA LYRA, C., DA COSTA OLIVEIRA, A. G. R. & FERREIRA, M. A. F. 2013. Desigualdade espacial da mortalidade neonatal no Brasil: 2006 a 2010. *Ciência & Saúde Coletiva*, 18, 2431-2441.
- DIAS, T. D. L., OLIVEIRA, M., CÂMARA, G. & CARVALHO, M. S. 2002. Problemas de escala ea relação área-indivíduo em análise espacial de dados censitários. *Informática Pública*, 4, 89-104.
- FISCHER, T. K., LIMA, D., ROSA, R., OSÓRIO, D. & BOING, A. F. 2007. A mortalidade infantil no Brasil: série histórica entre 1994-2004 e associação com indicadores socioeconômicos em municípios de médio e grande porte. *Medicina (Ribeirao Preto. Online)*, 40.
- GONÇALVES, A. C., COSTA, M. D. C. N. & BRAGA, J. U. 2011. Análise da distribuição espacial da mortalidade neonatal e de fatores associados, em Salvador, Bahia, Brasil, no período 2000-2006. *Cadernos de Saúde Pública*, 27, 1581-1592.
- GONCALVES, A. C., COSTA, M. D. C. N., PAIM, J. S., SILVA, L. M. V. D., BRAGA, J. U. & BARRETO, M. 2013. Social inequalities in neonatal mortality and living condition. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, 16, 682-691.
- GUIMARÃES, M. J. B., MARQUES, N. M., MELO FILHO, D. A. & SZWARCOWALD, C. L. 2003. Condição de vida e mortalidade infantil: diferenciais intra-urbanos no Recife, Pernambuco, Brasil *Cad. Saúde Pública*, 19, 1413-1424.

- HIJMANS, R., PHILLIPS, S., LEATHWICK, J. & ELITH, J. 2012. *dismo*: Species distribution modeling. R package version 0.6-3. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- JEREMIC, V., SEKE, K., RADOJICIC, Z., JEREMIC, D., MARKOVIC, A., SLOVIC, D. & ALEKSIC, A. 2011. Measuring health of countries: a novel approach. *HealthMED*, 5.
- JOBIM, R. & AERTS, D. 2008. Mortalidade infantil evitável e fatores associados em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil, 2000-2003 Avoidable infant mortality and associated factors in Porto Alegre, Southern Brazil, 2000-2003. *Cad. Saúde Pública*, 24, 179-187.
- KAWACHI, I., SUBRAMANIAN, S. V. & ALMEIDA-FILHO, N. 2002. A glossary for health inequalities. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 56, 647-652.
- KELSALL, J. E. & DIGGLE, P. J. 1998. Spatial variation in risk of disease: a nonparametric binary regression approach. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*, 47, 559-573.
- LANSKY, S., FRANÇA, E. & KAWACHI, I. 2007. Social inequalities in perinatal mortality in Belo Horizonte, Brazil: the role of hospital care. *American journal of public health*, 97, 867.
- LANSKY, S., FRANÇA, E. & LEAL, M. D. C. 2002. Mortalidade perinatal e evitabilidade: revisão da literatura. *Revista de Saúde Pública*, 36, 759-772.
- LIU, L., JOHNSON, H. L., COUSENS, S., PERIN, J., SCOTT, S., LAWN, J. E., RUDAN, I., CAMPBELL, H., CIBULSKIS, R., LI, M., MATHERS, C. & BLACK, R. E. 2012. Global, regional, and national causes of child mortality: an updated systematic analysis for 2010 with time trends since 2000. *The Lancet*, 379, 2151-2161.
- MACINKO, J., DE FÁTIMA MARINHO DE SOUZA, M., GUANAIS, F. C. & DA SILVA SIMÕES, C. C. 2007. Going to scale with community-based primary care: An analysis of the family health program and infant mortality in Brazil, 1999–2004. *Social Science & Medicine*, 65, 2070-2080.
- MAGALHÃES, R., BURLANDY, L. & SENNA, M. D. C. M. 2007. Desigualdades sociais, saúde e bem-estar: oportunidades e problemas no horizonte de políticas públicas transversais. *Ciência & Saúde Coletiva*, 12, 1415-1421.

- MAIA, L. T. D. S., SOUZA, W. V. D. & MENDES, A. D. C. G. 2012. Diferenciais nos fatores de risco para a mortalidade infantil em cinco cidades brasileiras: um estudo de caso-controle com base no SIM e no SINASC. *Cadernos de Saúde Pública*, 28, 2163-2176.
- MALTA, D. C. & DUARTE, E. C. 2007. Causas de mortes evitáveis por ações efetivas dos serviços de saúde: uma revisão da literatura. *Ciênc Saúde Coletiva*, 12, 765-76.
- MALTA, D. C., DUARTE, E. C., ALMEIDA, M. F. D., DIAS, M. A. D. S., MORAIS NETO, O. L. D., MOURA, L. D., FERRAZ, W. & SOUZA, M. D. F. M. D. 2007. Lista de causas de mortes evitáveis por intervenções do Sistema Único de Saúde do Brasil. *Epidemiol. serv. saúde*, 16, 233-244.
- MARMOT, M. 2005. Social determinants of health inequalities. *The Lancet*, 365, 1099-1104.
- MAYER, J. D. 1983. The role of spatial analysis and geographic data in the detection of disease causation. *Social Science & Medicine*, 17, 1213-1221.
- MORAIS NETO, O. L. D. & BARROS, M. B. D. A. 2000. Fatores de risco para mortalidade neonatal e pós-neonatal na Região Centro-Oeste do Brasil: linkage entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis. *Cadernos de Saúde Pública*, 16, 477-485.
- NASCIMENTO, E. M. R. D., COSTA, M. D. C. N., MOTA, E. L. A. & PAIM, J. S. 2008. Estudo de fatores de risco para óbitos de menores de um ano mediante compartilhamento de bancos de dados. *Cadernos de Saúde Pública*, 24, 2593-2602.
- PAIM, J. S. 1997. Abordagens teórico-conceituais em estudos de condições de vida e saúde: notas para reflexão e ação. ABRASCO. *Saude Movimento*. Abrasco.
- PINTO, D. G. C., COSTA, M. A. C. & MARQUES, M. L. D. A. C. 2013. O Índice de Desenvolvimento Humano Municipal brasileiro.
- RASELLA, D., AQUINO, R., SANTOS, C. A. T., PAES-SOUSA, R. & BARRETO, M. L. 2013. Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities. *The Lancet*, 382, 57-64.

- RIBEIRO, A. M., GUIMARÃES, M. J., LIMA, M. D. C., SARINHO, S. W. & COUTINHO, S. B. 2009. Risk factors for neonatal mortality among children with low birth weight. *Revista de Saúde Pública*, 43, 246-255.
- RIPSA 2008. Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações, Organização Pan Americana da Saúde.
- RIPSA 2013. Indicadores e dados básicos para saúde – Brasil – Folheto do IDB, 2012.
- ROWLINGSON, B. S. & DIGGLE, P. J. 1993. Splancs: spatial point pattern analysis code in S-Plus. *Computers & Geosciences*, 19, 627-655.
- SANTOS, M. & MARQUES, M. C. 2002. A natureza do espaço: técnica e tempo, razão e emoção, Edusp.
- SUÁREZ-VARELA, M. M., LLOPIS GONZALEZ, A. & TEJERIZO PEREZ, M. L. 1996. Variations in avoidable mortality in relation to health care resources and urbanization level. *Journal of environmental pathology, toxicology and oncology : official organ of the International Society for Environmental Toxicology and Cancer*, 15, 149-154.
- TEAM, R. D. C. 2013. R: A language and environment for statistical computing. ISBN 3-900051-07-0. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria, 2013. url: <http://www.R-project.org>.
- VICTORA, C. G., AQUINO, E. M. L., DO CARMO LEAL, M., MONTEIRO, C. A., BARROS, F. C. & SZWARCOWALD, C. L. 2011. Maternal and child health in Brazil: progress and challenges. *The Lancet*, 377, 1863-1876.
- VICTORA, C. G., HUTTLY, S. R., FUCHS, S. C. & OLINTO, M. T. 1997. The role of conceptual frameworks in epidemiological analysis: a hierarchical approach. *International Journal of Epidemiology*, 26, 224-227.
- WONG, D. S. 2004. The Modifiable Areal Unit Problem (MAUP). In: JANELLE, D., WARF, B. & HANSEN, K. (eds.) *WorldMinds: Geographical Perspectives on 100 Problems*. Springer Netherlands.
- WOOD, S. 2006. *Generalized additive models: an introduction with R*, CRC press.
- ZANINI, R. R., MORAES, A., GIUGLIANI, E. R. J. & RIBOLDI, J. 2011. Determinantes contextuais da mortalidade neonatal no Rio Grande do Sul por dois modelos de análise. *Rev Saúde Pública*, 45, 79-89.

6. LIMITAÇÕES

Algumas limitações merecem ser destacadas nesse estudo e se referem em especial ao uso de dados secundários. Por um lado, o uso dos Sistemas de Informação em Saúde no Brasil, por coletar, sistematizar e organizar dados sobre o nascimento, adoecimento e morte, são facilitadores uma vez que permitem a abordagem censitária de eventos tais como o dos nascimentos e dos óbitos infantis em sua totalidade. Porém, por outro lado implica em dificuldades quanto à qualidade da informação coletada e a limitação de variáveis disponíveis para análise. Esses fatos implicaram em dificuldades neste estudo como segue:

- Limitações referentes a informações populacionais, especialmente aquelas sobre condições socioeconômicas e demográficas apenas atualizadas nos períodos censitários, dificultando a sua utilização em períodos intercensitários. Nestes casos, outros indicadores menos usuais devem ser utilizados, e são de fato apenas uma aproximação da realidade (“proxis”). Assim, por exemplo, nesse estudo, o Cadastro de famílias (CADÚNICO) do Ministério de Desenvolvimento Social (MDS) e o IDF foram utilizados. No entanto, na interpretação dos resultados foram considerados os possíveis problemas inerentes a essa opção metodológica. O IDF é estimado a partir dos domicílios com baixa renda em cada um dos municípios, os quais compõem o banco de dados do CADÚNICO, portanto não se aplica a totalidade das residências brasileiras..
- Dificuldades de pareamento dos bancos de dados SIM e SINASC devido a erros de digitação nas variáveis comumente usadas para este fim, como o nome da mãe, data de nascimento e aquelas referentes ao local de moradia (endereço e bairro de residência) ou troca de moradia. Estas inconsistências levaram a uma perda importante no pareamento dos casos e controles de forma automatizada. Para superar essa limitação, o

presente estudo utilizou de busca dos pares manualmente o que permitiu o pareamento mais adequados das bases de dados.

- Variáveis relevantes não disponíveis nos sistemas de informações em saúde, tais como referentes ao uso de serviços de saúde de maneira mais geral, qualidade da atenção recebida pela população, comorbidades, renda, entre outras. Por exemplo, neste estudo, a mortalidade infantil esteve relacionada ao pré-natal. Nesse sentido, a qualidade da assistência prestada seria de especial interesse.
- Erros de mensuração das variáveis incluídas tais como local de residência. Os achados deste estudo, por se tratar de dados secundários, podem ter sido afetados pela cobertura e qualidade desses dados. Variáveis, tais como escolaridade e ocupação, têm problemas de validade e completude em sua mensuração nos sistemas de informação no Brasil. Esses fatores podem contribuir com erro classificatório (possivelmente não diferencial) distorcendo os resultados em direção à hipótese nula, impedindo a identificação de associações estatisticamente significativas com a chance morte infantil. Reconhecemos, entretanto, o esforço dos serviços de saúde no Brasil e no DF na melhoria recente das informações contidas nas declarações de óbito e de nascimento.
- Dificuldades na localização geográfica de eventos de saúde ainda limitam os estudos de base espacial em escala submunicipal na maioria das cidades brasileiras (Barcellos et al., 2008). Tais limitações são relacionadas à ausência de normas relacionadas à maneira com que os endereços são registrados nos sistemas de informações em saúde e aos procedimentos de validação dos mesmos. No DF, além da ausência destes protocolos, os endereços incluem a identificação de lote, quadra e setor para a grande parte das áreas urbanas, diferente do padrão número de residência e rua, como normalmente os softwares de geoprocessamento são configurados para reconhecimento da

localização geográfica. Dessa forma, esses softwares não puderam ser utilizados, tendo sido necessário recorrer ao banco de dados de endereços do Google©.

- A análise espacial da mortalidade infantil tem sido realizada, de forma geral, utilizando modelos ecológicos, aproveitando a grande oferta de dados agregados segundo alguma forma representação geográfica, como as regiões políticas e administrativas. Nesta perspectiva, os autores assumem homogeneidade das observações nas unidades de observação. Limitações encontrados nestas abordagens estão ligadas a falácia ecológica, ou de efeito de escala ou efeito de zoneamento, seja pela forma geográfica de apresentação dos dados espaciais, ou pela suposição de similaridades internas das unidades de observação, resultando em distintas estimativas de acordo com a forma e agregação utilizada. Este problema é conhecido como “problema da unidade de área modificável” (MAUP - Modifiable Areal Unit Problem) (Wong, 2004), cujo resultado pode indicar aumento de correlações de acordo com a escala adotada (Dias et al., 2002; Barcellos et al., 2003). Este trabalho mostra a possibilidade da obtenção de superfícies contínuas de estimativas de risco, utilizando as localizações pontuais dos eventos estudados, utilizando tecnologia disponível para uma área urbana sem cadastro digital para fins de georeferenciamento pontual.

7. CONCLUSÃO E RECOMENDAÇÃO

O presente estudo demonstrou desigualdades no risco de morte infantil segundo sua distribuição espacial e variáveis socioeconômicas e de atenção a serviços de saúde.

Em análise ecológica dos municípios Brasileiros, no ano de 2007, foi possível observar maior concentração de mortes infantis entre municípios com pior nível socioeconômico, aferido por meio do Índice de Desenvolvimento Familiar (IDF), presentes principalmente nas regiões menos favorecidas do Brasil (Norte e Nordeste). A nível intra-urbano (no DF), foi identificada maior chance de morte infantil associada ao número de consultas de pré-natal, à idade materna e ao tipo de gravidez, variáveis essas que marcam acesso diferencial aos serviços de saúde e refletem desigualdades na atenção a saúde.

Quanto à distribuição espacial, observaram-se padrões heterogêneos da chance de morte infantil no Brasil segundo seus municípios e na ZU do DF. A persistente distribuição espacial heterogênea estatisticamente significativa da chance de morte infantil em algumas RA da ZU do DF, ainda que ajustada por covariáveis obtidas dos sistemas de informação, sugere a forte associação desse evento com o território onde vivem as pessoas e tudo o que ele determina.

Investimentos para a superação da elevada mortalidade infantil, tanto a nível local quanto nacional, em especial àquela parcela considerada evitável por ações do Sistema Único de Saúde, necessitam ser orientados às populações mais vulneráveis. Ambos os resultados sugerem ainda a existência de desigualdades nas condições de vida da população, o que pode estar contribuindo de forma decisiva para o padrão espacial detectado. A superação dessa condição passa pelo estabelecimento de políticas voltadas a ações mais abrangentes para a melhoria das condições de vida da população e a superação das iniquidades sociais.

Ainda que os sistemas de informação em saúde no Brasil tenham melhorado, prioritariamente na sua cobertura, a sua qualidade para algumas variáveis ainda podem comprometer o resultado de análise a nível local. A identificação geográfica por endereço, por exemplo, ainda é coletada com grande precariedade em grande parte dos municípios brasileiros, devido a ausência de cadastros de logradouros ou a sua atualização mais oportuna. Para os municípios que mantêm os registros de endereçamento de eventos confiáveis, técnicas de análise espacial para detecção de desigualdades em saúde pode ser utilizada rotineiramente nos boletins epidemiológicos locais.

8. BIBLIOGRAFIA

- ABEL, T. 2008. Cultural capital and social inequality in health. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 62, e13-e13.
- AKAIKE, H. 1998. Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. *Selected Papers of Hirotugu Akaike*. Springer.
- ALENCARI, G. P.,FRANÇA JR, I.,DUTILH, H. M.,CAMPBELLIV, O. & RODRIGUESIV, L. C. 2007. Fatores de risco para mortalidade neonatal precoce. *Rev Saúde Pública*, 41, 1013-22.
- ANDRADE, C. L. T. D.,SZWARCOWALD, C. L.,GAMA, S. G. N. D. & LEAL, M. D. C. 2004. Desigualdades sócio-econômicas do baixo peso ao nascer e da mortalidade perinatal no Município do Rio de Janeiro, 2001. *Cadernos de Saúde Pública*, 20, S44-S51.
- APLICADA, I. D. P. E. 2012. DISTRITO FEDERAL. *SITUAÇÃO SOCIAL NOS ESTADOS*. Brasília: Ipea.
- ASSUNÇÃO, R. M.,BARRETO, S. M.,GUERRA, H. L. & SAKURAI, E. 1998. Mapas de taxas epidemiológicas: uma abordagem Bayesiana. *Cadernos de Saúde Pública*, 14, 713-723.
- BAILEY, T. C. 2001. Spatial statistical methods in health. *Cadernos de Saúde Pública*, 17, 1083-1098.
- BAILEY, T. C. & GATRELL, A. C. 1995a. *Interactive spatial data analysis*, Longman Scientific & Technical Essex.
- BAILEY, T. C. & GATRELL, A. C. 1995b. *Interactive spatial data analysis*, Harlow, Longman.
- BARBIERI, M. A.,SILVA, A. A.,BETTIOL, H. & GOMES, U. A. 2000. Risk factors for the increasing trend in low birth weight among live births born by vaginal delivery, Brazil. *Revista de Saúde Pública*, 34, 596-602.
- BARCELLOS, C. & BASTOS, F. I. 1996. Geoprocessamento, ambiente e saúde: uma união possível? Are geoprocessing, environment, and health a possible combination? *Cad. Saúde Públ*, 12, 389-397.
- BARCELLOS, C.,LAMMERHIRT, C. B.,ALMEIDA, M. A. B. D. & SANTOS, E. D. 2003. Distribuição espacial da leptospirose no Rio Grande do Sul, Brasil: recuperando a ecologia dos estudos ecológicos. *Cadernos de Saúde Pública*, 19, 1283-1292.

- BARCELLOS, C., RAMALHO, W. M., GRACIE, R., MAGALHÃES, M. D. A. F., FONTES, M. P. & SKABA, D. 2008. Georreferenciamento de dados de saúde na escala submunicipal: algumas experiências no Brasil. *Epidemiol. serv. saúde*, 17, 59-70.
- BARCELLOS, C. D. C., SABROZA, PAULO CHAGASTELLES, PEITER, PAULO ET AL. 2002. Organização espacial, saúde e qualidade de vida: análise espacial e uso de indicadores na avaliação de situações de saúde. *Inf. Epidemiol. Sus*, 11.
- BEZERRA-FILHO, J. G., KERR-PONTES, L. R. S. & BARRETO, M. L. 2007. Mortalidade infantil e contexto socioeconômico no Ceará, Brasil, no período de 1991 a 2001. *Rev. bras. saúde matern. infant*, 7, 135-142.
- BOING, A. F. & BOING, A. C. 2008. Mortalidade infantil por causas evitáveis no Brasil: um estudo ecológico no período 2000-2002. *Cadernos de Saúde Pública*, 24, 447-455.
- BUSS, P. M. & PELLEGRINI FILHO, A. 2007. A saúde e seus determinantes sociais. *Physis*, 17, 77-93.
- CAIADO, M. C. S. 2005. Deslocamentos intra-urbanos e estruturação socioespacial na metrópole brasiliense. *São Paulo em Perspectiva*, 19, 64-77.
- CÂMARA, G., MONTEIRO, A., DRUCK, S. & CARVALHO, M. (eds.) 2004. *Análise espacial e geoprocessamento*, Brasília: EMBRAPA.
- CARVALHO, M. S. & SOUZA-SANTOS, R. 2005. Análise de dados espaciais em saúde pública: métodos, problemas, perspectivas. *Cadernos de Saúde Pública*, 21, 361-378.
- COSTA, M. D. C. N., DE ALMEIDA AZI, P., PAIM, J. S. & DA SILVA, L. M. V. 2001. Mortalidade infantil e condições de vida: a reprodução das desigualdades sociais em saúde na década de 90 Infant mortality and living conditions: the reproduction of social inequalities. *Cad. Saúde Pública*, 17, 555-567.
- COSTA, M. D. C. N. & TEIXEIRA, M. D. G. L. C. 1999. A concepção de "espaço" na investigação epidemiológica. *Cadernos de Saúde Pública*, 15, 271-279.
- CRESSIE, N. 1993. *Statistics for Spatial Data* (revised edition) Wiley. New York.

- DA GUIA, G. A. & CIDADE, L. C. F. 2010. Segregação residencial e reprodução das desigualdades socioespaciais no aglomerado urbano de Brasília. *Cadernos Metr pole*. ISSN (impresso) 1517-2422;(eletr nico) 2236-9996, 12.
- DA SILVA, J. B. & BARROS, M. B. A. 2002. Epidemiologia e desigualdade: notas sobre a teoria ea hist ria. *Rev Panam Salud P blica*, 12, 375.
- DIAS, T. D. L., OLIVEIRA, M., C MARA, G. & CARVALHO, M. S. 2002. Problemas de escala ea rela o  rea-indiv duo em an lise espacial de dados censit rios. *Inform tica P blica*, 4, 89-104.
- DIGGLE, P. J. 2003. Statistical analysis of spatial point patterns.
- DOBSON, A. J. 2001. *An introduction to generalized linear models*, CRC press.
- DRACHLER, M. D. L., ANDERSSON, M. C. S., LEITE, J. C. D. C., MARSHALL, T., AERTS, D. R. G. D. C., FREITAS, P. F. & GIUGLIANNI, E. R. J. 2003. Desigualdade social e outros determinantes da altura em crian as: uma an lise multin vel. *Cadernos de Sa de P blica*, 19, 1815-1825.
- ESTAT STICA., I. B. D. G. E. 1999. Evolu o e Perspectivas da Mortalidade infantil no Brasi. *In: IBGE (ed.)*. Rio de Janeiro.
- EVANS, G. W. & KIM, P. 2010. Multiple risk exposure as a potential explanatory mechanism for the socioeconomic status–health gradient. *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1186, 174-189.
- FERRARI, R. A. P. & BERTOLOZZI, M. R. 2012. Mortalidade p s-neonatal no territ rio brasileiro: uma revis o da literatura. *Revista da Escola de Enfermagem da USP*, 46, 1207-1214.
- FERRARI, R. A. P., BERTOLOZZI, M. R., DALMAS, J. C. & GIROTTO, E. 2013. Fatores determinantes da mortalidade neonatal em um munic pio da Regi o Sul do Brasil. *Revista da Escola de Enfermagem da USP*, 47, 531-538.
- FISCHER, T. K., LIMA, D., ROSA, R., OS RIO, D. & BOING, A. F. 2007. A mortalidade infantil no Brasil: s rie hist rica entre 1994-2004 e associa o com indicadores socioecon micos em munic pios de m dio e grande porte. *Medicina (Ribeirao Preto. Online)*, 40.
- FLINT, C., HARROWER, M. & EDSALL, R. But how does place matter? Using Bayesian networks to explore a structural definition of place. New Methodologies for the Social Sciences Conference. University of Colorado at Boulder, 2000.

- FUCHS, S. C., VITORA, C. G., KOWARICK, L., CAMPOS, A. M. G. & MELLO, M. C. F. D. 1995. Técnicas de análise de dados para estudos de condições de vida e situação de saúde: análise hierarquizada aplicada a investigação de fatores de risco para agravos à saúde infantil. *Apresentado em: Seminário Latino-Americano "Condições de Vida e Situação de Saúde", São Paulo, 10-13 dez. 1995.*
- GARCÍA, E. M. & DA CUNHA, P. 2008. O recorte racial no estudo das desigualdades em saúde. *São Paulo em Perspectiva*, 22, 79-91.
- GARCIA, L. P. & SANTANA, L. R. 2011. Evolução das desigualdades socioeconômicas na mortalidade infantil no Brasil, 1993-2008. *Ciência & Saúde Coletiva*, 16, 3717-3728.
- GOLDANI, M. Z., BENATTI, R., SILVA, A. A. M. D., BETTIOL, H., CORREA, J. C. W., TIETZMANN, M. & BARBIERI, M. A. 2002. Narrowing inequalities in infant mortality in Southern Brazil. *Revista de Saúde Pública*, 36, 478-483.
- GONCALVES, A. C., COSTA, M. D. C. N., PAIM, J. S., SILVA, L. M. V. D., BRAGA, J. U. & BARRETO, M. 2013. Social inequalities in neonatal mortality and living condition. *Revista Brasileira de Epidemiologia*, 16, 682-691.
- GRAHAM, H. 2009. *Understanding health inequalities*, McGraw-Hill International.
- GUIMARÃES, M. J. B., MARQUES, N. M., MELO FILHO, D. A. & SZWARCOWALD, C. L. 2003. Condição de vida e mortalidade infantil: diferenciais intra-urbanos no Recife, Pernambuco, Brasil. *Cad. Saúde Pública*, 19, 1413-1424.
- HELENA, E. T. D. S., SOUSA, C. A. D. & SILVA, C. A. D. 2005. Fatores de risco para mortalidade neonatal em Blumenau, Santa Catarina: linkage entre bancos de dados. *Rev. bras. saúde matern. infant*, 5, 209-217.
- IPEA 2012. Situação Social nos Estados - Distrito Federal. Brasília: IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.
- KELSALL, J. E. & DIGGLE, P. J. 1998. Spatial variation in risk of disease: a nonparametric binary regression approach. *Journal of the Royal Statistical Society: Series C (Applied Statistics)*, 47, 559-573.

- LANSKY, S.,FRANÇA, E. & KAWACHI, I. 2007. Social inequalities in perinatal mortality in Belo Horizonte, Brazil: the role of hospital care. *American journal of public health*, 97, 867.
- LOYOLA, E.,CASTILLO-SALGADO, C.,NÁJERA-AGUILAR, P.,VIDAURRE, M.,MUJICA, O. J. & MARTÍNEZ-PIEDRA, R. 2002. Los sistemas de información geográfica como herramienta para monitorear las desigualdades de salud. *Revista Panamericana de Salud Pública*, 12, 415-428.
- MACINKO, J.,DE FÁTIMA MARINHO DE SOUZA, M.,GUANAIS, F. C. & DA SILVA SIMÕES, C. C. 2007. Going to scale with community-based primary care: An analysis of the family health program and infant mortality in Brazil, 1999–2004. *Social Science & Medicine*, 65, 2070-2080.
- MAIA, L. T. D. S.,SOUZA, W. V. D. & MENDES, A. D. C. G. 2012. Diferenciais nos fatores de risco para a mortalidade infantil em cinco cidades brasileiras: um estudo de caso-controle com base no SIM e no SINASC. *Cadernos de Saúde Pública*, 28, 2163-2176.
- MALTA, D. C.,DUARTE, E. C.,ALMEIDA, M. F. D.,DIAS, M. A. D. S.,MORAIS NETO, O. L. D.,MOURA, L. D.,FERRAZ, W. & SOUZA, M. D. F. M. D. 2007. Lista de causas de mortes evitáveis por intervenções do Sistema Único de Saúde do Brasil. *Epidemiol. serv. saúde*, 16, 233-244.
- MALTA, D. C.,DUARTE, E. C.,ESCALANTE, J. J. C.,ALMEIDA, M. F. D.,SARDINHA, L. M. V.,MACÁRIO, E. M.,MONTEIRO, R. A. & MORAIS NETO, O. L. D. 2010. Mortes evitáveis em menores de um ano, Brasil, 1997 a 2006: contribuições para a avaliação de desempenho do Sistema Único de Saúde. *Cadernos de Saúde Pública*, 26, 481-491.
- MARMOT, M. G.,STANSFELD, S.,PATEL, C.,NORTH, F.,HEAD, J.,WHITE, I.,BRUNNER, E.,FEENEY, A.,MARMOT, M. & SMITH, G. D. 1991. Health inequalities among British civil servants: the Whitehall II study. *The Lancet*, 337, 1387-1393.
- MATTHEWS, K. A.,GALLO, L. C. & TAYLOR, S. E. 2010. Are psychosocial factors mediators of socioeconomic status and health connections? *Annals of the New York Academy of Sciences*, 1186, 146-173.
- MILÊNIO, I. O. D. D. D. 2004. Objetivos de Desenvolvimento do Milênio – Relatório nacional de acompanhamento. Brasília: Ipea,.

- MORAIS NETO, O. L. D. & BARROS, M. B. D. A. 2000. Fatores de risco para mortalidade neonatal e pós-neonatal na Região Centro-Oeste do Brasil: linkage entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis. *Cadernos de Saúde Pública*, 16, 477-485.
- NASCIMENTO, E. M. R. D., COSTA, M. D. C. N., MOTA, E. L. A. & PAIM, J. S. 2008. Estudo de fatores de risco para óbitos de menores de um ano mediante compartilhamento de bancos de dados. *Cadernos de Saúde Pública*, 24, 2593-2602.
- OPENSHAW, S. & TAYLOR, P. J. 1979. A million or so correlation coefficients: three experiments on the modifiable areal unit problem. *In*: WRIGLEY, N. (ed.) *Statistical Applications in Spatial Sciences*. London: Pion.
- PAVIANI, A. 1985. Brasília: ideologia e realidade: espaço urbano em questão. *Brasília: ideologia e realidade: espaço urbano em questão*. CNPq: Projeto.
- RASELLA, D., AQUINO, R., SANTOS, C. A. T., PAES-SOUSA, R. & BARRETO, M. L. 2013. Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities. *The Lancet*, 382, 57-64.
- RIBEIRO, A. M., GUIMARÃES, M. J., LIMA, M. D. C., SARINHO, S. W. & COUTINHO, S. B. 2009. Risk factors for neonatal mortality among children with low birth weight. *Revista de Saúde Pública*, 43, 246-255.
- RIPLEY, B. 1977. Modeling spatial patterns (with discussion). *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 39, 172 - 212.
- RIPSA 2008. *Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações*, Organização Pan Americana da Saúde.
- RIPSA 2013. *Indicadores e dados básicos para saúde – Brasil – Folheto do IDB*, 2012.
- SANTOS, M. 2008. *Manual de geografia urbana*, EDUSP.
- SANTOS, S. M. & SOUZA, W. V. 2007. Introdução à estatística espacial para a saúde pública. *Brasília: Ministério da Saúde/Fundação Oswaldo Cruz*.
- SHIMAKURA, S. E., CARVALHO, M. S., AERTS, D. & FLORES, R. 2001. Distribuição espacial do risco: modelagem da mortalidade infantil em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil. [Spatial risk distribution: modeling infant mortality in Porto Alegre, Rio Grande do Sul State, Brazil]. *Cad Saúde Pública*, 17, 1251-61.

- SILVA, M. A. S. 2011. *A produção da habitação de interesse social no distrito federal e seus rebatimentos nos assentamentos irregulares na cidade modernista: o caso de nova colina*. Mestrado, UFRJ/FAU.
- SOUSA, A., HILL, K. & DAL POZ, M. R. 2010. Sub-national assessment of inequality trends in neonatal and child mortality in Brazil. *International journal for equity in health*, 9, 21.
- SZWARCWALD, C. L., BASTOS, F. I., ESTEVES, M. A. P., ANDRADE, C. L. T. D., PAEZ, M. S., MEDICI, E. V. & DERRICO, M. 1999. Desigualdade de renda e situação de saúde: o caso do Rio de Janeiro. *Cadernos de Saúde Pública*, 15, 15-28.
- UNICEF/WHO/UNFPA 2012. Levels & Trends in Child Mortality. Report 2012. Estimates Developed by the UN Interagency Group for Child Mortality Estimation. New York: UNICEF.
- VICTORA, C. G., AQUINO, E. M. L., DO CARMO LEAL, M., MONTEIRO, C. A., BARROS, F. C. & SZWARCOWALD, C. L. 2011. Maternal and child health in Brazil: progress and challenges. *The Lancet*, 377, 1863-1876.
- WEBSTER, T., VIEIRA, V., WEINBERG, J. & ASCHENGRAU, A. 2006. Method for mapping population-based case-control studies: an application using generalized additive models. *International Journal of Health Geographics*, 5, 26.
- WHITEHEAD, M., TOWNSEND, P. & DAVIDSEN, N. 1992. *Inequalities in Health: The Black Report: the Health Divide*, London, Penguin.
- WILKINSON, R. G. & MARMOT, M. G. 2003. *Social determinants of health: the solid facts*, World Health Organization.
- WONG, D. S. 2004. The Modifiable Areal Unit Problem (MAUP). In: JANELLE, D., WARF, B. & HANSEN, K. (eds.) *WorldMinds: Geographical Perspectives on 100 Problems*. Springer Netherlands.
- WOOD, C. H., DE CARVALHO, J. A., COHEN, Y., LICHTER, D., EGGEBEEN, D., ADIGE, V., NABI, A., TIAN, X., DESIDERIO, R. & ROGSTAD, K. 1988. The demography of inequality in Brazil. *SOCIOLOGY AND SOCIAL RESEARCH*, 72, 173-6.
- WOOD, S. 2006. *Generalized additive models: an introduction with R*, CRC press.
- WOOD, S. N. 2003. Thin plate regression splines. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 65, 95-114.

ZANINI, R. R. 2007. *Modelos multiníveis aplicados ao estudo da mortalidade infantil no Rio Grande do Sul, Brasil, de 1994 a 2004.*

ZANINI, R. R.,MORAES, A.,GIUGLIANI, E. R. J. & RIBOLDI, J. 2011. Determinantes contextuais da mortalidade neonatal no Rio Grande do Sul por dois modelos de análise. *Rev Saúde Pública*, 45, 79-89.

9. ANEXOS

9.1. Versão original do artigo 1 publicado

Inequalities in infant mortality among municipalities in Brazil according to the Family Development Index, 2006–2008

Walter Massa Ramalho,¹ Luciana Monteiro Vasconcelos Sardinha,² Isabela Pereira Rodrigues,³ and Elisabeth Carmen Duarte¹

Suggested citation Ramalho WM, Sardinha LMV, Rodrigues IP, Duarte EC. Inequalities in infant mortality among municipalities in Brazil according to the Family Development Index, 2006–2008. *Rev Panam Salud Publica*. 2013;33(3):205–12.

ABSTRACT

Objective. To describe inequalities in the infant mortality rate (IMR) according to socioeconomic indicators among geographic areas and municipalities in Brazil.

Methods. This was an exploratory ecological study of space aggregates that described IMR in 2006–2008 according to municipalities, states, and the Family Development Index (FDI), a socioeconomic indicator that ranges from 0 to 1. All the municipalities in Brazil were categorized according to four strata as defined by FDI quartiles, where stratum 4 included those with better FDI conditions, and stratum 1, worse conditions. The selected inequality measures were: Concentration Index, Attributable Risk Percent, Population Attributable Risk Percent, Rate Ratio, and number of avoidable events (number of infant deaths).

Results. The average IMR (per 1 000 live births) according to the FDI strata were: stratum 1 (FDI = 0.41–0.52) = 18.8; stratum 2 (FDI = 0.53–0.55) = 17.9; stratum 3 (FDI = 0.56–0.58) = 15.0; and stratum 4 (FDI = 0.59–0.73) = 13.4. Overall, the Concentration Index was 0.02. Moreover, stratum 1, with a proportion of 17% of all live births in the population, had a concentration of 20% of infant deaths. Additionally, the profile of causes and ages of infant mortality also differed qualitatively when stratum 1 was compared to stratum 4.

Conclusions. The results suggest an association between the socioeconomic indicators, specifically the FDI, and the risk of infant death. These results call attention to the specific population groups in Brazil that are most vulnerable to infant mortality and demonstrate that the FDI can be used to identify these populations.

Key words Health inequalities; infant mortality; infant mortality rate; infant welfare; Brazil.

Social inequalities and inequities have been repeatedly approached in the current literature (1). Natural inequalities, in contrast to social inequalities, result from biological differences among indi-

viduals, i.e., differences such as sex, ethnicity, and age. These differences do not necessarily determine social inequalities, except when used by society as a criterion by which to attribute social roles (2). Social inequality implies the unequal distribution of tangible and intangible goods and services among socially distinct groups.

The distribution of health can also be influenced by inequalities. Inequalities in access to goods and services, and

differences in health behaviors and risk factors, can be determined by an individual's position in society (3, 4). Moreover, a certain subtype of health inequality is rooted in unfairness and characterized by social injustice—this is known as health inequity (5). Health inequity is an ethical problem that affects a society (5, 6). One study in particular further defines this inequity as unnecessary and preventable, in addition to being unfair (7). As such, health inequity is of great

¹ Universidade de Brasília, Brasília, Brasil. Send correspondence to Walter Massa Ramalho, email: walterramalho@unb.br

² Ministério da Saúde, Secretaria de Vigilância em Saúde, Brasília, Brasil.

³ Hospital Universitário da Universidade de Brasília, Brasília, Brasil.

importance to public policy, representing an expression of social injustice and an opportunity for public health action. To identify a certain inequality as an "inequity" means to recognize its causes and to quantify the injustice produced by these causes at a given time in history within a particular society (7, 8).

Analysis of Infant Mortality Rate (IMR) distribution among the socially distinct groups of a given area can permit hypotheses to be drawn about this indicator's preventability and any social injustice that may exist (9–13). In addition, in Brazil, the Ministério de Desenvolvimento Social e Combate a Fome (Ministry of Social Development and the Fight Against Hunger; MDS) in partnership with the Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Institute for Applied Economic Research; IPEA) developed the Family Development Index (FDI), a composite indicator to measure the degree of socioeconomic development of families registered in the Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal (Unified Registry System for Federal Government Social Programs; CADUNICO) (14, 15).

The present study sought to describe the distribution of IMR in Brazil according to socioeconomic indicators. Inequalities in infant mortality risk among all municipalities for the period from 2006–2008 were evaluated according to the FDI for the year 2007.

MATERIALS AND METHODS

This was an exploratory, ecological study with spatial clusters that described the magnitude of inequality in infant mortality risk, measured by the IMR, according to municipality, state, geographic area, and quartile as designated by the FDI.

This study included all of the municipalities in Brazil as units of analysis. The following exclusion criteria were adopted: i) municipalities that did not report any infant deaths during the 3-year period from 2006–2008; and, ii) municipalities that did not include any families registered with CADUNICO in 2007 (15). Either of these conditions would have limited data analysis since the IMR and/or FDI would not have been calculable.

The study used only public, secondary data without name identification to maintain participant anonymity.

Analysis indicators

Infant Mortality Rate (IMR). IMRs, by state, were obtained from the 2008 Basic Indicators of the Interagency Health Information Network (13, 16). The IMRs, by municipality, were calculated with the 2006, 2007, and 2008 data, obtained directly from the online database of Ministry of Health of Brazil: Sistema de Informações sobre Mortalidade (Information System on Mortality; SIM) (16) and Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (Information System on Live Births; SINASC) (16).

Proportional infant mortality by cause and age. The proportions of infant deaths by cause and age (< 7 days, 7 to < 28 days, and 28 days to < 1 year of age) were estimated for each of the four strata of analysis.

Family Development Index (FDI). The FDI is a composite indicator developed in 2003 to measure the level to which a family's basic needs are being met (15). It aims to quantify the family's degree of vulnerability from 0 (worst living conditions) to 1 (best living conditions) based on six components briefly described as follows:

1. Family vulnerability, including the presence/absence of child, adolescent, and young members, and physical and/or socially handicapped members;
2. Access to knowledge, including level of literacy (or illiteracy) and formal education;
3. Access to employment, including unemployment, employment without salary, and income of the head of household;
4. Availability of financial resources, measured by poverty (family income *per capita* above the poverty line);
5. Infant and young child development, including child labor, education access and performance, and child mortality; and,
6. Housing conditions, including number of inhabitants, access to goods and services, including sanitation services.

FDI data in this study was based on the families registered in CADUNICO in 2007. All municipalities were placed into one of four strata determined by FDI quartiles, stratum 1 having the worst

FDI conditions, and stratum 4, the best. Stratum 4 was used as a reference for comparisons (17).

Structure indicators. The Sistema de Informação da Atenção Básica (Primary Health Care Information System; SIAB) enabled the characterization of municipality strata according to the structure indicators selected: SIAB coverage; percentages of households with public water service, garbage collection, public sewage service, or electricity; and percentage of homes built with bricks (16).

Data analysis

The following indicators of inequalities were used for each study municipality: Concentration Index (CI), Attributable Risk Percent (ARP), Population Attributable Risk Percent (PARP), Rate Ratio (RR), and Number of Preventable Events (preventable infant deaths per strata and total preventable infant mortality).

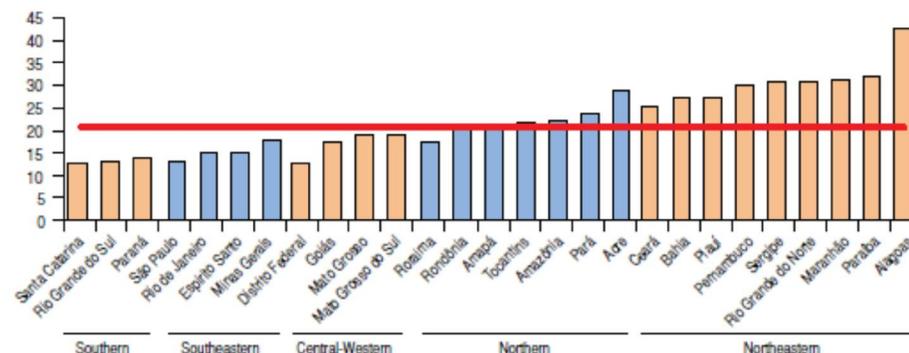
In addition, concentration curves and box plots were used to show the distribution and concentration of infant deaths or IMR of municipalities according to strata defined by FDI quartiles. Municipalities were ordered according to their FDI in the concentration curves, and the proportions of their infant deaths and live births were accumulated until reaching 100%, as previously described (8). These proportions shown in the graph define a curve. The calculation of the area under the curve represents the concentration index, ranging from 0 (perfectly equitable distribution of events) to 1 (total concentration of events) (18–20).

A map of Brazil was used for the spatial representation of municipality strata according to FDI quartiles. The chi-square test was used to analyze the statistical significance of differences in proportional infant mortality by cause and age, considering the comparison between a certain stratum and stratum 4; the significance level was set at 0.05.

RESULTS

The IMR estimated for Brazil in 2006 was 20.6 deaths per 1 000 live births (LB) (Figure 1). The state with the lowest risk of infant death was Santa Catarina, with 12.5 deaths per 1 000 LB; the state with the highest was Alagoas with 42.7. The risk of infant mortality in Alagoas was 3

FIGURE 1. Infant Mortality Rate per 1 000 live births by intra-national region^a and state within each geographic area, Brazil, 2006



^aThe red line represents the mean IMR value for Brazil, 20.6 per 1 000 live births.

times higher (Risk Ratio [RR] = 3.4) than in Santa Catarina in 2006. In general, the IMRs of the Southern, Southeastern, and Central-Western part of Brazil were much lower than those of the Northern and Northeastern, where almost all states have rates higher than the national mean value.

A total of 5 227 (94%; total = 5 564) Brazilian municipalities were included in the analysis by municipality. The municipalities studied were grouped into FDI quartiles: stratum 1 = FDI of 0.41–0.52 (1 685 municipalities); stratum 2 = 0.53–0.55 (1 128); stratum 3 = 0.56–0.58 (1 085); and, stratum 4 = 0.59–0.73 (1 329) (Table 1). The municipalities grouped in strata 1 and 2 are primarily distributed in the Northern and Northeastern areas, also including northern Minas Gerais state and the western Central-Western area (Figure 2). On the other hand, the municipalities grouped in strata 3 and 4 are mainly distributed in the Southern and Southeastern areas of Brazil.

The results point to a variation in IMR among the four strata, from 18.8 deaths per 1 000 LB (stratum 1, worst FDI) to 13.4 deaths per 1 000 LB (stratum 4, best FDI) (Table 1 and Figure 3A). The municipalities with the worst FDI (stratum 1) had an excess of 5.3 deaths per 1 000 LB, representing 28.5% of the IMR in this stratum (Table 1). This represents approximately 9 700 infant deaths that could be prevented if infant mortality in these stratum 1 municipalities were the same as in stratum 4 (reference). Finally, nearly 19 300 infant deaths could be prevented in Brazil if infant mortality in

all municipalities were equal to stratum 4 municipalities (reference), totaling a reduction of 14%. It should also be noted

that there is a wide dispersion of IMR distribution among municipalities in all four strata (Figure 3A).

TABLE 1. Indicators selected from the municipality strata according to the Family Development Index (FDI) quartiles, Brazil, 2006–2008

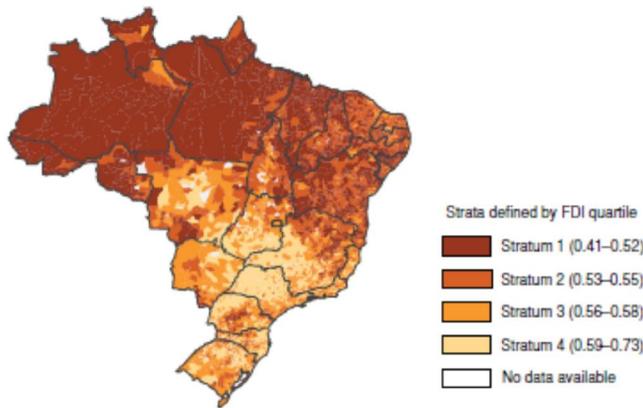
Indicator	Stratum 1	Stratum 2	Stratum 3	Stratum 4
Demographic indicators				
Number of municipalities	1 685	1 128	1 085	1 329
Live births (LB)	1 814 494	1 350 512	2 228 309	3 324 987
Infant deaths	34 079	24 167	33 526	44 674
Infant Mortality Rate per 1 000 LB	18.8	17.9	15.0	13.4
FDI (range)	0.49 (0.41–0.52)	0.53 (0.53–0.55)	0.57 (0.56–0.58)	0.61 (0.59–0.73)
Structure indicators^a				
Coverage ^b	95.9	95.8	85.8	78.9
Percent of homes with public water system	42.7	57.5	60.0	63.9
Percent of homes with garbage collection	35.1	51.6	60.7	66.0
Percent of homes with public sewage system	8.4	17.8	25.8	36.2
Percent of homes built of bricks	63.5	78.5	65.5	61.9
Percent of homes with electricity	72.8	84.9	82.1	77.2
Inequality indicators^c				
Rate ratios	1.4	1.3	1.1	Reference
Differences in rates (per 1 000 LB)	5.3	4.5	1.6	Reference
Attributable risk percent (% of IMR)	28.5	24.9	10.7	Reference
Preventable events (number of infant deaths)	9 699.8	6 021.7	3 586.8	Reference
Overall inequality indicators				
Population Attributable risk (stratum 4 as the reference group):				14.1%
Concentration Index				0.02
Total number of preventable events (infant deaths)(stratum 4 as the reference group):				19 308

^a Estimated from the Sistema de Informação da Atenção Básica (Primary Health Care Information System; SIAB) maintained by the Ministry of Health.

^b Proportion of individuals assisted by Sistema Único de Saúde (SUS) in December 2007.

^c Inequality indicators: IMR from stratum 4 was used as reference group.

FIGURE 2. Spatial distribution of municipalities grouped according Family Development Index (FDI) quartile, Brazil, 2006–2008

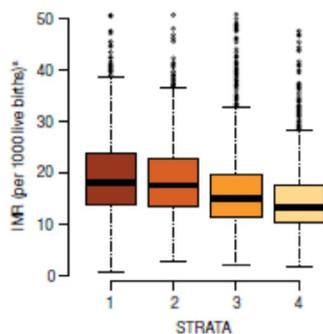


Stratum 1 municipalities are mostly small and better covered by the Family Health Program and Community Health Agents (part of the Primary Health Care Strategy strongly supported by SUS) than stratum 4 municipalities. In contrast, better structure indicators—percentages of homes with water and sewage system and garbage collection—are observed in stratum 4, when compared to stratum 1 (Table 1).

The result of the Concentration Index obtained for the IMR distribution (2006–2008) by FDI in Brazilian municipalities was 0.02 (Table 1). This value indicates the proportion (0.2%) that corresponds

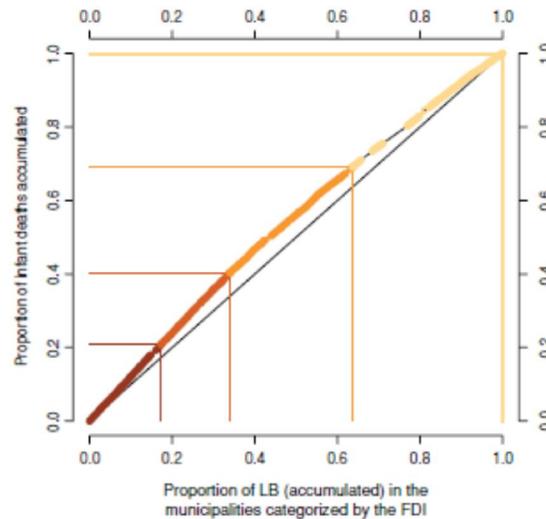
to the area defined between the concentration curve and the perfect equality line in the distribution of infant deaths in Brazilian municipalities (Figure 3B). The concentration curve moved slightly away from the equality line, indicating a certain accumulation of infant deaths among municipalities with the worst FDI. As an example, 20% of infant deaths

FIGURE 3A. Inequality in the Infant Mortality Rate (IMR) by median and quartiles according to the Family Development Index (FDI) of municipalities, Brazil, 2006–2008



* Ordinate axis limited to IMR = 50 per 1 000 live births.

3B. Inequality in the Infant Mortality Rate (IMR) by Concentration Curve^a: proportion of infant deaths per live births (LB) in municipalities categorized by the Family Development Index (FDI), Brazil, 2006–2008



^a Area under the curve (Concentration Index)=0.02; horizontal and vertical lines delimit the strata of cities defined by FDI quartiles.

were concentrated in 17% of the live births occurring in municipalities with the worst FDI that comprise stratum 1 (Figure 3B). In contrast, stratum 4 municipalities, which show the best FDI conditions, accumulated only 31% of all infant deaths in 36% of live births in Brazil.

Proportional infant mortality by cause and age were also analyzed (Table 2). Researchers observed that the higher the FDI (from stratum 1 to stratum 4), the greater the statistical significance ($P < 0.001$) of the representativeness of external causes (1.2%–2.8%, respectively) and of congenital malformation and chromosomal abnormalities (13.4%–21.0%, respectively) as causes of infant mortality; and the lower the representativeness of blood, immunological, metabolic, and nutritional diseases (4.1%–1.2%, respectively), respiratory diseases (7.8%–5.2%, respectively), and infectious and parasitic diseases (10.0%–4.0%, respectively).

Additionally, there was a statistically significant reduction ($P < 0.001$) in the representativeness of post-neonatal deaths (28 days to < 1 year), from 36.0%–30.8% with the increase in FDI from stratum 1 to stratum 4, respectively, and the resulting increase in representativeness of neonatal deaths (especially from 7 to

TABLE 2. Proportional infant mortality by cause and age in the strata of municipalities defined by quartile according to the Family Development Index (FDI), Brazil, 2006–2008

Proportional infant mortality	Stratum 1 (FDI = 0.41–0.52)			Stratum 2 (FDI = 0.53–0.55)			Stratum 3 (FDI = 0.56–0.58)			Stratum 4 (reference) (FDI = 0.59–0.73)	
	Number of deaths	%	<i>P</i> value ^a	Number of deaths	%	<i>P</i> value ^a	Number of deaths	%	<i>P</i> value ^a	Number of deaths	%
By group of causes											
External causes	331	1.2	< 0.001	402	1.6	< 0.001	1 086	2.7	0.998	1 158	2.8
Blood, immunological, nutritional, and metabolic disorders.	1 077	4.1	< 0.001	736	2.9	< 0.001	682	1.8	< 0.001	480	1.2
Respiratory system	2 052	7.8	< 0.001	1 571	6.2	< 0.001	2 035	5.4	0.919	2 141	5.2
Infectious and parasitic	2 647	10.0	< 0.001	2 048	8.0	< 0.001	1 815	4.8	< 0.001	1 636	4.0
Congenital malformations and chromosomal abnormalities	3 535	13.4	< 0.001	3 878	15.2	< 0.001	7 302	19.2	< 0.001	8 577	21.0
Perinatal diseases	15 724	59.6	< 0.001	15 874	62.2	0.090	23 475	61.8	0.411	24 989	61.2
Other causes	1 019	3.9	0.001	1 007	4.0	0.009	1 583	4.2	0.166	1 835	4.5
By age											
< 7 days	14 565	51.2	0.988	14 334	54.1	< 0.001	20 467	52.2	0.008	21 545	51.0
7 to < 28 days	3 655	12.8	< 0.001	3 770	14.2	< 0.001	6 510	16.6	< 0.001	7 651	18.1
28 days to < 1 year	10 239	36.0	< 0.001	8 398	31.7	0.137	12 194	31.1	0.843	13 016	30.8

^a Proportional infant mortality from stratum 4 was used as reference group for all hypotheses tested in each category.

< 28 days of life) from 12.8%–18.1% from stratum 1 to stratum 4, respectively.

DISCUSSION

Overall, health care and socioeconomic contexts are associated with premature deaths. While the quality and coverage of the health care system seem crucial to preventing infant deaths, socioeconomic determinants certainly also play an important role in how health care may impact infant mortality. The present study suggests a strong relationship between the FDI and infant mortality indicators. A greater concentration of infant deaths was found in municipalities with the lowest FDI; moreover, the profile of causes and ages of infant mortality in these strata also differed qualitatively from reference stratum 4.

Importance of infant mortality

Worldwide, infant mortality has been considered a primary indicator of development. Its importance was underscored by the United Nations’ (UN) Millennium Development Goals (MDG), a commitment made by member countries in 2000. The 4th goal of MDG is to reduce mortality among children under 5 years of age by two-thirds from 1990–2015, especially infant mortality since it contributes most to the indicator (21).

Infant death is an event that is extremely premature and preventable, in

most cases by low-complexity actions in the areas of health, education, and urban development. Thus, these deaths are events sensitive or vulnerable to public policies aimed at and implemented in different social contexts. Additionally, to monitor social inequalities in the risk of disease and death, especially in the first year of life, encourages one to reflect on the injustices observed among distinct social groups and to generate explanatory hypotheses for the health-disease process as a result of social phenomena.

The Brazilian context and the problem

In recent decades, Brazil has experienced improvements in social indicators and in health services quality and coverage. The IMR, in particular, has decreased by almost 62%, from 52.0 per 1 000 LB in 1990 to 19.9 per 1 000 LB in 2010 (13, 22). With regard to mortality rates among children less than 5 years of age, based on the trend currently observed, the Ministry of Health predicts that the 4th MDG will be achieved in Brazil prior to the UN deadline of 2015 (21, 23). Fertility rate reductions, improved living conditions, expanded access to quality health goods and services, and sector policies in the area of education are important elements in Brazil’s downward trending IMR (16). However, despite the apparently positive results of the last 30 years, the current IMR in Brazil is mainly the result of preventable

causes, strongly associated with low socioeconomic conditions and comparable to that of developed countries in the 1960s (24, 25). At this time, the IMR is approximately 3–4 times higher than that of the United States (6.7 per 1 000 LB in 2007) and Canada (5.0) (26). According to a recent study, in 2010 Brazil was still in 90th place in the world for this indicator, well behind other developing countries with similar economic conditions, e.g., Mexico (16.5 per 1 000 LB), China (15.4), Colombia (15.3), Argentina (12.8), Chile (6.5) and Cuba (5.3) (25).

In addition, in Brazil, the probability of premature death in the first year of life persists with a highly unequal distribution by population subgroups, whether they are defined geographically or by socioeconomic characteristics. The present study points out, for instance, that only 12 states had an IMR lower than the national mean value (20.6 deaths per 1 000 LB) in 2006, and this indicator varies greatly among states, ranging from values higher than 40 deaths per 1 000 LB (in Alagoas) to lower than 14 in others (Rio Grande do Sul, Santa Catarina, and São Paulo).

IMR according to FDI

The FDI is a proxy of socioeconomic indicators that are gaining attention as putative determinants of population health and, particularly, early deaths in Brazil. Despite limitations inherent to the use

of FDI to estimate socioeconomic level, it was observed that strata 1 and 2 included the municipalities with the worst FDI (least favorable living conditions as measured by access to water service, garbage collection, and a sewage system) and higher risk of infant mortality, compared to stratum 4 whose FDI conditions were most favorable.

IMR according to space

With regard to the spatial distribution of infant deaths, the present study showed that these events have a very asymmetrical distribution across the country, whether considering the various sub-national regions, the states within a certain sub-national region, or the municipalities within a particular state. The Southern and Southeastern sub-national region showed the lowest risks of infant death, whereas the Northern and Northeastern ones showed the highest. Differences in living conditions and health care have been repeatedly pointed out in the literature as reasons for such contrasts (7, 11, 12).

The estimated state data indicate that all Northeastern and Northern states, except for Roraima, have IMRs higher than the national mean value. Even Alagoas and Paraíba have a risk of infant death 3 times higher than that reported for Santa Catarina in 2006. Additionally, when the 3-year period IMR is analyzed by municipality, there was a significant variation in this indicator in the rural areas of the states.

In general, it can be affirmed that, despite observed improvements in mean IMR values, high rates persist in certain geographic areas, states, and municipalities with adverse health care and living conditions. These high rates contradict the level of development attained by most of Brazil. Methodologies that identify a municipality's areas of risk and any determining factors—including any associated with health care services—can help develop policies aimed at specific populations and their level of vulnerability.

IMR according to age

Inequalities in IMR associated with living conditions are even more significant in the post-neonatal component (28 days to < 1 year), since they more directly reflect infrastructure issues, i.e.,

access to an adequate sewage system, mother's education, and housing conditions. Health promotion and specific disease prevention actions, such as immunizations and sewage service, have been reported to be closely associated with reductions and/or stabilization of this IMR component by other studies conducted in Brazil (27, 28).

IMR according to causes

The present study also describes important differences between the proportions of infant deaths by causes in the different strata. As an example, greater representativeness of infectious and parasitic diseases was reported in the stratum of municipalities with the worst FDI (10%, stratum 1), compared to the one with the best FDI (4%, stratum 4). Most of the time, the causes of infant deaths can be prevented with low-complexity health service actions, i.e., primary care that includes immunizations; early, quality prenatal care; and access to adequate diagnosis and treatment of diarrheal diseases, among others (29–31).

Comparing the relevant contribution of infectious and parasitic diseases to infant mortality in the less-developed municipalities of Brazil to the almost complete eradication of such diseases in more developed areas prompts one to consider the possibility that the SUS has been implemented to different degrees in different areas. In the context of the Ministry of Health, reduction of infant mortality in the Northeast and the Legal Amazon areas was one of four priorities established by the federal government as part of a strategy to diminish geographic inequalities in the Brazil. Mobilization of the government society as a whole and the individual citizen are important to consolidating this reduction and moving toward the prevention of premature deaths (32). Finally, the impact of these policies must be monitored.

Study limitations

The present study has certain limitations that must be discussed, especially those associated with the use of secondary data. The information about socioeconomic and demographic conditions in Brazil's municipalities is usually updated during census periods exclusively, which could limit its validity

for inter-census periods. As a result, researchers decided to use data originating from the Ministry of Social Development's CADUNICO program, including the FDI. Thus, the municipalities where no families had registered with CADUNICO were excluded. Also excluded were municipalities that did not report infant deaths during the 3-year period (2006–2008). This could have resulted from the lack of infant deaths in small populations and/or underreporting of deaths to the Information System on Mortality. Municipalities excluded on the basis of this criterion were mainly certain municipalities in the Northeastern and Northern areas, and could have had an influence on IMR estimates and time trends (33).

These methodological options for excluding municipalities could have caused a certain (artificial) homogeneity among study municipalities and the loss of statistical significance in certain comparisons. However, the possibility of selection bias due to the two exclusion criteria was ignored in the present study in light of the broad representativeness of eligible municipalities (5 227 or 94%) compared to the total number of municipalities (5 561 in 2000). Finally, the FDI is estimated according to the low-income households in each municipality, per the CADUNICO database. The use of this index as an indicator that estimates the socioeconomic conditions of municipalities must be validated in future studies, although the present study indicated reproducibility and plausibility in the analyses described.

The present study's findings allow recommendations to be made that focus on infant mortality prevention actions in low-income municipalities. Additionally, future studies will be able to assess FDI validity as a proxy measure of a municipality's vulnerability in other contexts.

Conclusions

The present study showed inequalities in the risk of infant death according to spatial distribution and socioeconomic indicators—estimated with the FDI—in an ecological analysis of Brazilian municipalities in 2007. The results suggest an association between the FDI and the risk of infant mortality. The greater concentration of infant deaths in municipalities with worse FDI conditions, found

mainly in the less developed areas of Brazil (the Northeastern and Northern), provides evidence of an association between socioeconomic conditions and the risk of infant mortality. Although such conclusions are not new, they call attention to the specific population groups

in Brazil that are most vulnerable to infant mortality and demonstrate that the FDI can be used to identify these populations.

Acknowledgements. The authors thank professors Elza Souza and Gilvânia Feijó

of the University of Brasília, and students Danielle Kaiser, Max Sarmet, and Ricardo Jacarandá de Faria, for their invaluable contributions during the lecture debates of the study's methodology and results.

Conflicts of interest. None

REFERENCES

1. Avendano M. Correlation or causation? Income inequality and infant mortality in fixed effects models in the period 1960–2008 in 34 OECD countries. *Soc Sci Med.* 2012;75(4):754–60.
2. Wilkinson RG, Pickett KE. Income inequality and population health: a review and explanation of the evidence. *Soc Sci Med.* 2006;62(7):1768–84.
3. Messer LC. Invited commentary: measuring social disparities in health—what was the question again? *Am J Epidemiol.* 2008;167(8):900–4.
4. Kumanyika S. Health disparities research in global perspective: new insights and new directions. *Annu Rev Public Health.* 2012;33(1):1–5.
5. Starfield B. State of the art in research on equity in health. *J Health Polit Policy Law.* 2006;31(1):11–32.
6. Whitehead M. The concepts and principles of equity and health. *Int J Health Serv.* 1992;22(3):429–45.
7. Starfield B. Equity and health: a perspective on nonrandom distribution of health in the population. *Rev Panam Salud Publica.* 2002;12(6):384–7.
8. Schneider MC, Castillo-Salgado C, Bacallao J, Loyola E, Mujica OJ, Vidaurre M, et al. Métodos de medición de las desigualdades de salud. *Rev Panam Salud Publica.* 2002;12(6):398–414.
9. Goldani MZ, Barbieri MA, Bettiol H, Barbieri MR, Tomkins A. Infant mortality rates according to socioeconomic status in a Brazilian city. *Rev Saude Publica.* 2001;35(3):256–61.
10. Weighman AL, Morgan HE, Shepherd MA, Kitcher H, Roberts C, Dunstan FD. Social inequality and infant health in the UK: systematic review and meta-analysis. *BMJ Open.* 2012;2(3):e000964.
11. Fischer TK, Lima D, Rosa R, Osório D, Boing AF. A mortalidade infantil no Brasil: série histórica entre 1994–2004 e associação com indicadores socioeconômicos em municípios de médio e grande porte. *Medicina (Ribeirão Preto).* 2007;40(4):559–66.
12. Grant J. Situação mundial da infância, 1993. Brasília: Fundo das Nações Unidas para a Infância; 1992.
13. Ministério da Saúde (Brasil), Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde. Indicadores e dados básicos para a saúde da Rede Interagencial de Informações para a Saúde, 2009. Available from <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/ibd2009/matriz.htm> Accessed on 12 December 2012.
14. Barros, RP, Carvalho, M, Franco, S. O índice de desenvolvimento da família (IDF). Vol 986. IPEA, 2003.
15. Ministério do Desenvolvimento Social (Brasil). Índice de desenvolvimento da família. Available from <http://www.mds.gov.br/falemds/perguntas-frequentes/bolsa-familia/cadastro-unico/gestor/cadunico-indice-de-desenvolvimento-da-familia-idf> Accessed on 9 December 2012.
16. Ministério da Saúde (Brasil), Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde—SUS (DATASUS). Available from <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0205> Accessed on 12 December 2012.
17. Duarte ED, Schneider MC, Paes-Sousa R, Silva JB, Castillo-Salgado C. Expectativa de vida ao nascer e mortalidade no Brasil em 1999: análise exploratória dos diferenciais regionais. *Rev Panam Salud Publica.* 2002;12(6):436–44.
18. Kakwani NC, A. Wagstaff, E. van Doorslaer. Socioeconomic inequalities in health: measurement, computation and statistical inference. *J Econom.* 1997;77(1):87–104.
19. Mackenbach JP, Kunst AE. Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. *Soc Sci Med.* 1997;44:757–71.
20. Wagstaff A, Paci P, Van Doorslaer E. On the measurement of inequalities in health. *Soc Sci Med.* 1991;33:545–57.
21. United Nations Development Program. Human Development Report 2003. Millennium Development Goals: A contract among nations to end human poverty. New York: UNDP; 2003.
22. Victora CG, Aquino EM, do Carmo Leal M, Monteiro CA, Barros FC, Szwarcwald CL. Maternal and child health in Brazil: progress and challenges. *Lancet.* 2011;377(9780):1863–76.
23. Escalante JJC, Moraes Neto OL. A redução da mortalidade na infância e infantil no Brasil e nas unidades da federação In: Ministério da Saúde, editor. Saúde Brasil 2008. Brasília: Ministério da Saúde; 2010. Pp. 177–200.
24. Boing AF, Boing AC. Mortalidade infantil por causas evitáveis no Brasil: um estudo ecológico no período 2000–2002. *Cad Saude Publica.* 2008;24(2):447–55.
25. Rajaratnam JK, Marcus JR, Flaxman AD, Wang H, Levin-Rector A, Dwyer L, et al. Neonatal, postneonatal, childhood, and under-5 mortality for 187 countries, 1970–2010: a systematic analysis of progress towards Millennium Development Goal 4. *Lancet.* 2010;375(9730):1988–2008.
26. Pan American Health Organization. Health situation in the Americas, 2009. Available from http://new.paho.org/hq/dmdocuments/2009/BI_ENG_2009.pdf Accessed on 28 November 2012.
27. Leal MC, Szwarcwald CL. Evolução da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro, Brasil (1979 a 1993): análise por causa segundo grupo de idade e região de residência. *Cad Saude Publica.* 1996;12:243–52.
28. Souza RTS, Gotlieb SLD. Probabilidade de morrer no primeiro ano de vida em área urbana da Região Sul, Brasil. *Rev Saude Publica.* 1993;27:445–543.
29. Gomes FAR, Araújo Júnior AF, Salvato MA. Mortalidade infantil no Brasil e Sudeste: determinantes e perspectivas para o futuro. In: XV Encontro Nacional de Estudos Populacionais. Ibmeq MG Working Paper—WPP36. Caxambu, 2006. Available from http://www.abep.nepo.unicamp.br/encontro2006/docs/pdf/ABEP2006_663.pdf Accessed on 15 November 2012.
30. Malta DC, Duarte EC. Causas de mortes evitáveis por ações efetivas dos serviços de saúde: uma revisão da literatura. *Cien Saude Colet.* 2007;12(3):765–76.
31. Malta DC, Duarte EC, Almeida MF, Dias MAS, Moraes Neto OL, Moura L, et al. Lista de causas de mortes evitáveis por intervenções do Sistema Único de Saúde do Brasil. *Rev Epid Serv Saude.* 2007;16(4):233–44.
32. Ministério da Saúde, Secretaria de Atenção à Saúde, Departamento de Análise de Situação de Saúde, Brasil. Manual de vigilância do óbito infantil e fetal e do comitê de prevenção do óbito infantil e fetal. Brasília: Ministério da Saúde; 2009.
33. Szwarcwald CL, Leal MC, Andrade CLT, Borges PRSJ. Estimativa da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações sobre óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? *Cad Saude Publica.* 2002;18:1725–36.

Manuscript received on 10 May 2012. Revised version accepted for publication on 4 January 2013.

Desigualdades en la mortalidad de menores de un año entre los municipios del Brasil, según el índice de desarrollo familiar de 2006 a 2008

RESUMEN

Objetivo. Describir las desigualdades en la tasa de mortalidad de menores de un año entre las zonas geográficas y los municipios del Brasil según los indicadores socioeconómicos.

Métodos. Se realizó un estudio exploratorio y ecológico de los grupos de espacios que definieron la tasa de mortalidad de menores de un año en el período de 2006 a 2008 según los municipios, los estados y el índice de desarrollo familiar (IDF), un indicador socioeconómico que va del 0 al 1. Todos los municipios del Brasil se clasificaron según 4 estratos, de conformidad con lo definido por los cuartiles del IDF; el estrato 4 incluyó a aquellas personas con mejores condiciones de IDF y el estrato 1 a aquellas con peores condiciones. Se eligieron las siguientes medidas de la desigualdad: el índice de concentración, el porcentaje de riesgo atribuible a la población, la razón de la tasa y el número de sucesos evitables (número de defunciones de menores de un año).

Resultados. La tasa promedio de mortalidad de menores de un año (por 1 000 nacidos vivos) según los estratos del IDF fueron: estrato 1 (IDF = 0,41–0,52) = 18,8; estrato 2 (IDF = 0,53–0,55) = 17,9; estrato 3 (IDF = 0,56–0,58) = 15,0; y estrato 4 (IDF = 0,59–0,73) = 13,4. En términos generales, el índice de concentración fue 0,02. Al estrato 1, que tuvo una proporción de 17% de todos los nacidos vivos en la población, correspondió una concentración de 20% de defunciones de menores de un año. Además, el perfil de las causas y las edades de la mortalidad de menores de un año también difirió cualitativamente cuando se compararon los estratos 1 y 4.

Conclusiones. Los resultados indican que hay una asociación entre los indicadores socioeconómicos, en concreto el IDF, y el riesgo de mortalidad de menores de un año. Estos resultados destacan los grupos de población específicos en el Brasil que son más vulnerables a la mortalidad de menores de un año y demuestran que el IDF puede utilizarse para identificarlos.

Palabras clave

Desigualdades en la salud; mortalidad infantil; tasa de mortalidad infantil; bienestar del lactante; Brasil.

10. APÊNDICE

10.1.Parecer comitê de ética


UNIVERSIDADE DE BRASÍLIA
FACULDADE DE MEDICINA
Comitê de Ética em Pesquisa em Seres Humanos

ANÁLISE DE PROJETO DE PESQUISA

Registro de Projeto: CEP-FM 046/2009.

Título: "Óbitos infantis por causas evitáveis e atenção à saúde no Brasil: análise ecológica nacional e estudo caso-controle do Distrito Federal."

Pesquisador Responsável: Elisabeth Carmen Duarte.

Documentos analisados: Folha de rosto, carta de encaminhamento, declaração de responsabilidade, protocolo de pesquisa, termo de consentimento livre e esclarecido, cronograma, bibliografia pertinente e currículo (s) de pesquisador (es).

Data de entrega: 21/05/2009.

Proposição do (a) relato (a)

Aprovação

Não aprovação.

Data da primeira análise pelo CEP-FM/UNB: 26/05/2009.

Data do parecer final do projeto pelo CEP-FM/UNB: 22/06/2009.

PARECER

Com base na Resolução CNS/MS nº 196/96 e resoluções posteriores, que regulamentam a matéria, o Comitê de Ética em Pesquisa da Faculdade de Medicina da Universidade de Brasília decidiu **APROVAR** de acordo com reunião ordinária realizada no dia 24/06/2009 e conforme parecer do (a) relator (a) o projeto de pesquisa acima especificado, quanto aos seus aspectos éticos.

1. Modificações no protocolo devem ser submetidas ao CEP, assim como a notificação imediata de eventos adversos graves;
2. O (s) pesquisador (es) deve (m) apresentar relatórios periódicos do andamento da pesquisa ao CEP-FM.

Brasília, 25 de Junho de 2009.


Prof. Elaine Maria de Oliveira Alves
Coordenadora do Comitê de Ética em Pesquisa
Faculdade de Medicina-UNB

Campus Universitário Darcy Ribeiro, Asa Norte, Brasília, DF – CEP 70910-900
Telefone/Fax: (61) 3307 2276