

UNIVERSIDADE ESTADUAL DE MARINGÁ
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS- CSA
PROGRAMA DE PÓS GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS- PCE

CRISTIÉLE DE ALMEIDA VIEIRA

**ENSAIOS SOBRE A ECONOMIA DA SAÚDE INFANTIL NO BRASIL: POBREZA
MULTIDIMENSIONAL E INTERNAÇÕES POR DOENÇAS INFECCIOSAS
INTESTINAIS**

MARINGÁ
FEVEREIRO, 2020

CRISTIÉLE DE ALMEIDA VIEIRA

**ENSAIOS SOBRE A ECONOMIA DA SAÚDE INFANTIL NO BRASIL: POBREZA
MULTIDIMENSIONAL E INTERNAÇÕES POR DOENÇAS INFECCIOSAS
INTESTINAIS**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá para obtenção do título de Mestre em Economia. Área de concentração: Teoria Econômica.

Orientadora: Prof^ª. Dr^ª. Cássia Kely Favoretto Costa
Coorientador: Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto

MARINGÁ
FEVEREIRO, 2020

Dados Internacionais de Catalogação-na-Publicação (CIP)
(Biblioteca Central - UEM, Maringá - PR, Brasil)

V658e

Vieira, Crístiele de Almeida

Ensaio sobre a economia da saúde infantil no Brasil : pobreza multidimensional e interações por doenças infecciosas intestinais / Crístiele de Almeida Vieira. -- Maringá, PR, 2020.

148 f. : il. color., figs., tabs., maps.

Orientadora: Profa. Dra. Cássia Kely Favoretto Costa.

Coorientador: Prof. Dr. Paulo de Andrade Jacinto.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Estadual de Maringá, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Departamento de Economia, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2020.

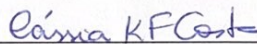
1. Economia da saúde infantil - Brasil. 2. Vulnerabilidade social - Brasil. 3. Enfermidades infectocontagiosas. 4. Método Alkire-Foster. 5. Econometria espacial. I. Costa, Cássia Kely Favoretto, orient. II. Jacinto, Paulo de Andrade, coorient. III. Universidade Estadual de Maringá. Centro de Ciências Sociais Aplicadas. Departamento de Economia. Programa de Pós-Graduação em Economia. IV. Título.

CDD 23.ed. 330.981

CRISTIÉLE DE ALMEIDA VIEIRA

**ENSAIOS SOBRE A ECONOMIA DA SAÚDE INFANTIL NO BRASIL: POBREZA
MULTIDIMENSIONAL E INTERNAÇÕES POR DOENÇAS INFECCIOSAS
INTESTINAIS**

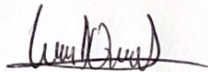
Banca Examinadora:



Prof^a. Dr^a Cássia Kely Favoretto Costa
Presidente- Universidade Estadual de Maringá (UEM)



Prof^a. Dr^a Leticia Xander Russo
Convidado 1- Universidade Estadual de Maringá (UEM)



Prof. Dr. César Augusto Oviedo Tejada
Convidado 2- Universidade Federal de Pelotas (UFPEL)

MARINGÁ
FEVEREIRO, 2020

“Às custas de uma pá me tornei Mestre em Economia”
Dedico este manuscrito ao meu alicerce de vida,
meus pais Ivandir e Leila e minha irmã Jaqueline.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço as pessoas mais especiais da minha vida, meus pais Ivandir e Leila e minha irmã Jaqueline, por todo zelo e apoio dedicado a mim nesta jornada. Vocês são e sempre serão minha base, meu espelho e minha inspiração.

Agradeço a todos os professores do Programa de Pós Graduação em Economia da Universidade Estadual de Maringá por toda a sabedoria e conhecimento compartilhado. Em especial, agradeço a minha orientadora Prof. Cássia, por enfrentar comigo este desafio e sempre ser tão presente para me ajudar e aconselhar. Um obrigada especial também ao meu coorientador Prof. Paulo, que sempre tão solícito me auxiliou nas etapas dessa dissertação e me recebeu tão prontamente na UFPR. Agradeço aos membros da banca de qualificação e defesa por suas contribuições que, sem dúvida, auxiliaram no aprimoramento deste manuscrito.

Agradeço sobretudo ao apoio financeiro recebido nestes dois anos de mestrado pelas agências de fomento Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) e Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq), que tornaram viável o desenvolvimento desta dissertação e de grande parte da ciência brasileira.

RESUMO

Esta dissertação é composta por dois ensaios à cerca da Economia da Saúde Infantil no Brasil. No primeiro, realizou-se a mensuração e análise da evolução de um Índice de Pobreza Multidimensional Infantil (crianças até cinco anos) para as Unidades Federativas Brasileiras, nos anos de 1998, 2003 e 2008. Para isso foi utilizada a base de dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) - Suplemento de Saúde dos anos destacados e o método Alkire-Foster. Este índice foi formado por dimensões e indicadores de educação (escolaridade da mãe), saúde (plano de saúde, estado de saúde e internação de crianças) e padrão de vida (condição de habitação, acesso a água e saneamento, destino do lixo, iluminação domiciliar e ativos). Conforme resultados, encontrou-se que embora a pobreza infantil tenha reduzido de 1998 à 2008 em quase todas as unidades da federação, o número de indicadores médios sofreu elevação. Isso significa que embora a quantidade de crianças pobres diminuiu no período, o número de indicadores privados daquelas que continuaram na pobreza aumentou. Este fato reflete que as crianças marginalmente pobres (menos pobres entre as pobres) em 1998 conseguiram superar a pobreza em 2008, enquanto as severamente pobres (mais pobres entre as pobres) continuaram no estado de pobreza crônica. Na distribuição espacial do índice observou-se que a pobreza infantil foi mais severa nas Unidades Federativas do Norte (Acre, Amazonas, Pará) e Nordeste (Maranhão) do país nos três anos de análise, especialmente, em quesitos de padrão de vida e saúde. Assim, a perpetuação da pobreza nas mesmas regiões em 1998, 2003 e 2008, retrataram que as desigualdades regionais persistiram ao longo da década. No Ensaio 2, analisou-se os determinantes globais e locais (socioeconômicos, demográficos e de gestão em saúde) das internações hospitalares infantis (crianças menores de 5 anos) por doenças infecciosas intestinais nas microrregiões do Brasil para o ano de 2015. Foram aplicadas as técnicas de Econometria Espacial, com destaque para a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), as especificações dos modelos econométricos e o modelo de Regressão Ponderada Geograficamente (*GWR-Geographically Weighted Regression*). De acordo com os resultados, aglomerações do tipo Alto-Alto foram evidenciadas, principalmente, em microrregiões do Norte e Nordeste do país; já do padrão tipo Baixo-Baixo em áreas litorâneas do Sul e Sudeste. As especificações econométricas inferiram que a taxa de pobreza monetária, o esgotamento inadequado, o acesso a atenção primária (Estratégia Saúde da Família) e terciária (leito pediátrico) apresentaram associação positiva com essas internações. Por sua vez, a densidade demográfica teve efeito negativo sobre essa variável. O impacto da vizinhança também foi verificado pela significância das variáveis taxa de pobreza, esgoto inadequado, leito

pediátrico e internações por doenças infecciosas intestinais defasadas espacialmente. Isto significa que as condições de vida dos fatores supramencionados das microrregiões circundadas são capazes de aumentar/reduzir as internações por este tipo de enfermidade na microrregião de análise.

Palavras- chaves: Economia da Saúde Infantil. Vulnerabilidade Social. Método Alkire-Foster. Enfermidades infectocontagiosas. Econometria Espacial.

ABSTRACT

This dissertation consists of two essays about the Child Health Economy in Brazil. In the first, the measurement and analysis of the evolution of a Child Multidimensional Poverty Index (children up to five years old) for the Brazilian Federative Units was carried out in the years 1998, 2003 and 2008. For this, the database of the National Household Sample Survey (PNAD) - Health Supplement of the highlighted years and the Alkire-Foster method were used. This index was formed by dimensions and indicators of education (mother's education), health (health plan, infant mortality at home, self-perceived health and hospitalization of children) and standard of living (housing condition, access to water and sanitation, destination waste, home lighting and assets). According to results, it was found that although child poverty has reduced from 1998 to 2008 in almost all units of the federation, the number of average indicators has increased. This means that although the number of poor children decreased in the period, the number of private indicators of those who remained in poverty increased. This fact reflects that marginally poor children (less poor among the poor) in 1998 managed to overcome poverty in 2008, while the severely poor (poorest among the poor) remained in a state of chronic poverty. In the spatial distribution of the index, it was observed that child poverty was more severe in the Federative Units of the North (Acre, Amazonas, Pará) and Northeast (Maranhão) of the country in the three years of analysis, especially in terms of standard of living and health. Thus, the perpetuation of poverty in the same regions in 1998, 2003 and 2008, portrayed that regional inequalities persisted throughout the decade. In Essay 2, the global and local determinants (socioeconomic, demographic and health management) of hospital admissions for children (children under 5 years) due to infectious intestinal diseases in the microregions of Brazil for 2015 were analyzed. Spatial Econometrics techniques were applied, with emphasis on Exploratory Analysis of Spatial Data (AEDE), the specifications of econometric models and the Geographically Weighted Regression model (GWR). According to the results, clusters of the Alto-Alto type were evidenced, mainly, in microregions of the North and Northeast of the country; already of the Low-Low pattern in coastal areas of the South and Southeast. The econometric specifications inferred that the rate of monetary poverty, inadequate exhaustion, access to primary care (Family Health Strategy) and tertiary care (pediatric bed) were positively associated with these admissions. In turn, demographic density had a negative effect on this variable. The impact of the neighborhood was also verified by the significance of the variables poverty rate, inadequate sewage, pediatric bed and hospitalizations for spatially outdated infectious intestinal diseases. This means that the living conditions of the aforementioned

factors in the surrounding micro-regions are capable of increasing / reducing hospitalizations for this type of illness in the analysis micro-region.

Keywords: Child Health Economics. Social vulnerability. Alkire-Foster method. Infectious diseases. Spatial Econometrics.

LISTA DE QUADROS

Quadro 1.1A- Evidências empíricas da mensuração de um Índice de Pobreza Multidimensional geral aplicado à metodologia Alkire-Foster.....	63
Quadro 1.2A- Evidências empíricas da mensuração de um Índice de Pobreza Multidimensional infantil aplicado à metodologia Alkire-Foster	66
Quadro 1.3A- Variações do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD –Suplemento Saúde, 1998, 2003 e 2008	68
Quadro 1.4A- Contribuição dos indicadores para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998	69
Quadro 1.5A- Contribuição dos indicadores para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 2003	70
Quadro 1.6A- Contribuição dos indicadores para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 2008	71
Quadro 1.7A- Teste de Sensibilidade, Unidades Federativas do Brasil, PNAD – Suplemento de Saúde, 2008, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998.....	72
Quadro 1.7A- Teste de Sensibilidade, Unidades Federativas do Brasil, PNAD – Suplemento de Saúde, 2008, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 2003.....	73
Quadro 1.7A- Teste de Sensibilidade, Unidades Federativas do Brasil, PNAD – Suplemento de Saúde, 2008, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 2008.....	74
Quadro 2.1A- Sistematização da literatura referente a pesquisas sobre doenças infecciosas intestinais em crianças e os seus fatores associados.....	125
Quadro 2.2A- Classificação das microrregiões brasileiras por <i>clusters</i> , 2015.....	129
Quadro 2.3A- Resultados dos modelos econométricos espaciais SEM e SDEM, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2015.....	130

LISTA DE TABELAS

Tabela 1.1- Dimensões e indicadores (com respectivos limites de privação e pesos) para mensuração do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil para as Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008	38
Tabela 1.2- Distribuição (absoluta e relativa) dos indicadores que compõem as dimensões do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil (crianças de 0 a 5 anos), Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008.....	40
Tabela 1.3- Incidência (H), Intensidade (A) e Índice de Pobreza Multidimensional Infantil (M), Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008	42
Tabela 1.4- Contribuição das dimensões educação, saúde e padrão de vida para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008.....	45
Tabela 1.5- Análise de Sensibilidade, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008.....	50
Tabela 2.1- Variáveis explicativas da pesquisa - descrição, fonte dos dados e sinal esperado	87
Tabela 2.2- Análise descritiva das variáveis (dependente e explicativas) da pesquisa, Microrregiões do Brasil, 2015	102
Tabela 2.3- Autocorrelação espacial global das internações hospitalares infantis do Sistema Único de Saúde por doenças infecciosas intestinais, em logaritmo – LN, Microrregiões do Brasil, 2015.....	106
Tabela 2.4- Resultados da regressão estimada por MQO para as internações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais, em logaritmo natural-LN, Microrregiões do Brasil, 2015	109
Tabela 2.5- Resultados do modelo econométrico espacial SAR, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2015	110
Tabela 2.6- Resultados dos modelos econométricos espaciais SDM e SLX, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2015.....	111
Tabela 2.7- Resultados do modelo GWR, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2015	112
Tabela 2.8- Coeficientes locais e diferença de critério dos modelos SAR e SLX estimados por GWR, em logaritmo natural-LN, Microrregiões do Brasil, 2015	113

LISTA DE FIGURAS

Figura 1.1- Incidência (H), intensidade (A) e índice de Pobreza Multidimensional Infantil (M), Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008	43
Figura 1.2- Contribuição das dimensões educação, saúde e padrão de vida para o índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades de Federação, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008	46
Figura 1.3- Contribuição do indicador escolaridade materna para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008	47
Figura 1.4- Contribuição dos indicadores internação, plano de saúde e estado de saúde para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008.....	48
Figura 1.5- Contribuição dos indicadores material da casa, água, saneamento, lixo, iluminação e ativos para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008.....	49
Figura 2.1- Diagrama de Dispersão de Moran	91
Figura 2.2- Fluxograma de especificação do modelo Espacial	93
Figura 2.3- Fluxograma de especificação do modelo GWR	98
Figura 2.4- Distribuição espacial das internações hospitalares infantis do Sistema Único de Saúde por doenças infecciosas intestinais, Microrregiões do Brasil, 2015	103
Figura 2.5- Distribuição espacial dos determinantes socioeconômicos e demográficos, Microrregiões do Brasil, 2015	104
Figura 2.6- Distribuição espacial dos determinantes de gestão em saúde, Microrregiões do Brasil, 2015.....	105
Figura 2.7- Diagrama de Dispersão de I de Moran (a) e Mapa de Cluster LISA (b) das internações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2015	107
Figura 2.8- Efeito dos coeficientes locais significativos para o modelo SAR, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2015.....	114
Figura 2.1A- Distribuição espacial das internações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais, por desvio padrão, Microrregiões do Brasil, 2015	128
Figura 2.2A- Distribuição espacial das variáveis explicativas do modelo, por desvio padrão, Microrregiões do Brasil, 2015	128

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

AF	Alkire-Foster
AEDE	Análise Exploratória em Dados Espaciais
AIC	Critério de informação Akaike
AIH	Internação Hospitalar
CID	Cadastro Internacional de Doenças
DATASUS	Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IDH	Índice de Desenvolvimento Humano
IPH	Índice de Pobreza Humano
GWR	<i>Geographically Weighted Regression</i>
LISA	<i>Local Indicator of Spatial Analysis</i>
MGM	Método Generalizado dos Momentos
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
MQ2E	Mínimo Quadrado em dois estágios
PAD	Pesquisa por Amostra de Domicílio
PNAD	Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio
PNUD	Programa das Nações Unidas do Desenvolvimento
PNS	Pesquisa Nacional da Saúde
PSF	Programa Saúde da Família
QMV	Quase Máxima Verossimilhança
ODS	Objetivos do Desenvolvimento Sustentável
OMS	Organização Mundial da Saúde
SAR	<i>Spatial Autoregressive Model</i>
SDAC	<i>Survey of Disability, Ageing and Carers</i>
SDEM	<i>Spatial Durbin Error Model</i>
SDM	<i>Spatial Durbin Model</i>
SEM	<i>Spatial Error Model</i>
SLX	<i>Spatial Lag of X</i>
SUS	Sistema Único de Saúde
VI	Variável Instrumental

SUMÁRIO

INTRODUÇÃO GERAL	15
1 ENSAIO I: ÍNDICE DE POBREZA MULTIDIMENSIONAL INFANTIL NAS UNIDADES FEDERATIVAS DO BRASIL: MENSURAÇÃO E EVOLUÇÃO PARA 1998, 2003 E 2008	20
1.1 INTRODUÇÃO	20
1.2 REVISÃO TEÓRICA E EMPÍRICA	23
1.2.1 Pobreza Multidimensional e Vulnerabilidade Infantil	23
1.2.2 Evidências empíricas	26
1.3 METODOLOGIA	31
1.3.1 Método Alkire-Foster (AF).....	32
1.3.2 Aplicabilidade do método AF à pesquisa, fonte e descrição dos dados.....	35
1.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	39
1.4.1 Análise descritiva dos dados.....	39
1.4.2 Resultados do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil	41
1.4.3 Contribuições das dimensões e indicadores para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil.....	44
1.4.4 Análise de Sensibilidade.....	50
1.4.5 Discussão	51
1.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	56
REFERÊNCIAS	57
APÊNDICE	63
2 ENSAIO II: INTERNAÇÕES HOSPITALARES INFANTIS DO SISTEMA ÚNICO DE SAÚDE POR DOENÇAS INFECCIOSAS INTESTINAIS E SEUS DETERMINANTES: ANÁLISE ESPACIAL PARA AS MICRORREGIÕES DO BRASIL (2015)	75
2.1 INTRODUÇÃO	75
2.2 REVISÃO DE LITERATURA.....	78
2.2.1 Saúde infantil como medida de desenvolvimento: breve revisão teórica.....	78
2.2.2 Evidências Empíricas.....	80
2.3 METODOLOGIA	85
2.3.1 Fonte e Descrição dos Dados	85
2.3.2 Método Empírico.....	88
2.3.2.1 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)	89
2.3.2.2 Modelos Econométricos Espaciais.....	92

2.3.2.3 Modelo de Regressão Ponderada Geograficamente	97
2.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO	100
2.4.1 Análise descritiva da distribuição espacial dos dados	100
2.4.2 Análise da autocorrelação espacial global e local.....	105
2.4.3 Resultados da dependência espacial global e local (especificações econométricas)	108
2.4.4 Resultados da dependência espacial local (modelo GWR)	112
2.4.5 Discussão	114
2.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	117
REFERÊNCIAS	118
APÊNDICE 1	125
APÊNDICE 2	128
APÊNDICE 3	131
CONCLUSÃO GERAL	135
REFERÊNCIAS GERAIS	138

INTRODUÇÃO GERAL

A presente dissertação aborda dois ensaios à cerca da Economia da Saúde Infantil, destacando: i) mensuração e evolução de um índice de pobreza multidimensional infantil (crianças menores de cinco anos) para as Unidades Federativas do Brasil (Ensaio 1) e ii) determinantes espaciais (globais e locais) das internações hospitalares infantis (crianças de zero a cinco anos) do Sistema Único de Saúde (SUS) por doenças infecciosas intestinais nas microrregiões do país (Ensaio 2).

A saúde infantil é definida pela Organização Mundial da Saúde como um completo estado de bem estar físico, social e emocional, capaz de proporcionar às crianças oportunidades sociais e econômicas adequadas para seu desenvolvimento (WORLD HEALTH ORGANIZATION, 2006; 2015). Ou seja, a saúde é avaliada não somente pela inexistência de doenças, mas por todas as esferas que afetam sua qualidade de vida. Em termos de saúde pública, há a busca pela promoção de uma vida saudável e prevenção de doenças, de forma que fornecer informações das condições de vida das crianças e da sociedade, e de suas dificuldades auxiliam na decisão prioritária de investimento focalizado e eficaz (KANUNGO et al., 2019).

O principal argumento da dissertação é que a vulnerabilidade social e econômica nos primeiros anos de vida afeta diretamente o desenvolvimento humano, econômico e social de uma sociedade e/ou região. Privações de renda, saneamento, saúde e qualquer outro aspecto que afeta a obtenção de uma condição de vida adequada na primeira infância (crianças de 0 a 5 anos de idade ou de 0 a 72 meses), tornam-se responsáveis por determinar a vida do indivíduo no longo prazo (quando adultos) e a de seus descendentes (GALASSO; UMAPATHI, 2009; WICKMAN, 2016; DEATON¹, 2017). Nesta linha, crianças que sofreram algum tipo de carência tem seu desenvolvimento cognitivo, social e emocional limitado, o que pode ocasionar menores níveis de escolaridade, produtividade e renda, bem como uma maior probabilidade a problemas de saúde quando adulto, impactando assim na construção do capital humano e desenvolvimento de um país (VANDEMOORTELE, 2012; WICKMAN, 2016; UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME, 2017).

O aspecto vulnerabilidade na presente pesquisa segue a definição proposta por SEN² (1997; 2010), na qual privação e pobreza são consideradas como sinônimos. A pobreza é vista em uma abordagem multidimensional que perpassa a ideia unidimensional avaliada exclusivamente pelo poder aquisitivo. É um conceito que engloba, além da renda, um conjunto

¹ Prêmio Nobel de Economia em 2015.

² Prêmio Nobel de Economia em 1998.

de indicadores (saneamento, nutrição, estado de saúde, educação, direitos políticos, entre outros), que se não ofertados de forma eficiente, podem dificultar o alcance de uma vida saudável. Em suma, ao considerar um indivíduo como pobre, se avalia vários aspectos de sua vida que afetam o desenvolvimento humano e econômico de uma sociedade (CRESPO; GUROVITZ, 2002; CODES, 2008; SEN, 2010; DEATON, 2017).

No grupo dos indivíduos multidimensionalmente pobres, as crianças correspondem ao estrato mais vulnerável e com maior propensão a ter uma vida com privações (SEN, 1997; 2010; DEATON, 2017; OXFORD POVERTY AND HUMAN DEVELOPMENT INITIATIVE, 2018). As implicações causadas pelas carências sociais e econômicas durante o período infantil afetam a vida do indivíduo no curto, médio e longo prazo. Além disso, podem se estender para as próximas gerações, com maiores probabilidades de adoecimento, baixa educação, produtividade e renda. Assim, fornecer uma boa qualidade de vida na infância estimula o desenvolvimento humano no presente e no futuro, bem como a construção de capital humano (BANERJEE³; DEATON; DUFLO⁴, 2004; GALASSO; UMAPATHI, 2009; WICKMAN, 2016; WISE, 2016; DEATON, 2017).

O Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (2016) estima que se não houver nenhuma ação mais efetiva para reduzir as privações infantis, a perspectiva é que 167 milhões de crianças no mundo viverão na extrema pobreza até 2030 e 69 milhões morrerão de doenças por causas evitáveis, reduzindo as capacidades das gerações futuras.

As enfermidades por causas evitáveis são determinadas, em grande parte, pela condição de pobreza da sociedade, sobretudo em países em desenvolvimento (WISE, 2016; DEATON, 2017). Crianças, especialmente as menores de 5 anos (por seu organismo mais frágil), estão morrendo ou perdendo em qualidade de vida por doenças de baixo custo e fácil prevenção, como é o caso das doenças infecciosas intestinais - cólera, febres tifoide e paratifoide, salmonella, shigelose, amebíase, diarreia e gastroenterite de origem infecciosa presumível (PAES; SILVA, 1999; RODRIGUES, 2007; PEREZ-HEYDRICH et al.; 2013; WANG et al., 2014; WISE, 2016; DEATON, 2017).

Nesse contexto, existe uma inter-relação entre o estado de saúde de crianças (idade igual ou menor que cinco anos) e o aspecto pobreza. Ou seja, enquanto os problemas de saúde na infância proporcionam o agravamento e a perpetuação da pobreza, este último fator pode tornar os indivíduos mais vulneráveis a riscos de doenças, principalmente aquelas relacionadas ao

³ Prêmio Nobel de Economia 2019.

⁴ Prêmio Nobel de Economia 2019.

meio ambiente, como é o caso das infecciosas intestinais (GROSSMAN, 1992; WAGSTAFF, 2002; DUFLO, 2004; GIACOMELLI et al., 2017).

A partir do exposto, cada ensaio desta dissertação busca responder perguntas específicas, as quais abrangem aspectos da área de Economia da Saúde Infantil. O Ensaio 1 está norteado pelas seguintes questões: i) Qual é a evolução da pobreza infantil nas Unidades Federativas do Brasil, a partir de um índice multidimensional? e ii) Qual é a contribuição das variáveis econômicas e sociais sobre a pobreza infantil, mensurada a partir de um Índice Multidimensional de Pobreza construído para este público? A hipótese desse ensaio é que a incidência, intensidade e a contribuição dos indicadores para a pobreza infantil sofreram alterações no tempo e não são uniformemente distribuídas no espaço com divergências entre as unidades da federação.

Já no Ensaio 2, busca-se responder os seguintes pontos: i) Há dependência espacial das internações hospitalares infantis do SUS por doenças infecciosas intestinais entre as microrregiões do Brasil? e ii) Quais são os fatores espaciais globais e locais associados a estas internações? Nesse ensaio, pressupõe-se que a internação infantil por essas enfermidades apresenta dependência espacial entre as microrregiões brasileiras e são determinadas por privações socioeconômicas, demográficas e de gestão em saúde.

Nesta linha, o Ensaio 1 tem como objetivo mensurar e analisar a evolução de um Índice de Pobreza Multidimensional Infantil (crianças até cinco anos) para as Unidades Federativas do Brasil, nos anos de 1998, 2003 e 2008. Para isso, é aplicado o método Alkire-Foster, o qual permite identificar, além da quantidade de pobres, os fatores que mais contribuem para a perpetuação da pobreza. O índice é composto por dimensões e indicadores de educação (escolaridade da mãe), saúde (plano de saúde, estado de saúde e internação de crianças) e padrão de vida (condição de habitação, acesso a água e saneamento, destino do lixo, iluminação domiciliar e ativos). A base de dados utilizada é a Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD) nos anos em que foi realizado o Suplemento de Saúde (1998, 2003 e 2008).

A principal contribuição do Ensaio 1 é construir um índice que reflita a pobreza multidimensional infantil, à demonstrar a distribuição no espaço e no tempo tanto da quantidade de pobres quanto dos respectivos indicadores de maiores privações dentro das Unidades Federativas do Brasil, bem como indicar os indicadores que mais contribuem para a pobreza em cada região e ano. A partir disso, espera-se fornecer informações regionais aos formuladores de políticas públicas referente ao problema abordado aqui, contribuindo assim para que estes adotem estratégias para melhorar a qualidade de vida infantil, e consequentemente, o desenvolvimento humano e econômico (de curto e longo prazo) nas localidades destacadas.

Este Ensaio apresenta como aspecto inovador resultados que captam a condição de vida da população de até 5 anos de idade, a partir de uma análise evolutiva temporal e local com observância das disparidades entre as unidades da federação em três períodos de tempo (1998, 2003, 2008).

O Ensaio 2, por sua vez, analisa os determinantes espaciais globais e locais (socioeconômicos, demográficos e de gestão em saúde) das internações hospitalares infantis (crianças menores de 5 anos) por doenças infecciosas intestinais nas microrregiões do Brasil para o ano de 2015. Os métodos usados são a Análise Exploratória em Dados Espaciais (AEDE), as especificações dos modelos econométricos espaciais e do modelo de Regressão Ponderada Geograficamente (*GWR-Geographically Weighted Regression*).

Como o Brasil é um país continental com disparidades socioeconômicas e na distribuição da oferta de serviços de saúde, a análise espacial torna-se uma ferramenta empírica adequada para identificar grupos e regiões de maior carência, podendo auxiliar no planejamento de ações de políticas públicas que minimizem estas desigualdades mediante fornecimento de condições de vida e acesso a saúde para toda população sem distinções (GALVÃO; NOBRE; VASCONCELLOS, 1999; GUIMARÃES; AMARAL; SIMÕES, 2007; RODRIGUES, 2007; BARATA, 2009; FREITAS; CABRAL, 2011; BASTOS; GOMES, 2015; VENSON, 2018). Pressupõe-se que as internações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais não estejam distribuída aleatoriamente no espaço, de forma que a análise espacial permita observar o componente locacional, a partir de representações formais de dependências e heterogeneidade espacial. As variáveis explicativas consideradas no modelo fazem menção a duas dimensões: socioeconômica e demográfica (taxa de pobreza monetária, esgoto inadequado e densidade demográfica) e de gestão em saúde (leitos de internação pediátrica e Equipes da Estratégia Saúde da Família).

Destaca-se que as principais contribuições do Ensaio 2 são as seguintes: i) mostrar que as doenças infecciosas intestinais estão diretamente ligadas a privações básicas da vida humana; ii) demonstrar que existe um padrão de distribuição espacial com *spillovers* entre microrregiões, auxiliando no desenvolvimento de políticas públicas regionais. A inovação desse Ensaio é gerar, a partir de um método adequado, indicadores globais e locais referente a um problema de saúde pública, que é responsável por parte expressiva das internações hospitalares infantis e, consequentemente, pela perda de qualidade de vida desse público.

A dissertação está organizada em dois capítulos, além desta introdução e da conclusão geral. O capítulo 1 (Ensaio 1) corresponde a mensuração e análise da evolução de um Índice de Pobreza Multidimensional Infantil para as Unidades Federativas do Brasil, nos anos de 1998,

2003 e 2008. O capítulo 2 (Ensaio 2) analisa os determinantes espaciais das internações infantis por doenças infecciosas intestinais para as microrregiões do Brasil em 2015.

1 ENSAIO 1 – ÍNDICE DE POBREZA MULTIDIMENSIONAL INFANTIL NAS UNIDADES FEDERATIVAS DO BRASIL: MENSURAÇÃO E EVOLUÇÃO PARA 1998, 2003 E 2008

1.1 INTRODUÇÃO

A pobreza é classificada como um grave problema socioeconômico do século XXI, que afeta parte significativa da população dos países desenvolvidos e em desenvolvimento. Este fator socioeconômico gera perdas de bem-estar, de qualidade de vida e sua erradicação, tem se tornado um dos principais desafios para as nações (CODES, 2008; SEN, 2010; DEATON, 2017).

Na literatura científica há uma ampla discussão referente ao conceito de pobreza com transformações teóricas e de mensuração ao longo do tempo. Existe a evolução de uma análise unidimensional monetária (indivíduo era considerado pobre por padrões de consumo mínimo para a subsistência humana, medido exclusivamente pela renda) para um conceito multidimensional. As condições básicas para sobrevivência, como moradia e alimentação, passaram a ser avaliadas para definir a condição de pobreza (CRESPO, GUROVITZ, 2002; BOURGUIGNON; CHAKRAVARTY, 2003; CODES, 2008; SEN, 2010; ALKIRE; FANG, 2019). Recentemente, a pobreza é correlacionada a ideia de privação em multifatores, destacando: a) saúde – nutrição e mortalidade infantil, b) educação – anos de estudo e frequência escolar e c) padrão de vida – gás de cozinha, saneamento básico, água potável, energia elétrica, habitação, entre outros (SEN, 1976, 1997, 1999, 2010; OXFORD POVERTY AND HUMAN DEVELOPMENT INITIATIVE, 2018).

A pobreza multidimensional corresponde a um tipo de vulnerabilidade que causa distorções na vida das pessoas, principalmente de crianças, pois nessa fase o organismo delas é frágil e suscetível as adversidades do meio social e econômico (SEN, 2010; DA SILVA FERREIRA; MARIN, 2016; BRITES et al., 2017; DEATON, 2017). Além disso, as privações durante a infância geram sequelas e efeitos de longo prazo para esses indivíduos na fase adulta e entre gerações, ocasionando um círculo vicioso de vulnerabilidade à pobreza (VANDEMOORTELE, 2012; WICKMAN, 2016).

As privações das pessoas durante a infância induzem a perda de capital humano e provocam efeitos diretos na economia de um país. Este fato ocorre em virtude da maior proporção delas apresentar problemas de saúde na vida adulta e menores níveis de educação,

produtividade e renda. Nesta linha, é importante que as crianças tenham um estilo de vida saudável, de oportunidades e possam contribuir para o crescimento e desenvolvimento econômico de uma nação (BANERJEE; DEATON; DUFLO, 2004; VANDEMOORTELE, 2012; WISE, 2016; WICKMAN, 2016; UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME, 2017).

Considerando o total de pobres no mundo⁵ (1,3 bilhões), 665 milhões são de crianças (ou seja, menores de 18 anos⁶), ou seja, uma a cada três crianças são multidimensionalmente pobres. Este cenário torna-se pior, quando verificado que 1 a cada 6 desses indivíduos são privados em pelo menos metade dos indicadores de saúde, educação e padrão de vida (OXFORD POVERTY AND HUMAN DEVELOPMENT INITIATIVE, 2018). Segundo o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (2016), se não houver nenhuma ação para reduzir as privações infantis, a prospectiva é que 167 milhões de crianças viverão na extrema pobreza até 2030, reduzindo as capacidades das gerações futuras.

Destaca-se que dos 43 milhões de pobres da América Latina e Caribe, as maiores proporções desse total são encontradas no Brasil - 20,1%, no Haiti - 13% e na Guatemala - 12,2% (OXFORD POVERTY AND HUMAN DEVELOPMENT INITIATIVE, 2018). Em 2015, cerca de 18 milhões de crianças e adolescentes brasileiras menores de 17 anos (34,3% do total de crianças dessa faixa etária) viviam em domicílios com renda *per capita* insuficiente para adquirir uma cesta básica de bens. Quando considerados os fatores educação, informação, trabalho infantil, moradia, água e saneamento, esse número aumentou para 27 milhões (49,7% do total) de crianças com privações em um ou mais desses indicadores no território brasileiro (UNITED NATIONS INTERNATIONAL CHILDREN'S EMERGENCY FUND, 2018).

No contexto das políticas públicas, é importante destacar que, após os anos 2000 no Brasil, houve uma expansão de ações que visaram combater e reduzir as privações sociais e econômicas, bem como melhorar a qualidade de vida da população. Dentre elas, destaca-se o Programa Estratégia Saúde da Família, criado em 1994, e expandido em 2004 para atendimento de 40% de toda população brasileira. O objetivo dele é fornecer cuidados e monitoramento da saúde da população por meio da Atenção Primária. Outra política foi a criação do Programa Bolsa Família (PBF) em 2004, que corresponde a um programa de transferência de renda condicionada e é direcionado a população mais carente do país. O objetivo dele é erradicar a vulnerabilidade, a pobreza e garantir o direito à alimentação, educação e saúde dos brasileiros

⁵ Estas informações referem-se ao relatório de Oxford Poverty and Human Development Initiative (2018) onde foi realizada o cálculo de um Índice Global de Pobreza Multidimensional para 105 países do mundo.

⁶ Esta definição de crianças (de 0 a 18 anos) é dada pelo relatório oficial do Índice Global de Pobreza Multidimensional elaborado por Oxford Poverty and Human Development Initiative (2018).

(MACINKO; HARRIS, 2005; MACINKO; GUANAIS; SOUZA, 2006; REIS, 2014; SANTOS; JACINTO 2017; BRASIL, 2019).

Diante da situação da pobreza multidimensional no contexto mundial e nacional, um dos métodos recomendados na literatura científica para mensurar esse problema refere-se ao proposto por Alkire e Foster⁷ (2009). A sua vantagem é focalizar essencialmente a população pobre a partir de um sistema de contagem de privações, o qual determina a quantidade de pobres (em números absolutos e percentuais) e os principais indicadores que fazem com que este grupo de pessoas estejam nessa situação. Esse índice considera também dois axiomas: i) a decomposição por faixas etárias, áreas regionais ou por características individuais (etnia, raça e etc.), o que permite analisar a desigualdade em suas mais diversas fases, e b) a monotonicidade dimensional, em que uma expansão na faixa de privação experimentada por um pobre é refletida no nível geral de pobreza, enquanto uma privação adicional sofrida por um não pobre, não afeta o índice.

Neste contexto, a mensuração de um índice de pobreza multidimensional infantil é considerada relevante por este valorar atributos fundamentais na qualidade de vida, que indicadores individuais não conseguem captar. Além disso, considerando que o Brasil é um país de grande extensão territorial e com disparidades socioeconômicas, demográficas e ambientais, o entendimento e o desenvolvimento de pesquisas regionais que mostrem as desigualdades geográficas na distribuição da quantidade de pobres e nos indicadores de maiores privações tornam-se elementares para a construção de políticas públicas norteadoras e eficazes.

Diante do exposto, o objetivo desse estudo é mensurar e analisar a evolução de um Índice de Pobreza Multidimensional Infantil (crianças de zero a cinco anos) para as Unidades Federativas do Brasil, nos anos de 1998, 2003 e 2008. Para tanto, se utiliza a metodologia de Alkire e Foster (2009, 2011) e os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD)- Suplemento Saúde para os anos destacados. Ressalta-se que a escolha dos anos ocorreu em virtude do período de 1998 e 2008 ser caracterizado pela expansão das políticas sociais no país, ser um período onde não ocorreu crise econômica e pela disponibilidade dos dados em saúde na base supracitada.

⁷ A metodologia construída por Alkire e Foster (2009, 2011) é considerada uma versão adequada para medição da pobreza multidimensional em uma sociedade (localidade), inclusive utilizado por agências internacionais como a Oxford Poverty and Human Development Initiative e o Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento que empregaram a supracitada metodologia na construção de um Índice Global de Pobreza Multidimensional em 105 países em 2010, e uma versão mais atualizada em 2018.

As dimensões que abrangem a mensuração do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil para os anos de 1998, 2003 e 2008 são as seguintes: i) educação – escolaridade da mãe; b) saúde – plano de saúde, mortalidade infantil, estado de saúde e internação infantil e c) padrão de vida – material nas paredes da moradia, água canalizada, saneamento, destino do lixo, iluminação domiciliar e ativos.

A principal contribuição da pesquisa a partir da mensuração deste índice de pobreza infantil é gerar aos formuladores de políticas sociais, informações das principais vulnerabilidades a serem enfrentadas para a erradicação da pobreza de crianças até 5 anos de idade em cada unidade federativa do Brasil. O trabalho inova também por sua análise evolutiva temporal e regional, que permite captar as disparidades da quantidade de pobres e dos indicadores de maior carência em cada região no decorrer de três anos (1998, 2003 e 2008). Cabe destacar que esse aspecto diferencia a presente pesquisa do estudo de Mosaner (2016), que avaliou a pobreza infantil no país em somente um ponto no tempo (2006). Além disso, distingue-se por retratar essa questão para as 27 unidades federativas de forma separada e ao utilizar outros indicadores (adaptados do Índice Global de Pobreza Multidimensional lançado em 2019) para medir a qualidade de vida da população infantil brasileira.

O Ensaio está organizado em mais três seções, além desta introdução e das considerações finais. A seção 2 trata da revisão teórica e empírica. Na seção 3 é explanada a metodologia Alkire-Foster e os ajustamentos efetuados para sua aplicação para o Brasil, considerando o contexto infantil, bem como a fonte e descrição dos dados. Na seção 4 encontra-se a análise e discussão dos resultados.

1.2 REVISÃO TEÓRICA E EMPÍRICA

Na presente seção, primeiramente, aborda-se uma revisão teórica da pobreza multidimensional e sua relação com a vulnerabilidade infantil (seção 1.2.1). Em um segundo momento, tem-se as evidências empíricas que aplicaram o método Alkire-Foster para medir a pobreza multidimensional infantil (seção 1.2.2).

1.2.1 Pobreza Multidimensional e Vulnerabilidade Infantil: breve revisão teórica

A caracterização da pobreza possui um entendimento multidimensional, representado por multiprivações, que afetam e ameaçam a vida do ser humano, principalmente, das crianças e as remetem aos problemas sociais e econômicos (BANERJEE; DEATON; DUFLO, 2004;

GALASSO; UMAPATHI, 2009; SEN, 2010; WICKMAN, 2016; WISE, 2016; BRITES et al., 2017; DEATON, 2017).

A primeira definição de pobreza infantil foi concedida em 2006 pela Assembleia Geral das Nações Unidas, como uma situação de privação em nutrição, água e saneamento, acesso a serviços básicos de saúde, abrigo, educação, participação e proteção (UNITED NATIONS GENERAL ASSEMBLY, 2006). Sen (1998, 2010) complementa esse conceito afirmando que a pobreza deve ser vista como sinônimo de privação de oportunidades, em que ao criticar a visão unidimensional, agrega em complementariedade a renda, fatores indispensáveis a qualidade de vida outrora ignorados, como a privação em saúde, educação, liberdade de expressão e política, entre outros.

Ainda, Sen (2010) destaca que a busca por uma maior renda não são os objetivos “fins” para alcançar uma qualidade de vida adequada, mas um mecanismo que os indivíduos recorrem para obtê-la. Ou seja, a perspectiva multidimensional não elimina a ideia que a renda é claramente uma das causas principais da pobreza, apenas defende que este fator econômico não deve ser colocado como ponto central e único nas análises de vulnerabilidade.

Na literatura existem diversas propostas metodológicas que são usadas para mensurar o nível da qualidade de vida dos indivíduos pela ótica multidimensional. No contexto internacional, destacam-se os índices de Desenvolvimento Humano (IDH) e o Índice de Pobreza Humano (IPH). O IDH foi desenvolvido em 1993 por Amartya Sen e Mahbud ul Hag, a fim de captar de forma mais eficaz a complexidade que envolve as variáveis do desenvolvimento humano, sendo o índice composto por três dimensões básicas: educação, renda e saúde. Em 1997, Anand e Sen desenvolvem o IPH como um índice que analisa um conjunto de indicadores agregados de uma localidade, tais como analfabetismo adulto, percentagem de famílias sem condições de vida adequado, entre outros (ANAND; SEN, 1997; DA SILVA FERREIRA; MARIN, 2016; MOURA; SARRIERA, 2019).

Embora os indicadores IDH e IPH ampliem a perspectiva sobre o desenvolvimento humano e forneçam estimativas gerais, sintéticas e válidas sobre a situação de pobreza de uma localidade, estes são precários no quesito de identificação das pessoas pobres e de sua condição individual de pobreza (ALKIRE; FOSTER, 2011; PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO, 2017).

Nesta linha, o método desenvolvido por Alkire e Foster (2009, 2011) se destaca pela sua capacidade técnica em medir a pobreza no sentido de Sen (1976, 1992, 2010), que além de identificar quem é pobre, verifica quantos e quais são os indicadores de maiores privações para cada indivíduo pobre. Além disto, os dados utilizados podem ser tanto de caráter discretos e

qualitativos (como funções de alfabetização) como contínuos e cardiais (como renda), o que aumenta o conjunto de possibilidades para agregar indicadores qualitativos na análise da pobreza.

O método AF, quando comparado ao IDH e ao IPH, destaca-se por sua flexibilidade de medição, uma vez que a seleção de dimensões, cortes dimensionais (para determinar quando uma pessoa é privada em uma dimensão), pesos dimensionais (para indicar a importância relativa das diferentes privações) e corte de pobreza (para determinar quando uma pessoa tem privações suficientes para ser considerado pobre), podem ser adaptados à realidade e disponibilidade de informações de cada localidade/sociedade (ALKIRE; FOSTER, 2009; 2011).

As críticas ao método Alkire-Foster recaem sobre a flexibilização da medição das linhas de corte, tanto do peso dos indicadores quanto da linha de pobreza (DATT, 2013). Em vista disto, Alkire et al. (2015) indicam realizar uma análise de sensibilidade para comprovação de que os resultados obtidos a partir desse método são adequados.

É importante evidenciar que as medidas geradas pelo AF são sensíveis à distribuição conjunta de privações, no sentido de que o valor da pobreza é diferente se, por exemplo, um percentual dos indivíduos forem privados em todas as dimensões ou se diferentes parcelas da população estiverem privados em apenas uma delas. Logo, a análise é feita sobre o indivíduo e não por médias regionais (dados microrregionais, municipais, entre outros). Nesse contexto, a base de dados requerida para estudos usando esse método deve advir de apenas uma fonte e estar em formato de microdados - informações individuais e/ou por domicílio (DATT, 2013).

Em síntese, a medição da pobreza multidimensional pelo método AF fornece relevantes informações, que podem auxiliar os formuladores de políticas públicas na elaboração de ações que foquem em grupos mais carentes e nas privações que mais atingem as pessoas pobres (ALKIRE; FOSTER, 2009, 2011). Ainda, a propriedade de decomposição por características individuais desse método torna possível analisar a pobreza de menores de 5 anos (objetivo central da presente pesquisa) por unidade federativa brasileira ao longo do tempo. A partir disso, torna-se possível identificar as maiores vulnerabilidades das crianças e as disparidades regionais existentes no que concerne o bem-estar na primeira infância.

No contexto multidimensional, as privações na infância estão relacionadas a diversos fatores, destacando: a) socioeconômicos como renda familiar e educação; b) saúde, como nutrição e mortalidade; c) padrão de vida, como condições de moradia, saneamento e água e; d) apego parental e proteção (APABLAZA; YALONETZKY, 2011; ALKIRE; ROCHE, 2011; CALLANDER; SCHOFIELD; SHRESTHA, 2012; GARCÍA; RITTERBUSCH, 2015;

WANG; ZHOU; SHANG, 2015; MOSANER, 2016). Os efeitos desse conjunto de privações na infância, principalmente nos primeiros anos de vida (em que o organismo e os mecanismos de defesa do corpo humano são mais frágeis), afetam o desenvolvimento dessas pessoas por toda a vida (VANDEMOORTELE, 2012; WICKMAN, 2016).

As privações na infância ainda podem causar um efeito de transbordamento para a próxima geração. Um desenvolvimento infantil prejudicado pode gerar maiores dificuldades do indivíduo de apresentar uma vida de qualidade e bem-estar quando adulto. Esse fato faz com que os filhos destas pessoas tenham oportunidades mais restritas, criando um ciclo vicioso (VANDEMOORTELE, 2012). As sequelas ocasionadas vão desde problemas de saúde e nível educacional menor, à significativas perda de capital humano com baixos níveis de produtividade e renda (GALASSO; UMAPATHI, 2009; WICKMAN, 2016; WISE, 2016; DEATON, 2017).

De acordo com Vandemoortele (2012), nenhum país pode sustentar o crescimento econômico com base em altos níveis de analfabetismo, desnutrição e morbidade desenfreada. O autor aponta quatro argumentos básicos para realização de investimentos focados em crianças, destacando: i) o legal, em que a obrigatoriedade dos membros da Convenção das Nações Unidas sobre os Direitos da Criança é garantir a realização dos direitos delas, utilizando o máximo de recursos disponíveis; ii) o ético, no qual ocorre a promoção de direitos econômicos e sociais; iii) o econômico, onde crianças com qualidade vida podem se tornar adultos mais produtivos, contribuindo assim para a prosperidade econômica e; iv) o político, em que a pobreza reduz as oportunidades de participação democrática. Logo, cada nação para alcançar o desenvolvimento econômico e humano, deve ofertar serviços e programas que visem melhor o nível de bem-estar social e de qualidade de vida para as crianças.

Nesta linha, argumenta-se que investimentos em condições apropriadas de saúde e oportunidades sociais e econômicas às crianças são a chave para superar o ciclo da pobreza, melhorar as taxas globais de sobrevivência infantil no curto e longo prazo e criar bases para uma sociedade coesa e uma economia desenvolvida (BANERJEE; DEATON; DUFLO, 2004; PEMBERTON, GORDON; NANDY, 2012; UNITED NATIONS INTERNATIONAL CHILDREN'S EMERGENCY FUND, 2018).

1.2.2 Evidências empíricas

A pobreza multidimensional, em nível mundial e nacional, é objeto de estudo de pesquisadores da área econômica e de saúde, que utilizam o método de Alkire-Foster para

mensurá-la. Essa metodologia é capaz de captar, além do número de pobres, os indicadores que mais colaboram para a pobreza, norteando os formuladores de políticas públicas a agirem no foco das principais vulnerabilidades da sociedade.

Na literatura, o método Alkire-Foster têm sido utilizado para mensurar a pobreza multidimensional em geral. Dentre os estudos, podem se destacar, internacionalmente, os trabalhos de Nussbaumer, Bazilian e Modin (2012), Victor et al. (2014) e Kanungo et al. (2019). Em termos nacionais, tem-se as pesquisas de Costa e Costa (2014), De Souza Filho e Natenzon (2015), Da Silva Ferreira e Marin (2016), Serra, Yalonetzky e Belik (2017), Brites et al. (2017) e Da Silva e Rohenkohl (2018). Marin et al. (2018) e Moraes, Marin e Vieira (2018). Esses trabalhos estão sintetizados no Quadro 1.1A, no Apêndice, como forma de contribuir com o tema abordado.

Contudo, existe uma escassez de pesquisas que mensuram a pobreza infantil a partir do método AF. Em termos internacionais, foram encontrados os trabalhos de Apablaza e Yalonetzky (2011), Alkire e Roche (2011), Callander, Schofield e Shrestha (2012), García e Ritterbusch (2015), Wang, Zhou e Shang (2015), Omotoso e Kosh (2018) e Mohaqeqi Kamal et al. (2019). Para o Brasil, apenas o estudo de Mosaner (2016). Para contribuir com a revisão de literatura discutida na presente seção, apresenta-se no Quadro 1.2A (Apêndice) uma síntese desses trabalhos.

Apablaza e Yalonetzky (2011) calcularam pelo método AF um Índice de Pobreza Multidimensional para crianças na idade de 8 anos, abrangendo as áreas de Andra Pradexe (Índia), Etiópia, Peru e Vietnã. Utilizaram os dados da *Young Lives*⁸ para os anos 2002, 2006-7 e 2009. As dimensões utilizadas visaram refletir as características individuais das crianças, com destaque para a de capital humano (medido pelos indicadores de trabalho infantil, frequência escolar e nutrição), apego parental e de ambiente (composto pelos indicadores eletricidade adequada, combustível para cozinhar, água potável, banheiro, superlotação, acesso a bens domésticos básicos e mortalidade infantil na residência). Os resultados apontaram o Peru como o menos pobre, seguido pelo Vietnã, Andra Pradexe e Etiópia. A redução da pobreza foi maior no Peru e de menor velocidade na Etiópia. Em termos de intensidade de indicadores privados, a superlotação, o acesso a banheiros e combustíveis foram os de maior privação na Etiópia. Em contraste, a qualidade do piso se destacou no Peru, enquanto o acesso à água foi

⁸ O *Young Lives* é um projeto internacional da pobreza infantil coordenado pelo Departamento de Desenvolvimento Internacional da Universidade de Oxford que segue as vidas de 12.000 crianças na Etiópia, Índia (nos estados de Andhra Pradesh e Telangana), Peru e Vietnã ao longo de 15 anos (APABLAZA; YALONETZKY, 2011).

relativamente mais relevante no Vietnã. Em Andra Pradexe, os indicadores que mais contribuíram para a pobreza foram a superlotação e a qualidade do piso.

Alkire e Roche (2011) construíram um Índice de Pobreza Multidimensional para crianças menores de 5 anos residentes em Bangladesh, a partir dos dados da *Demographic Health Survey*⁹ para 1997 e 2007. O índice construído a partir do método AF foi composto por cinco dimensões: i) nutrição- crianças com estatura ou peso abaixo de dois desvios-padrão da referência internacional da Organização Mundial da Saúde; ii) água- fonte inapropriada; iii) condições sanitárias- instalações de saneamento inadequada; iv) saúde- imunização até os 2 anos de idade; v) moradia- casa sem piso ou coberturas inadequadas e vi) informação- acesso a rádio ou televisão.

Os resultados da pesquisa supracitada indicaram os seguintes percentuais de privações: 10% com uma privação, quase 20% em duas, 30% em três e 27% em quatro. Para 2007, os indicadores de maior privação foram abrigo (mais de 90% das crianças viviam em uma casa sem pavimento ou coberturas inadequadas), seguido por nutrição, saneamento e informação, onde as taxas de privação foram de quase 60%. O quadro foi um pouco melhor para a saúde (privação de 20%) e o acesso à água (menos de 5% sem acesso a uma fonte melhorada).

Por conseguinte, Callander, Schofield e Shrestha (2012) construíram um Índice de Pobreza da Liberdade, a partir do método AF, para a faixa etária de 5 a 19 anos da Austrália. A base de dados utilizadas foi a *Survey of Disability, Ageing and Carers*¹⁰ (SDAC) do ano de 2003. A renda familiar *per capita* foi usada para medir a questão monetária. Na dimensão saúde o indicador foi “deficiência”, ou seja, se tiver alguma limitação, restrição ou impedimento, que durou, ou provavelmente durará, por pelo menos 6 meses e restringe as atividades cotidianas. A escolaridade foi usada para mensurar a dimensão educação. Os resultados apontaram que embora a pobreza monetária (22%) seja mais intensa que aquela de liberdade (5%), quando considerado o risco de ser pobre, o número de indivíduos com pelo menos uma forma de limitação aumenta para quase um terço da população em questão. Concluíram que a pobreza medida pela renda não revela todas as camadas de desvantagem experimentadas pelas crianças e jovens australianos.

García e Ritterbusch (2015) computaram um Índice de Pobreza Multidimensional pelo método AF para crianças de 0 a 17 anos da Colômbia, a partir dos dados da pesquisa domiciliar

⁹ O *Demographic Health Survey* (DHS) é uma pesquisa criada em 1984 e financiada pela Agência dos Estados Unidos da América para o Desenvolvimento Internacional, que atua gerando informações sobre saúde e população de 90 países em desenvolvimento.

¹⁰ A *Survey of Disability, Ageing and Carers* é conduzida pelo Departamento Australiano de Estatísticas (ABS) em toda a Austrália.

de 2008, 2010 e 2011. As dimensões se resumiram em: i) educação – ausência de acesso a escola dos 3 aos 5 anos, sem ir para a escola para as idades de 6 aos 17 anos e atraso escolar até os 17; ii) nutrição - desnutrição e insegurança alimentar; iii) saúde- sem imunização e seguro saúde, barreiras de acesso; iv) água e saneamento- falta de água potável e saneamento; v) habitação- superlotação, chão sujo e materiais de construção inseguros; vi) segurança econômica- dificuldades econômicas; vii) segurança- negligência (0-5 anos), abuso e local de violência; viii) recreação e uso do tempo- sem acesso e tempo para recreação, bem como aos parques e áreas verdes; e ix) informação - sem acesso a informação.

Os resultados da pesquisa de García e Ritterbusch (2015) indicaram queda substancial da pobreza infantil, passando de 41,2% em 2008 para 34% de multidimensionalmente pobres em 2011, com concentração da pobreza entre crianças de 3 a 5 anos. A intensidade da pobreza para todas as faixas etárias foi mais crítica na falta de acesso à água potável, superlotação e ausência de acesso a parques ou áreas verdes. Além disso, para crianças menores de cinco anos e adolescentes de 12 a 17 anos, a falta de acesso à educação foi considerada uma questão crítica. Quando considerado a faixa de 6 a 17 anos como um todo, os fatores mais precários corresponderam a falta de acesso a serviços recreativos ou de uso do tempo.

Wang, Zhou e Shang (2015) descreveram a pobreza multidimensional de crianças e adolescentes de 0 a 18 anos da China rural, com base em dados de pesquisa coletados em cinco províncias no ano de 2010. O índice de pobreza calculado pelo método AF foi composto por cinco dimensões: a) subsistência - mensurada pelos indicadores identificação, alimentação e nutrição, acompanhamento e cuidado, pobreza de renda e vulnerabilidade financeira; b) saúde - calculada pelo estado de saúde, comportamento de saúde, água potável, instalações sanitárias, combustível de cozinha e acessibilidade dos serviços de saúde; c) proteção - ponderou três tipos de violência, a doméstica, no campus e social; d) desenvolvimento - medida pela inscrição escolar, satisfação das necessidades na aprendizagem, posse de ferramentas de aprendizagem e distância da escola e; e) participação calculada a partir dos indicadores de tomada de decisões, na vida cotidiana, na aprendizagem e em lazer.

De acordo com Wang, Zhou e Shang (2015), os resultados exibiram uma taxa de incidência de pobres de 14,29% com crianças multidimensionalmente privadas em 37,62% dos indicadores. A dimensão que mais colaborou na pobreza infantil foi a saúde, seguida pela subsistência e participação. Quando decomposto, observaram que crianças de famílias afetadas pelo HIV/AIDS (quando comparadas com as que não possuem casos dessa mesma doença) e aquelas de minorias étnicas foram as mais severamente pobres.

Por sua vez, Omotoso e Koch (2018), a partir do método AF, mensuraram a pobreza multidimensional de crianças menores de 17 anos na África do Sul, no período pós *apartheid* de 2002 à 2014. As dimensões e indicadores utilizados foram: i) condições de vida - eletricidade, água, saneamento, coleta de lixo, combustível de cozinha, tipo de habitação, paredes, telhados, superlotação, ativos e apoio à criança; ii) educação- frequência escolar e anos de estudo; iii) saúde- doença, incapacidade, fome e desabrigado e; iv) atividade econômica- desemprego. Verificaram queda da quantidade de pobres e permanência da intensidade da pobreza (número de privações nos indicadores), principalmente no referente ao estado de saúde das crianças. As características individuais que mais acentuaram a pobreza foram entre negros africanos e residentes em províncias rurais.

Mohaqqi Kamal et al. (2019) computaram a pobreza de menores de 18 anos a partir do método AF no Irã para o ano de 2015. O índice foi composto pelas seguintes dimensões e indicadores: i) saúde- mortalidade infantil e crianças abaixo do peso; ii) educação- frequências escolares para menores de 15 anos e crianças maiores de 15 anos sem ensino médio e; iii) padrão de vida - crianças sem pelo menos 3 livros infantis e brinquedos, tamanho da residência, acesso a carro, água e saneamento. Os resultados indicaram uma concentração da pobreza de crianças e jovens menores de 18 anos residentes nas áreas fronteiriças, com maiores dificuldades em relação ao padrão de vida e pouca privação nos quesitos educação e saúde.

Para o Brasil, o trabalho encontrado que mensura a pobreza infantil pela metodologia Alkire-Foster foi o de Mosaner (2016). O autor realizou seu estudo para crianças menores de 5 anos das macrorregiões brasileiras, a partir dos dados da Pesquisa Nacional de Demografia e Saúde (PNDS) de 2008. As dimensões e indicadores foram: i) acesso a água segura; ii) saneamento básico- uso de banheiros insalubres e acesso à rede de esgotos; iii) acesso a habitação- crianças vivendo em casas com materiais considerados insalubres; iv) acesso a informação- crianças (acima de 3 anos) sem acesso à rádio ou televisão; v) saúde- criança sem imunização até os 2 anos ou não recebeu tratamento para diarreia e doenças respiratórias agudas e; vi) nutrição- crianças mais de dois desvios padrão abaixo da norma da Organização Mundial da Saúde (OMS) para desnutrição nos índices altura-idade, altura-peso e idade-peso.

Os resultados da pesquisa de Mosaner (2016) apontaram que a incidência de pobreza variou de 86,84% (privação em um indicador) a 0,06% (privação em 6 indicadores). Na média (privação em três indicadores) cerca de 20,02% das crianças eram pobres com privação em 42,74% dos indicadores. Os aspectos mais carentes foram na dimensão saneamento básico (98,47%) seguido pelas dimensões, habitação (95,15%), saúde (56,63%), acesso a informação (32%), nutrição (19,6%) e acesso à água (17%). Na comparação entre pobreza monetária e

multidimensional verificaram que, apesar das duas variáveis apresentarem tendência de comportamento semelhante nas localidades menos privadas (Sul, Sudeste e Centro-Oeste), à medida que observaram os estratos mais vulneráveis, esta relação não foi direta. Por exemplo, embora monetariamente o Norte rural seja 15% mais rico que o Nordeste rural, o nível de pobreza ajustado do primeiro foi de 18,28% e do segundo de 30,76%. Destacaram também que a renda explicou parcialmente as vulnerabilidades infantis.

Conforme observado nessa seção, estudos (teóricos e empíricos) têm buscado metodologias adequadas para a construção de índices de pobreza multidimensionais, que captem de forma mais completa os indicadores que afetam a vida da população, além da usual mensuração por linha monetária. As dimensões de maior utilização foram educação, saúde e padrão de vida da população em análise, tanto na pobreza geral quanto de forma específica para a fase infantil. Nesta linha, o método Alkire-Foster é um método apropriado para a mensuração desse tipo de índice e sua aplicação é bem difundida entre as pesquisas (principalmente internacionais) da área de economia e saúde.

A partir desta revisão foi possível observar algumas vantagens do método AF como medidor da pobreza multidimensional, destacando: sua capacidade de estudo por características individuais (faixa etária, sexo, entre outras); análise da quantidade de pobres e dos indicadores de maior carência; aplicabilidade flexível à realidade local de cada estudo e resultados decompostos por nível regional e no tempo.

Contudo, evidenciou-se uma escassez de pesquisas abordando a questão da pobreza multidimensional na fase infantil, de forma especial para o Brasil. Nesta linha, o presente trabalho, a partir da aplicação do método AF, visa contribuir para a discussão sobre as privações de crianças (de zero a cinco anos) nas Unidades Federativas do país, por meio de uma análise evolutiva temporal de 1998, 2003 e 2008. Busca-se assim fornecer informações das mudanças ocorridas no interstício e principais carências sociais e econômicas enfrentadas pelas crianças, a fim de auxiliar na formulação de políticas públicas.

1.3 METODOLOGIA

Nesta seção estão abordados os aspectos metodológicos aplicados na pesquisa. Na primeira parte é apresentado o método Alkire-Foster (seção 1.3.1). Em seguida, são expostos a aplicabilidade do método no presente estudo, a descrição e a fontes dos dados (seção 1.3.2). Destaca-se que nas estimações realizadas foram utilizados os *softwares* estatísticos *Stata 15.0* e *ArcMap 1.0*.

1.3.1 Método Alkire-Foster (AF)

Esta seção foi baseada nos trabalhos seminais de Alkire-Foster (2009, 2011) e Alkire-Roche (2012). O método Alkire-Foster é uma abordagem intuitiva baseada na visão de Sen (1992, 1997, 2010) de privação de capacidades e no processo de contagem de Atkinson (2003) para medir as privações dos indivíduos. Dentre suas características está sua capacidade de refletir a amplitude, a profundidade e a gravidade da pobreza multidimensional.

As vantagens do método AF podem ser resumidas em quatro pontos centrais, a saber: i) compara diferentes grupos na população, como crianças de diferentes regiões, grupos étnicos ou gêneros; ii) revela quais são as dimensões que mais contribuem para a pobreza multidimensional em qualquer região ou grupo populacional; iii) considera que o nível de pobreza aumenta se um ou mais indivíduos forem privados numa dimensão adicional, por isso é sensível à multiplicidade de privações (ou intensidade da pobreza entre os pobres) e iv) se ajusta ao tamanho do grupo para o qual está sendo calculado, permitindo comparações válidas entre regiões ou países de tamanhos diferentes. A partir deste conjunto de informações supracitadas (itens i à iv), torna-se possível identificar os grupos mais vulneráveis dentro da sociedade, evidenciando se existe e qual a proporção da desigualdade. Além disto, ao possuir o conhecimento das dimensões e indicadores que contribuem para a pobreza viabiliza e facilita a implementação de políticas públicas eficazes que minimizem estas debilidades (ALKIRE; FOSTER, 2009, 2011; ALKIRE; ROCHE, 2012; NUSSBAUMER; BAZILIAN; MODIN, 2012; SERRA; YALONETZKY; BELIK, 2017; MARIN et al., 2018; DA SILVA; ROHENKOHL, 2018; KANUNGO et al. 2019).

Em termos de mensuração, o método AF segue doze passos, destacando: 1) escolha da unidade de análise; 2) seleção das dimensões; 3) escolha dos indicadores das dimensões; 4) definir e aplicar limites de privação; 5) definir e aplicar pesos; 6) contagem do número de privações; 7) definir o segundo corte (corte de pobreza); 8) aplicar o corte k para obter o conjunto de pobres e censurar os dados dos não pobres; 9) calcular o número de privados; 10) computar a intensidade média; 11) mensurar o número de privações ajustado; e 12) decompor por grupo e dividir por dimensão (ALKIRE; FOSTER, 2011; ALKIRE; ROCHE, 2012).

Formalmente, na presente pesquisa, o método Alkire-Foster é utilizado para mensurar a pobreza infantil em d variáveis de n crianças menores de 5 anos. Onde $Y^t = [Y_{ij}]$ representa uma matriz de dimensões $n \times d$, em que denota a realização individual de i crianças em j variáveis no tempo t , logo, $Y_{ij}^t > 0$; considerando o domínio das matrizes dado por $Y = \{y \in \mathbb{R}^+ : n \geq 1\}$. Os vetores podem ser decompostos em realizações individuais de i crianças nas diferentes variáveis

$[Y_i=Y_{i1}, Y_{i2}, Y_{i3}, \dots, Y_{id}]$ e pela distribuição de realizações na variável j entre as crianças $[Y_j=Y_{1j}, Y_{2j}, Y_{3j}, \dots, Y_{Nj}]$.

A identificação de quem é pobre, quão pobre são e como são pobres é dada por uma pontuação de privação moderada mediante duas linhas de cortes. A primeira referindo-se a linha (corte) tradicional que identifica se um indivíduo é privado ou não em cada indicador individualmente. E a segunda, que define um número mínimo de privações para o indivíduo ser considerado pobre.

Ao ponderar $z_j > 0$ como o ponto de corte para considerar a privação no indicador j , a função identificação da pobreza é dada por $\rho: \mathbb{R}^+ \times \mathbb{R}^{++} \rightarrow \{0,1\}$ que representa o vetor de realizações $y \in \mathbb{R}^+$ e o vetor de cortes em z em \mathbb{R}^{++} (onde a pessoa é privada se $\rho(y_i, z)=1$ e não privada se $\rho(y_i, z)=0$). Como resultado, é fornecido um conjunto $Z \subseteq \{1, \dots, n\}$ que representa a quantidade de pobres em cada indicador. Em termos matriciais, $g^0 = [g^0_{ij}]$ é uma matriz de privações $n \times d$ associadas a y onde $g^0_{ij}=1$ se $y_{ij} < z_j$, ou seja, o indivíduo é considerado privado no indicador e $g^0_{ij}=0$ (não privado) caso contrário. Cada linha i^{th} da matriz g^0 representa a privação de um indivíduo i , $i=1, \dots, n$. Assim, a contagem de privações ocorre a partir de cada vetor coluna c , que representa o número de privações totais de i (ALKIRE; FOSTER, 2011; ALKIRE; ROCHE, 2012).

Para tanto, é preciso determinar o critério de identificação dos pobres (valor p), sendo que na literatura existem três alternativas: a primeira, é mediante o método da união que considera o indivíduo como multidimensionalmente pobre se privado em pelo menos uma dimensão ($\rho(y_i; z)=1$ se e somente se $c_i > 1$). Contudo, quando há um grande número de dimensões esta abordagem identificaria a maioria da população como pobre a incluir indivíduos com boas condições de vida (ALKIRE; FOSTER, 2011; ALKIRE; ROCHE, 2012).

A segunda alternativa de identificação dos pobres é o critério da intersecção, que identifica o indivíduo como sendo pobre apenas se for privado em todas as dimensões (ou seja, $\rho(y_i; z) = 1$ se e somente se $c_i = d$). Neste critério ocorreria a identificação de um grupo de pessoas estritamente pobres, porém excluiria àquelas que possuem privações extensas, mas não universais. A terceira alternativa é criar uma linha de corte c situada entre os dois extremos supracitados, ou seja, para $k=1, \dots, d$ onde $\rho_k(y_i; z) = 1$ sempre que $c_i > k$ e $\rho_k(y_i; z) = 0$ sempre que $c_i < k$. Assim, ρ_k é definido como um método de corte dual de identificação, pois depende tanto dos cortes de cada dimensão (z_j) quanto do corte de dimensão transversal (k) (ALKIRE; FOSTER, 2011; ALKIRE; ROCHE, 2012).

O método de corte dual apresenta alguns benefícios para medição da pobreza, destacando: i) mudanças nos níveis de pobreza (ou privação) de um indivíduo não-pobre não

altera o valor do índice de pobreza; ii) é possível utilizar dados ordinais, pois o estado de pobreza de uma pessoa é imutável quando uma transformação monotônica é aplicada, isto é, ao identificar os pobres após a agregação das dimensões, qualquer alteração no nível de pobreza de um indivíduo não muda a situação dos demais. Estas são propriedades que se diferenciam das medidas unidimensionais, as quais admitem que as variações nas privações de um indivíduo, alteram a posição relativa dos demais indivíduos (ALKIRE; FOSTER, 2011; ALKIRE; ROCHE, 2012).

Após a definição do corte ρ_k , é realizado o cômputo de três estatísticas: a incidência (H) da pobreza, que denota quem é pobre em número absoluto e percentual (Equação 1), a intensidade (A) da pobreza, a qual indica quais dimensões estão concentradas no maior número de privações (Equação 2) e o Índice de Pobreza Multidimensional- M_0 (Equação 3). De forma analítica, as equações referentes a cada estatística, respectivamente, são representadas da seguinte forma:

$$H(t) = \frac{1}{n^t} \sum_{i=1}^n \rho(y_i, z) \quad (1)$$

$$A(t) = \frac{1}{n^t d} \sum_{i=1}^n \rho(y_i, z) c_i \quad (2)$$

$$M_0(t) = H(t)A(t) \quad (3)$$

em que t é o ano, n a quantidade total de pessoas; i a pessoa analisada; y_i as realizações individuais de i ; z o corte de cada dimensão; p o critério de identificação dos pobres; c_i é vetor coluna que representa o número de privações totais de i ; $H(t)$ a incidência de pobres no ano t ; $A(t)$ a intensidade de pobres no ano t e $M_0(t)$ o Índice de Pobreza Multidimensional no tempo t . Por fim, o Índice de Pobreza Multidimensional (Equação 3) é a multiplicação da incidência (H) e intensidade da pobreza (A)¹¹.

Nesta linha, uma variação percentual no comportamento do Índice de Pobreza Multidimensional - $\Delta\%M^\alpha(t)$ pode ocorrer devido às variações percentuais tanto do número de multidimensionalmente pobres - $\Delta\%H(t)$, quanto na quantidade média de privações - $\Delta\%A(t)$ ou no efeito multiplicativo - $\Delta\%H(t)A(t)$ (APABLAZA; YALONETZKY, 2011). Esse desempenho é expresso pela seguinte equação:

¹¹ Para explanar a importância de se avaliar conjuntamente as estatísticas incidência (H) e intensidade (A), Alkire e Roche (2012) abordam o exemplo de duas políticas aplicadas a 100 crianças: a política "A" focaliza nas 30 crianças menos pobres, enquanto a política "B" nas 30 mais pobres. A análise da taxa de incidência atribuiria sucesso, possivelmente, a política A, pois há uma probabilidade maior de reduzir o número de crianças pobres se estas estiverem no limiar da pobreza. Já a política "B" poderia ser considerada menos sucedida, mesmo amenizando as privações das crianças mais carentes, o que seria uma conclusão erroneamente precipitada (viesada). Com a utilização do método Alkire-Foster é possível evitar conclusões errôneas como esta, pois a metodologia leva em conta a análise conjunta as duas estatísticas.

$$\Delta\%M_0(t) = \Delta\%H(t) + \Delta\%A(t) + \Delta\%H(t)A(t) \quad (4)$$

De forma geral, a queda da pobreza pode ocorrer quando: i) um indivíduo pobre deixa de ser pobre e/ou ii) um indivíduo pobre diminui o número de indicadores que se é privado. Em suma, a mensuração de um Índice de Pobreza Multidimensional calculado pelo método AF respeita a propriedade de monotonicidade dimensional, ou seja, se um indivíduo sai da linha de pobreza (k) ou se um multidimensionalmente pobre reduz o número de privações, isso é refletido por uma queda no valor agregado (APABLAZA; YALONETZKY, 2011).

É importante salientar que o método AF respeita os seguintes axiomas: i) decomposabilidade em subgrupos o que possibilita gerar perfis de pobreza específicos por características individuais e no espaço; ii) invariância em replicação, que garante que a pobreza seja avaliada em relação ao tamanho da população, de modo a permitir comparações entre populações de tamanhos diferentes; iii) simetria, ou seja, se duas ou mais pessoas trocam de privações, o nível de pobreza geral não é afetado; iv) foca na pobreza (privação), de forma que M_0 permanece inalterado quando qualquer indivíduo não pobre varia suas privações dimensionais; v) monotonicidade fraca, que garante que a pobreza não aumenta quando há uma melhoria inequívoca nas conquistas; vi) monotonicidade dimensional, em que a pobreza deve cair quando a melhoria remove completamente a privação; vii) normalização: valores de M_0 estão entre 0 e 1 (ALKIRE; FOSTER, 2011).

Destaca-se que as críticas ao método Alkire-Foster recaem, sobretudo, sobre a sua flexibilidade de medição da pobreza mediante alterações do peso dos indicadores e na linha de corte (k) (DATT, 2013). Em vista disto, para comprovação de que os resultados gerados pelo Índice nesta pesquisa são adequados foi realizado uma análise de sensibilidade variando as linhas de corte com $k=0,1, 0,3$ e $0,5$ e/ou o peso dos indicadores - conforme Tabela 1.1¹² - e iguais a $1/10$ - conforme seção 1.4.4.

1.3.2 Aplicabilidade do método AF à pesquisa, fonte e descrição dos dados

O presente estudo é do tipo descritivo e analítico, desenvolvido a partir dos microdados da Pesquisa Nacional de Amostra Domiciliar- Suplemento Saúde (PNAD 1998, 2003 e 2008),

¹² Peso igual ($1/3$) para as dimensões Educação, Saúde e Padrão de Vida, sendo o peso dos indicadores: i) peso $1/3$ para escolaridade da mãe; ii) peso $1/9$ para o plano de saúde, estado de saúde e internação; e iii) peso $1/18$ para o material da casa, água canalizada, saneamento, destino do lixo, iluminação e ativos.

que está disponível no site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2019).

A PNAD é uma pesquisa desenvolvida desde 1967 com periodicidade trimestral até 1970, e anual até seu encerramento em 2016, quando foi substituída pela Pesquisa Nacional de Amostra Domiciliar Contínua (PNAD Contínua). A base é composta por informações a nível domiciliar para o Brasil, Grandes Regiões, Unidades da Federação e Regiões Metropolitanas, com dados referente a características gerais da população, educação, trabalho, rendimento e habitação, e com Suplementos a cada ano de temas diversos (como sindicalização, cuidados de menores de 4 anos, mobilidade, saúde, segurança alimentar, entre outros). O Suplemento Saúde foi realizado nos anos 1998, 2003 e 2008 e contém informações sobre as condições de saúde da população, acesso e utilização de serviços, fatores de risco e proteção à saúde (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 2019).

A escolha dos dados da PNAD para os anos de 1998, 2003 e 2008 (último período de publicação do Suplemento Saúde) ocorreu por se tratar de uma base em nível de microdados, em que não houve alterações metodológicas no suplemento supracitado e em virtude de apresentar o mesmo plano amostral¹³. Este fato tornou possível abordar para a presente pesquisa questões de educação, saúde e padrão de vida, os quais são fatores importantes (conforme revisão teórica e empírica – seção 1.2) para a mensuração e análise da evolução de um Índice de Pobreza Multidimensional Infantil (crianças de zero a cinco anos). O nível territorial foram as Unidades Federativas (menor nível de desagregação da base), pois o objetivo do trabalho é analisar além da evolução temporal, as diferenças regionais da pobreza multidimensional no Brasil.

Conforme os 12 passos¹⁴ indicado pelo método AF e descrito na seção 1.3.1, escolheu-se como unidade de análise (passo 1) crianças entre 0 a 5 anos. A justificativa para essa faixa etária é a seguinte: i) trata-se de indivíduos que compõem o capital humano futuro e, conseqüentemente, são responsáveis pelo crescimento e desenvolvimento de longo prazo de um país; ii) corresponde ao intervalo de idade mais sensível as externalidades do meio

¹³ Destaca-se que em 2013 foi publicada a Pesquisa Nacional de Saúde (PNS); contudo, por não se tratar do mesmo plano amostral e por possuírem metodologias distintas fica impossibilitada a comparação temporal- objetivo central deste trabalho.

¹⁴ Os 12 passos do método AF são os seguintes (conforme já destacado): 1) escolha da unidade de análise; 2) escolha das dimensões; 3) escolha dos indicadores das dimensões; 4) definir e aplicar limites de privação; 5) definir e aplicar pesos; 6) contagem do número de privações; 7) definir o segundo corte (corte de pobreza); 8) aplicar o corte k para obter o conjunto de pobres e censurar os dados dos não pobres; 9) calcular o número de privados; 10) computar a intensidade média; 11) mensurar o número de privações ajustado; e 12) decompor por grupo e dividir por dimensão (ALKIRE; ROCHE, 2012).

socioeconômico, o que permite mensurar as desigualdades presentes na sociedade e; iii) geram efeitos de longo prazo (como maior probabilidade a doenças, baixa produtividade e renda) com sequelas, inclusive, para as próximas gerações (BANERJEE; DEATON; DUFLO, 2004; GALASSO; UMAPATHI, 2009; VANDEMOORTELE, 2012; WICKMAN, 2016; WISE, 2016; DEATON, 2017).

Com relação à base de dados completa da PNAD, esta continha uma amostra total de 356.493 informações de indivíduos e domicílios em 1998, 410.165 em 2003 e 424.217 em 2008. A partir disso, foram selecionadas as amostras representativas da faixa etária de 0 a 5 anos, excluindo-se aqueles dados faltantes referente aos indicadores das dimensões educação, saúde e padrão de vida definidos na presente pesquisa para a mensuração do Índice Multidimensional de Pobreza Infantil (Tabela 1.1). A amostra final usada correspondeu a 32.738 (1998), 36.320 (2003) e 32.288 (2008) informações.

O passo 2 e 3 do método AF (escolha das dimensões e indicadores para mensuração do Índice Multidimensional de Pobreza Infantil) foram fundamentadas nos Objetivos do Desenvolvimento Sustentável (ODS). Dentre os 17 objetivos, o primeiro deles é a eliminação da pobreza no mundo (UNITED NATIONS, 2015). Na escolha das dimensões e indicadores buscou-se atender as recomendações do Fundo das Nações Unidas para a Infância (UNICEF- *United Nations Children's Fund*) (2007). Este último observou que a mensuração da pobreza infantil deve levar em consideração o acesso a serviços sociais básicos, especialmente nutrição, água, saneamento, abrigo, educação e informação. Ademais, dois dos indicadores (acesso a água potável e saneamento) e uma dimensão (condição de saúde melhoradas) foram projetadas pelas metas específicas dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (UNITED NATIONS GENERAL ASSEMBLY, 2016; ALKIRE; ROCHE, 2012).

Diante disso, as dimensões e indicadores usados aqui foram os seguintes: a) educação - medida pela escolaridade da mãe (cuja *proxy* referiu-se a alfabetização (ou não) da mulher do domicílio declarada como pessoa de referência ou cônjuge), buscando captar a capacidade para cuidados da criança - ; b) saúde - mensura o estado de saúde da criança de forma completa, agregando indicadores subjetivos (como o estado de saúde, internação de crianças (nos últimos 12 meses) e acesso a plano de saúde) e; c) padrão de vida - capta as condições do domicílio em que a criança está inserida, a partir das variáveis de acesso como material nas paredes da moradia (taipa não revestida, madeira aproveitada, palha ou outro material), água canalizada, saneamento, destino do lixo, iluminação domiciliares (por óleo, querosene ou gás de botijão) e ativos (telefone, fogão de 2 bocas, combustível, rádio, televisão a cores, geladeira, freezer e máquina de lavar).

Na Tabela 1.1 encontra-se a lista das dimensões e indicadores supracitados para a mensuração do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil (idade de zero a cinco anos), bem como seus respectivos limites de privação e pesos. O termo privado (ou não privado) representa a carência (ou não carência) do indivíduo em determinada dimensão ou indicador.

Tabela 1.1 - Dimensões e indicadores (com respectivos limites de privação e pesos) para mensuração do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008

Índice de Pobreza Multidimensional Infantil (idade de zero a cinco anos)		Peso
Dimensão Educação		1/3
Escolaridade da mãe	Privada se analfabeta, não privada caso contrário.	1/3
Dimensão Saúde		1/3
Plano de saúde	Privado se não possuir plano de saúde, não privado caso contrário.	1/9
Estado de Saúde Infantil (de zero a cinco anos)	Privado se a saúde retratada for muito ruim, ruim ou regular, não privado caso contrário.	1/9
Internação infantil (de zero a cinco anos) nos últimos 12 meses	Privado se esteve internado, não privado caso contrário.	1/9
Dimensão Padrão de Vida		1/3
Material nas paredes do domicílio	Privado se o material for de taipa não revestida, madeira aproveitada, palha ou outro material, não privado caso contrário.	1/18
Água canalizada no domicílio	Privado se não tiver água canalizada em pelo menos um cômodo da casa, não privado caso contrário.	1/18
Saneamento do domicílio: forma de escoadouro	Privado se a forma de escoadouro for por fosse, vala, direto para o rio ou outra forma, não privado caso contrário.	1/18
Destino do Lixo do domicílio	Privado se o destino do lixo domiciliar for por coletado indiretamente, queimado ou enterrado, jogado em terreno baldio, jogado em rio, lago ou mar ou outro destino, não privado caso contrário.	1/18
Iluminação domiciliar	Privado se a iluminação domiciliar for por óleo, querosene ou gás de botijão, não privado caso contrário.	1/18
Ativos do domicílio*	Privado se possuir menos de 3 dos itens, não privado caso contrário.	1/18

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: Ativos: telefone, fogão de 2 bocas, combustível, rádio, televisão a cores, geladeira, freezer e máquina de lavar.

Nos passos 4 e 5 (peso e limite atribuído a cada dimensão e indicador), o método Alkire-Foster é flexível e denota ao pesquisador a definição de como deve ser definida esta ponderação (ALKIRE; FOSTER, 2011; ALKIRE; ROCHE, 2012; OXFORD POVERTY AND HUMAN DEVELOPMENT INITIATIVE, 2018). Na presente pesquisa, optou-se por pesos iguais para cada dimensão, com o peso dos indicadores subordinado a quantidade de indicadores em cada dimensão. Para a contagem de privação (passo 6), atribuiu-se valor 0 caso a criança não apresentasse privação e 1 para privação no indicador/dimensão.

No referente à segunda linha de corte do método AF (passo 7), delimitou-se como $k=1/3$, isto é, a criança é considerada pobre se privada em $1/3$ dos indicadores. Estas linhas de corte foram baseadas nas normas do Índice Global de Pobreza Multidimensional da Iniciativa de Pobreza e Desenvolvimento Humano de Oxford (OPHI- *Oxford Poverty and Human Development Initiative*) (2018), no trabalho original de Alkire-Foster (2011) e na maior parte dos trabalhos da revisão de literatura que aplicaram o método para análise infantil, o que facilitará a posterior comparação e discussão dos resultados (GARCÍA; RITTERBUSCH, 2015; WANG; ZHOU; SHANG, 2015; MOSANER, 2016; OMOTOSO; KOCH, 2018; MOHAQEKI KAMAL et al., 2019).

Por fim, foram obtidos os dados referentes as crianças pobres e censurados os dados das crianças não pobres (passo 8 do método AF). Na sequência, calculou-se as estatísticas de incidência (passo 9), intensidade (passo 10) e o Índice de Pobreza Multidimensional (passo 11) decompostos por Unidade Federativa (passo 12).

1.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Nesta seção estão apresentadas as análises descritiva dos dados (seção 1.4.1), a evolução do índice de pobreza multidimensional infantil e sua desagregação em intensidade e incidência (seção 1.4.2), bem como as contribuições das dimensões e indicadores para a pobreza infantil nas Unidades Federativas em 1998, 2003 e 2008 (seção 1.4.3). Por fim, tem-se a discussão dos resultados (seção 1.4.4).

1.4.1 Análise descritiva dos dados

Na Tabela 1.2 está apresentada a análise descritiva das variáveis que compõem as dimensões educação, saúde e padrão de vida do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil

para o Brasil. As informações referem-se ao número (absoluto e percentual) de crianças (de zero a cinco anos) privadas em cada indicador para os anos de 1998, 2003 e 2008.

Considerando o aspecto da privação, verificou-se na dimensão educação que a escolaridade materna das crianças sofreu uma piora de 2 pontos percentuais entre os anos de 1998 e 2008. Em 1998 cerca de 5% das mães dessas crianças eram analfabetas, com aumento para 8% em 2003 e em 2008, atingiu o patamar de 7%.

Com relação aos indicadores da dimensão saúde, foi constatada alta privação no indicador plano de saúde e baixas privações nas variáveis internações infantis e estado de saúde. Em 1998 e 2003, 78% e 79%, nesta ordem, das crianças menores de 5 anos não tinham acesso a plano de saúde. Em 2008, esse percentual de privação reduziu para 77%, contudo ainda muitas crianças eram privadas desse indicador. O estado de saúde infantil retratado como regular, ruim ou muito ruim em 1998 e 2008 era de aproximadamente 9% do total de cada amostra, respectivamente, com uma piora no ano de 2003 para 10% de crianças privadas. A internação obteve pouca variação, passando de 7% em 1998, para 9% em 2003 e 8% em 2008.

Tabela 1.2 – Distribuição (absoluta e relativa) dos indicadores que compõem as dimensões do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil (crianças de 0 a 5 anos), Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008

Indicadores/Ano	1998 (n=32.738)	2003 (n= 36.320)	2008 (n=32.288)
Dimensão Educação			
Alfabetização da mãe	1637 (5%)	2906 (8%)	2260 (7%)
Dimensão Saúde			
Plano de Saúde	25536 (78%)	28693 (79%)	24862 (77%)
Estado de Saúde	2946 (9%)	3632 (10%)	2906 (9%)
Internação	2292 (7%)	3269 (9%)	2583 (8%)
Dimensão Padrão de Vida			
Material da casa	4583 (14%)	5085 (14%)	3875 (12%)
Água canalizada	3929 (12%)	3632 (10%)	2583 (8%)
Saneamento	20952 (64%)	22882 (63%)	18727 (58%)
Destino do lixo	9494 (29%)	8354 (23%)	7103 (22%)
Iluminação	6548 (2%)	363 (1%)	323 (1%)
Ativos	4256 (13%)	4358 (12%)	1291 (4%)

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Quando analisada a dimensão padrão de vida, verificou-se melhora durante o final dos anos 90 e meados de 2000, com destaque para o indicador ativos que variou 9 pontos percentuais de 1998 para 2008. Crianças residentes em domicílios com material da casa

inadequado representavam 14% do total das amostras em 1998 e 2003, e de 12% em 2008. Ainda, cerca de 12% de crianças menores de 5 anos em 1998, 10% em 2003 e 8% em 2008 não tinham água canalizada em sua residência.

No quesito saneamento, em 1998, aproximadamente 64% dos domicílios das crianças de 0 a 5 anos não tinham uma fonte de escoadouro adequado, com redução deste percentual para 63% em 2003 e 58% em 2008. No indicador destino do lixo, 29% desse público era privado em 1998, 21% em 2003 e 22% em 2008.

Por sua vez, a iluminação domiciliar apresentou baixo nível de privação, de forma que em 1998 apenas 2% das crianças não tinham acesso à energia elétrica, caindo para 1% em 2003 e 2008. Para o indicador ativos observou-se que, em 1998, aproximadamente 13% das crianças tinham menos de três desses bens (telefone, fogão de 2 bocas, combustível, rádio, tv cores, geladeira, freezer e máquina de lavar), reduzindo-se para 12% em 2003. Em 2008, apenas 4% das crianças não possuíam ao menos 3 dos ativos supracitados.

1.4.2 Resultados do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil

O Índice de Pobreza Multidimensional de crianças menores de 5 anos bem como sua desagregação em incidência e intensidade da pobreza para as Unidades Federativas do Brasil em 1998, 2003 e 2008 estão apresentados na Tabela 1.3. A maior parte dos estados reduziram a quantidade de crianças pobres de 1998 a 2008, com exceção de Alagoas, Rondônia, Amapá, Acre, Amazonas, Roraima, Distrito Federal, Sergipe, Paraíba e São Paulo. O estado de maior incidência em 1998 era Maranhão com 37% de crianças pobres e Acre em 2003 e 2008, com incidência em 48,1% e 38,9%, nesta ordem. Em contrapartida, a intensidade de pobreza (média de indicadores privados das crianças pobres) aumentou em todas as UFs do Brasil, com exceção de Roraima, São Paulo, Espírito Santo, Piauí, Pernambuco e Mato Grosso do Sul. Em 1998, a maior intensidade era observada em Pernambuco, Roraima e Sergipe, de forma que as crianças pobres eram privadas em cerca de 47% dos indicadores. Em 2003, essa porcentagem alta foi evidenciada no Amapá (52,1%) e em 2008, na Paraíba (50,3%).

Por fim, o Índice de Pobreza Multidimensional, o qual mensura as mudanças na intensidade e na incidência da pobreza conjuntamente, teve como resposta para a média brasileira que a pobreza se manteve em 5,00% em 1998 e 2008, porém com aumento no ano de 2003 para 6,00%. O maior índice em 1998 foi para o Maranhão (15%); já em 2003 e 2008 foi para o Acre, com valores percentuais de 23,2% e 17,9% respectivamente. Por outro lado, a

melhor situação, encontrava-se em Roraima (2,0%) em 1998, São Paulo (3,1%) em 2003 e Distrito Federal e São Paulo com 2,6% de crianças multidimensionalmente pobres em 2008.

Tabela 1.3- Incidência (H), Intensidade (A) e Índice de Pobreza Multidimensional Infantil (M), Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008

	Regiões/UF	Incidência (H)			Intensidade (A)			Índice (M)		
		1998	2003	2008	1998	2003	2008	1998	2003	2008
Norte	Rondônia	0,16	0,26	0,27	0,37	0,45	0,45	0,06	0,12	0,12
	Acre	0,27	0,48	0,39	0,44	0,48	0,46	0,12	0,23	0,18
	Amazonas	0,27	0,23	0,27	0,41	0,44	0,47	0,11	0,10	0,13
	Roraima	0,05	0,21	0,11	0,47	0,43	0,42	0,02	0,09	0,05
	Pará	0,32	0,29	0,26	0,40	0,43	0,43	0,13	0,13	0,11
	Amapá	0,15	0,29	0,23	0,39	0,52	0,47	0,06	0,15	0,11
	Tocantins	0,28	0,26	0,11	0,41	0,45	0,42	0,12	0,12	0,05
Nordeste	Maranhão	0,37	0,29	0,26	0,41	0,46	0,46	0,15	0,14	0,12
	Piauí	0,25	0,24	0,21	0,46	0,46	0,44	0,11	0,11	0,09
	Ceará	0,17	0,20	0,14	0,45	0,47	0,45	0,08	0,09	0,06
	Rio Grande do Norte	0,22	0,20	0,17	0,45	0,47	0,47	0,10	0,09	0,08
	Paraíba	0,17	0,26	0,19	0,43	0,46	0,50	0,08	0,12	0,10
	Pernambuco	0,18	0,22	0,15	0,47	0,48	0,45	0,08	0,11	0,07
	Alagoas	0,18	0,30	0,30	0,39	0,51	0,50	0,07	0,15	0,15
	Sergipe	0,15	0,23	0,15	0,43	0,49	0,48	0,06	0,11	0,07
	Bahia	0,26	0,25	0,17	0,47	0,48	0,47	0,12	0,12	0,08
Sudeste	Minas Gerais	0,10	0,10	0,08	0,41	0,45	0,45	0,04	0,04	0,04
	Espirito Santo	0,12	0,13	0,10	0,46	0,44	0,46	0,06	0,06	0,05
	Rio de Janeiro	0,09	0,07	0,06	0,45	0,46	0,45	0,04	0,03	0,03
	São Paulo	0,06	0,07	0,06	0,44	0,45	0,41	0,03	0,03	0,03
Sul	Paraná	0,16	0,13	0,09	0,44	0,43	0,45	0,07	0,06	0,04
	Santa Catarina	0,14	0,12	0,13	0,42	0,44	0,43	0,06	0,05	0,06
	Rio Grande do Sul	0,11	0,12	0,08	0,39	0,43	0,44	0,04	0,05	0,04
Centro-Oeste	Mato Grosso do Sul	0,15	0,15	0,09	0,46	0,45	0,44	0,07	0,07	0,04
	Mato Grosso	0,18	0,24	0,14	0,42	0,45	0,45	0,08	0,11	0,06
	Goiás	0,13	0,13	0,09	0,41	0,45	0,43	0,05	0,06	0,04
	Distrito Federal	0,05	0,09	0,06	0,42	0,44	0,44	0,02	0,04	0,03
Brasil		0,15	0,17	0,14	0,44	0,46	0,457	0,06	0,08	0,06

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: H refere-se a incidência da pobreza, A corresponde a intensidade da pobreza e M trata-se do Índice de Pobreza Multidimensional. A unidade de medida de H, A e M é entre 0 e 1 (ou 0% e 100%).

A distribuição geográfica referente à incidência da pobreza (H), intensidade (A) e o Índice de Pobreza Multidimensional (M) é apresentada na Figura 1.1. De forma geral, esse índice apresentou uma tendência de queda no período analisado em vista da redução do número de crianças pobres (H), porém amenizado pelo aumento da quantidade média de privação dos indicadores (A) das crianças pobres. Ainda, é possível perceber pela análise espacial, que as piores condições estão concentradas no Norte e Nordeste do país nos três anos em análise, o que denota que embora a quantidade de pobres tenha reduzido, as desigualdades regionais podem ter se mantido.

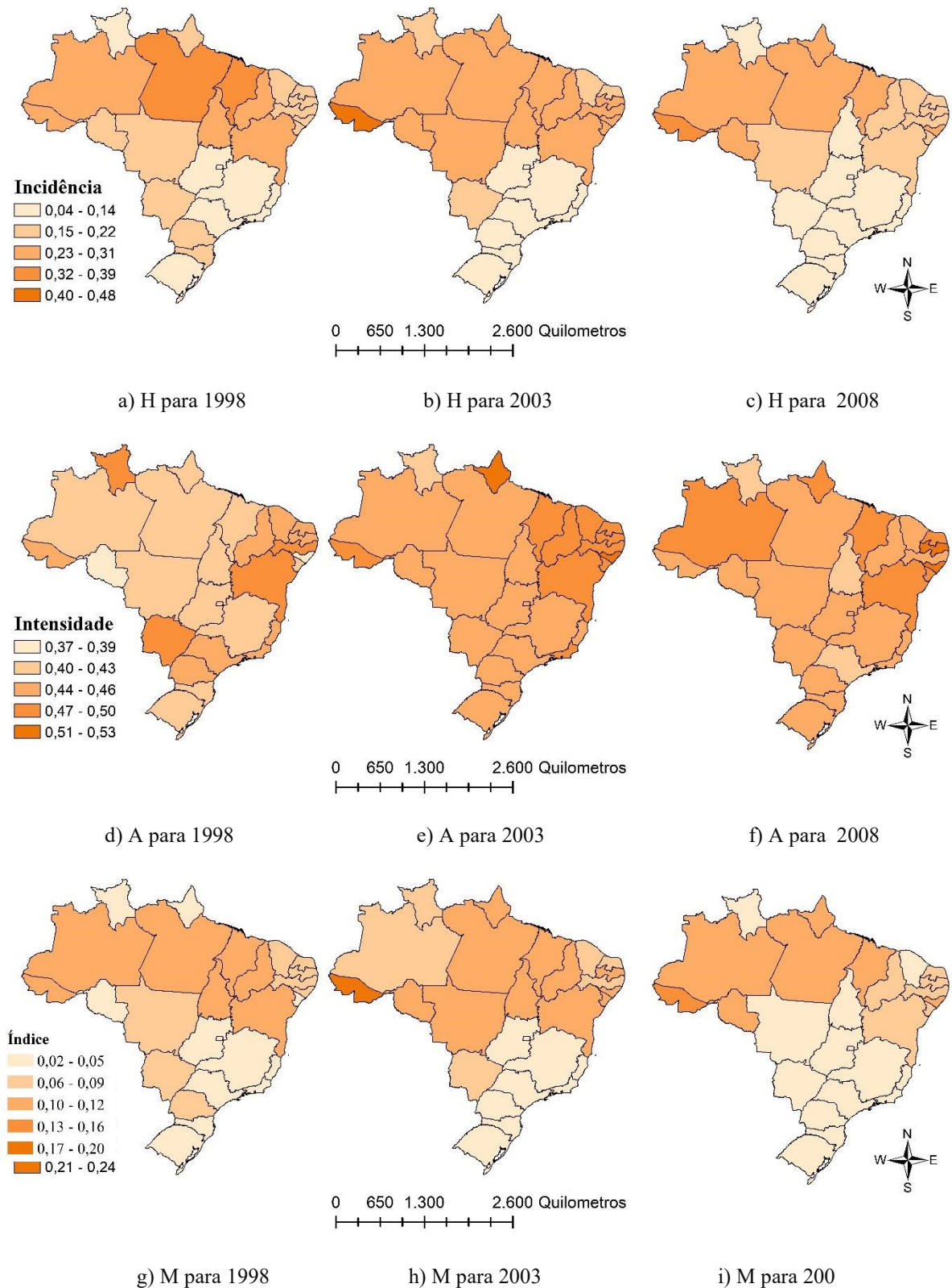


Figura 1.1- Incidência (H), intensidade (A) e índice de Pobreza Multidimensional Infantil (M), Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: A unidade de medida de H, A e M é entre 0 e 1 (ou 0% e 100%).

No Quadro 1.3A (Apêndice) apresenta-se a variação do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil por Unidade Federativa para os anos de 1998, 2003 e 2008. Em geral, grande parte das regiões diminuíram a pobreza multidimensional nos períodos destacados, com exceção das unidades da federação pertencentes a região Norte - Roraima (114%), Rondônia (108%), Amapá (88%), Acre (52%), e Amazonas (16%) -, Nordeste - Alagoas (111%), Paraíba (29%) e Sergipe (11%)-, Sul- Santa Catarina (2%) e Centro-Oeste - Distrito Federal (18%)-, que apresentaram coeficientes de variação positivos. Salienta-se que o padrão regional se manteve, isto é, UFs em 1998 com maior contingente de crianças multidimensional pobres, eram também aquelas mais pobres em 2008.

Após exploração da evolução do Índice de Pobreza Multidimensional, na próxima seção apresentam-se análises das dimensões e indicadores econômicos e sociais que mais contribuíram para a intensificação da pobreza multidimensional em cada Unidade Federativa do Brasil em 1998, 2003 e 2008.

1.4.3 Contribuição das dimensões e indicadores para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil

Na Tabela 1.4 estão apresentados os resultados das contribuições das dimensões educação, saúde e padrão de vida para a pobreza multidimensional infantil nas unidades federativas brasileiras em 1998, 2003 e 2008. Em 1998, a dimensão educação contribuiu para a pobreza multidimensional em maior peso nos estados de Rio de Janeiro (47%) e Espírito Santo (44,6%). Por outro lado, a menor contribuição foi encontrada para o Amapá (0,00%) e Rondônia (4,2%).

Em 2003, identificou-se que as contribuições mais altas da dimensão educação foram em São Paulo (51,1%) e Rio de Janeiro (48,2%). Já as menores foram evidenciadas nos estados do Pará (17,1%) e do Mato Grosso (20,5%). Em 2008, cerca de 55,2% da pobreza multidimensional do Rio de Janeiro era dado pela dimensão educação, seguido do Distrito Federal (56,3%) e Minas Gerais (51%). Por sua vez, ela contribuiu com menores porcentagens no Pará (17,1%) e Acre (18,9%).

Já a dimensão saúde, em 1998, contribuiu em maior escala para a pobreza multidimensional infantil nas unidades federativas do Amapá (56,6%), Goiás (51,2%) e Mato Grosso (49,9%) e em menor, em Sergipe (32,1%), Piauí (33,4%) e Ceará (34,7%). Em 2003, essa dimensão teve alta colaboração para a pobreza infantil no Distrito Federal (44,3%), Goiás (43,6%) e Santa Catarina (42,8%) e mais baixa, em Alagoas (28,4%), Amapá (29,6%) e Sergipe

(30,0%). Por fim, no ano de 2008, cerca de 43,7% da pobreza multidimensional infantil em Goiás era explicado pela dimensão saúde, e em menor proporção, apenas 29% nas UFs de Amapá e Alagoas.

Tabela 1.4- Contribuição das dimensões educação, saúde e padrão de vida para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008

Regiões/UF	Educação			Saúde			Padrão de Vida			
	1998	2003	2008	1998	2003	2008	1998	2003	2008	
Norte	Rondônia	0,04	0,27	0,31	0,45	0,41	0,32	0,51	0,33	0,38
	Acre	0,10	0,29	0,19	0,40	0,34	0,36	0,51	0,37	0,45
	Amazonas	0,14	0,21	0,33	0,37	0,36	0,32	0,48	0,43	0,35
	Roraima	0,36	0,26	0,30	0,36	0,42	0,40	0,27	0,33	0,30
	Pará	0,05	0,17	0,17	0,40	0,42	0,42	0,55	0,41	0,41
	Amapá	0,00	0,45	0,36	0,57	0,30	0,30	0,43	0,25	0,35
	Tocantins	0,09	0,27	0,27	0,40	0,39	0,44	0,52	0,34	0,29
Nordeste	Maranhão	0,07	0,24	0,29	0,41	0,36	0,37	0,52	0,40	0,34
	Piauí	0,26	0,32	0,25	0,33	0,35	0,42	0,41	0,33	0,33
	Ceará	0,24	0,36	0,39	0,35	0,33	0,38	0,41	0,31	0,23
	Rio Grande do Norte	0,28	0,36	0,39	0,37	0,34	0,41	0,35	0,30	0,21
	Paraíba	0,22	0,35	0,49	0,38	0,33	0,33	0,40	0,32	0,18
	Pernambuco	0,31	0,37	0,41	0,36	0,36	0,36	0,33	0,27	0,23
	Alagoas	0,11	0,42	0,46	0,44	0,28	0,29	0,45	0,30	0,25
	Sergipe	0,20	0,41	0,45	0,42	0,30	0,34	0,38	0,29	0,21
	Bahia	0,30	0,33	0,39	0,32	0,35	0,36	0,38	0,33	0,26
Sudeste	Minas Gerais	0,24	0,37	0,51	0,40	0,40	0,35	0,36	0,23	0,14
	Espírito Santo	0,32	0,36	0,44	0,35	0,42	0,38	0,33	0,22	0,18
	Rio de Janeiro	0,45	0,48	0,55	0,35	0,37	0,33	0,20	0,15	0,12
	São Paulo	0,47	0,51	0,49	0,37	0,36	0,39	0,16	0,13	0,13
Sul	Paraná	0,24	0,25	0,35	0,39	0,42	0,44	0,38	0,33	0,22
	Santa Catarina	0,15	0,27	0,35	0,41	0,43	0,42	0,44	0,30	0,23
	Rio Grande do Sul	0,11	0,27	0,38	0,49	0,43	0,39	0,40	0,31	0,23
Centro-	Mato Grosso do Sul	0,21	0,30	0,38	0,36	0,38	0,42	0,44	0,32	0,20
	Mato Grosso	0,09	0,21	0,31	0,39	0,38	0,40	0,52	0,42	0,29
	Goiás	0,19	0,34	0,40	0,50	0,44	0,44	0,31	0,22	0,17
	Distrito Federal	0,22	0,43	0,54	0,51	0,44	0,42	0,26	0,13	0,05
Brasil	0,23	0,32	0,36	0,38	0,37	0,37	0,38	0,31	0,26	

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: Nota: Unidade de medida do indicador escolaridade materna é entre 0 e 1 ou 0% e 100%.

Quando observado a dimensão padrão de vida em 1998 (Tabela 1.4), esta demonstrou-se mais precária nas unidades federativas do Pará (54,9%), Maranhão (52,2%) e Mato Grosso do Sul (52,0%), e menos, no Rio de Janeiro (16%). Espírito Santo (20,3%) e Goiás (26,4%). Em 2003, a contribuição do padrão de vida era cerca de 42,9% para a pobreza multidimensional do Amazonas e 41,8% em Mato Grosso, e 12,7% em São Paulo e 13,1% no Distrito Federal. Em 2008, as UFs que tiveram a maior contribuição dessa dimensão foram Acre (44,9%), Pará

(40,9%) e Rondônia (37,5%). Já as menores colaborações corresponderam Distrito Federal (4,7%), Rio de Janeiro (11,5%) e São Paulo (12,8%).

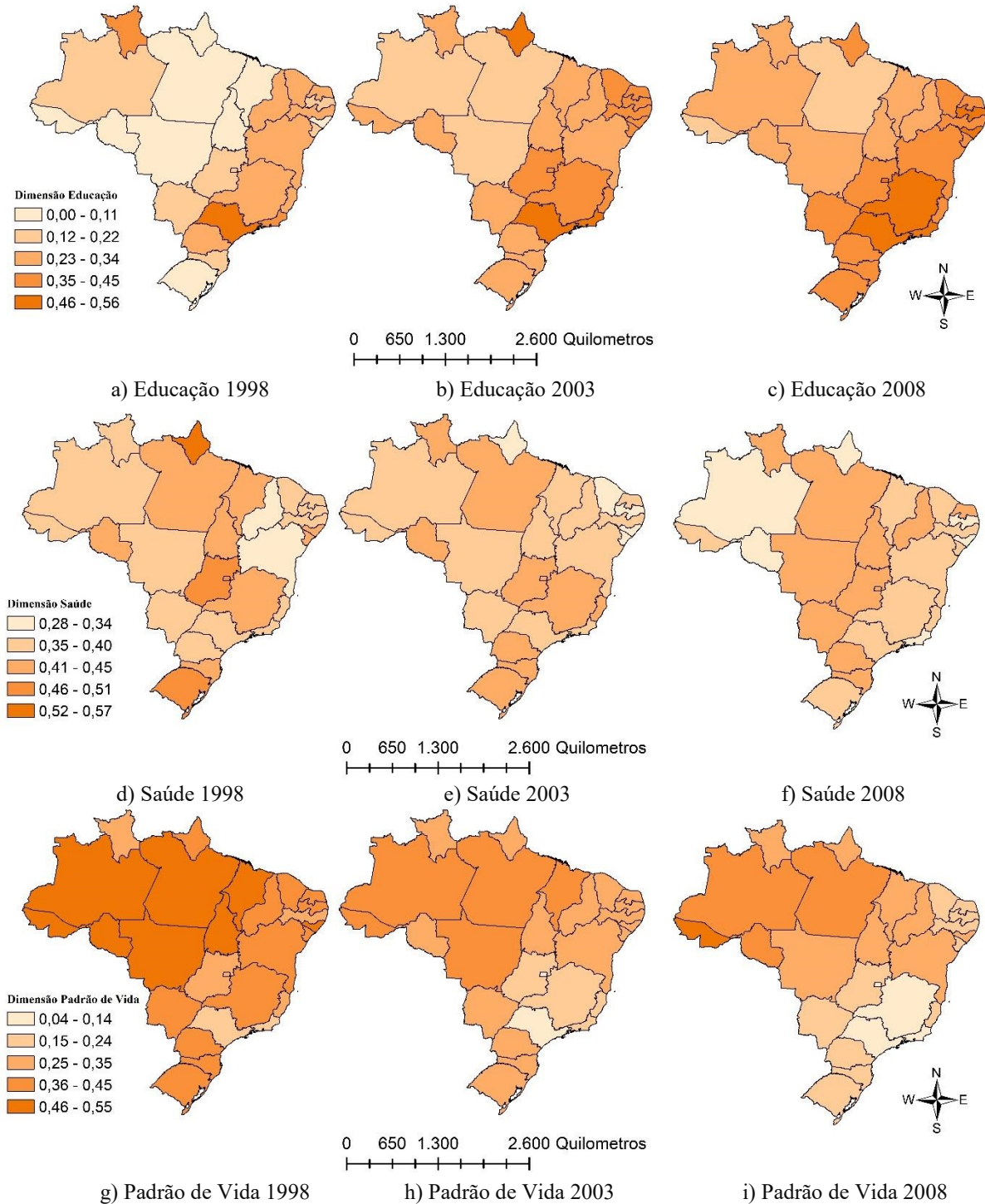


Figura 1.2- Contribuição das dimensões educação, saúde e padrão de vida para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD – Suplemento de Saúde, em 1998, 2003 e 2008

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: Unidade de medida do indicador escolaridade materna é entre 0 e 1 (ou 0% e 100%).

Na distribuição geográfica das contribuições das dimensões educação, saúde e padrão de vida (Figura 1.2), visualizou-se que a contribuição da dimensão educação para o Índice de Pobreza Multidimensional aumentou de 1998 para 2008, enquanto as demais (saúde e padrão de vida) sofreram redução. A dimensão supracitada contribuiu de forma mais intensa nos estados do Sudeste. Já a dimensão saúde apresentou uma distribuição mais homogênea entre as unidades federativas, e a dimensão padrão de vida, teve influência mais expressiva na região Nordeste.

Nas Figura 1.3, 1.4 e 1.5 apresentam-se a evolução das contribuições dos indicadores de educação (escolaridade materna), saúde (internação, plano de saúde e estado de saúde) e padrão de vida (material da casa, água, saneamento, lixo, iluminação e ativos), respectivamente, para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil nas Unidades Federativas brasileiras para os três anos de análise (1998, 2003 e 2008). Os valores destas estatísticas para 1998, 2003 e 2008 podem ser conferidos no Apêndice - Quadros 1.4A, 1.5A e 1.6A, nesta ordem.

Na análise da escolaridade materna das crianças menores de 5 anos (Figura 1.3), admite-se que quanto mais próximo de 0 (0%) e 1 (100%), menor e maior tende a ser a colaboração dessa variável no Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, respectivamente. Verificou-se que o indicador supracitado aumentou sua contribuição para a pobreza de 1998 para 2008, principalmente para o Centro-Oeste (Distrito Federal).

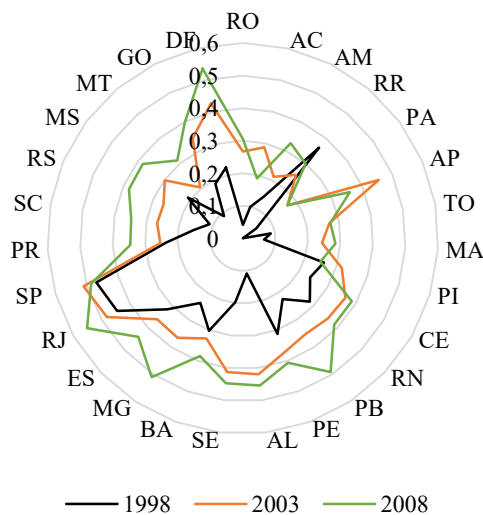


Figura 1.3- Contribuição do indicador escolaridade materna para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD – Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: A unidade de medida do indicador escolaridade materna é entre 0 e 1 (ou 0% e 100%).

Com relação aos indicadores da dimensão saúde (Figura 1.4 – letras a até c), a contribuição da internação e do plano de saúde permaneceram praticamente inalterado. Para o estado de saúde, verificou-se uma alteração em seu comportamento apenas na unidade federativa do Amapá, em que houve um pico de 18% no ano de 1998. Ademais, é percebido que entre os indicadores de saúde, a maior precarização ocorre no acesso ao plano de saúde, seguido do estado de saúde e internação.

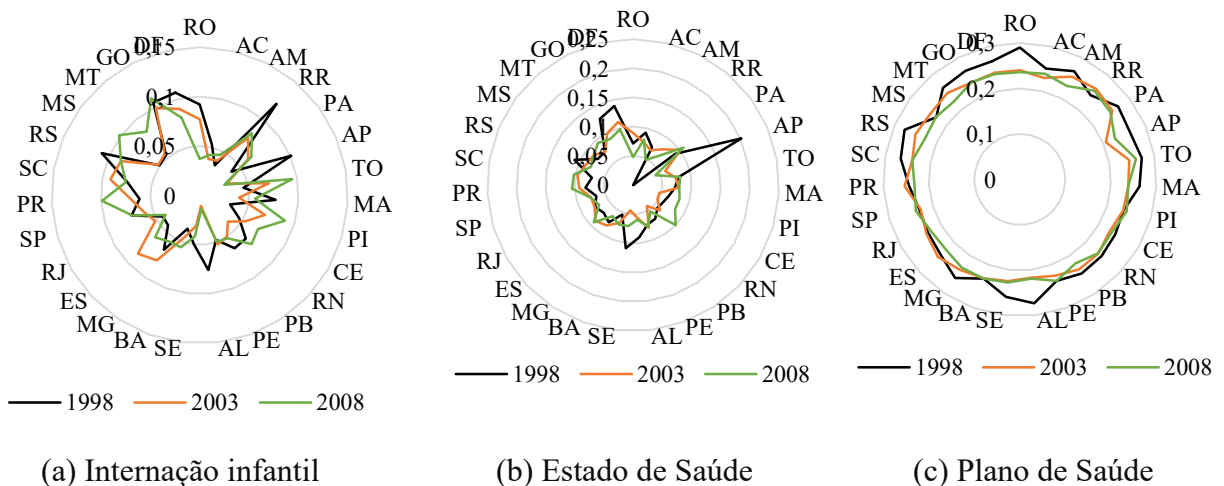


Figura 1.4- Contribuição dos indicadores internação, estado de saúde e plano de saúde para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD – Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: Unidade de medida dos indicadores internação, plano de saúde e estado de saúde é entre 0 e 1 (ou 0% e 100%).

Para os indicadores de padrão de vida (Figura 1.5 – letras a até f), observou-se redução de 1998 para 2008. No saneamento básico, o pior resultado (maior contribuição em 2008) se concentrou nas unidades federativas do Norte (Tocantins e Pará) e Nordeste (Piauí). Por outro lado, o material da casa contribuiu para a pobreza, principalmente nas regiões Norte (Acre, Rondônia, Amapá, Amazonas e Pará) do Brasil. A água atinge mais fortemente as áreas do Norte (Acre, Pará, Maranhão e Rondônia) e Nordeste (Piauí).

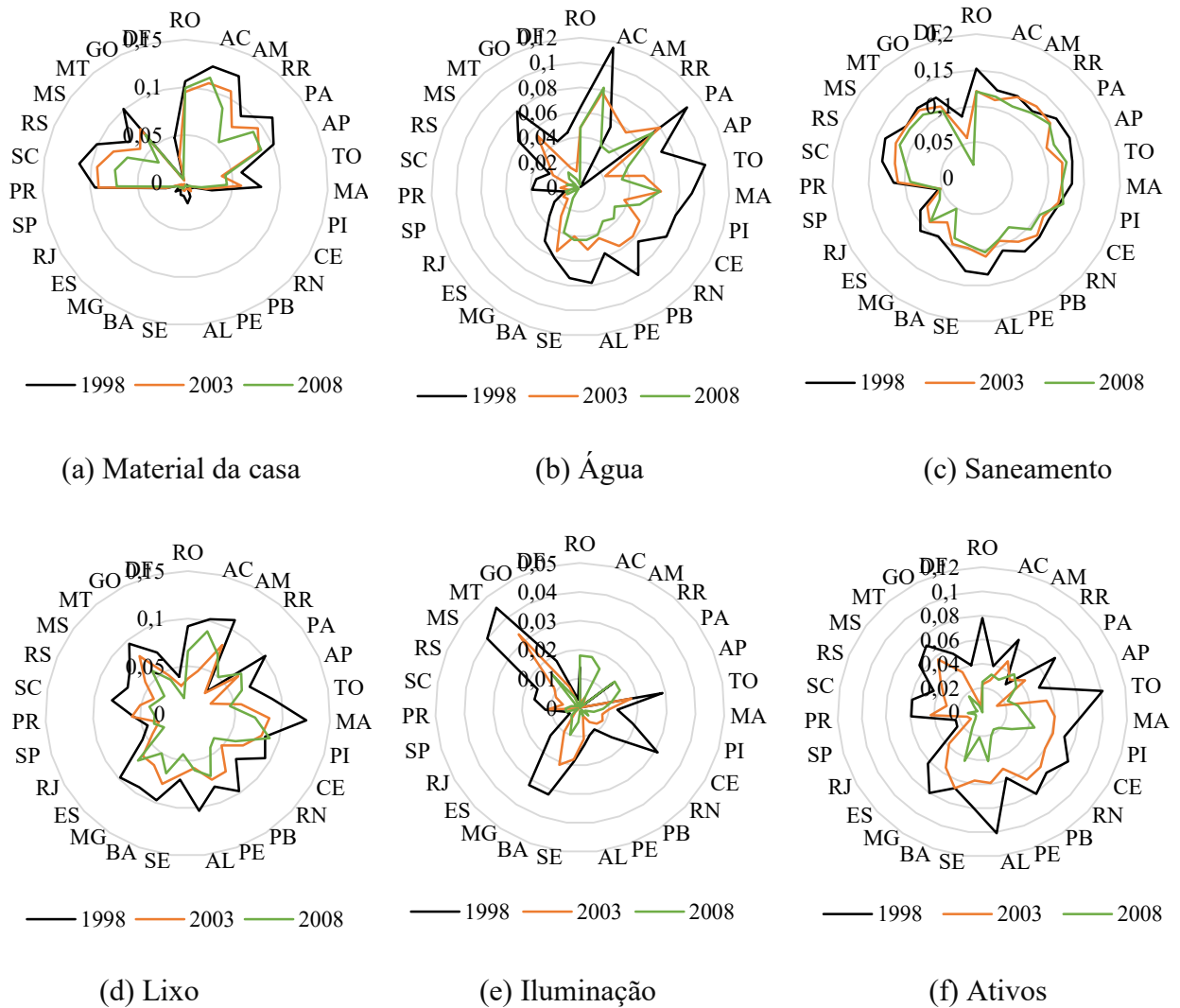


Figura 1.5- Contribuição dos indicadores material da casa, água, saneamento, lixo, iluminação e ativos para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD – Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: A unidade de medida dos indicadores material da casa, água, saneamento, lixo, iluminação e ativos é entre 0 e 1 (ou 0% e 100%).

Já o efeito do destino do lixo foi mais evidente no Norte (Acre) e Nordeste (Piauí). A iluminação domiciliar colaborou para a pobreza, principalmente no Norte- Acre, Rondônia e Pará. Por fim, o indicador ativos atingiu em maior intensidade o Nordeste (Piauí, Bahia e Alagoas) e Norte (Roraima, Pará, Maranhão, Amazonas, Tocantins e Acre) do país.

1.4.4 Análise de Sensibilidade

Nesta seção estão demonstrados os resultados da análise de sensibilidade referente ao índice AF. Para tanto, foram alteradas as linhas de corte do modelo, tanto do peso dos indicadores quanto da linha de corte da pobreza. Os resultados do relaxamento dos pesos foram feitos para os anos de 1998, 2003 e 2008 e podem ser visualizados no Apêndice A- Quadro 1.7A - 1.9A. Na Tabela 1.5 apresenta-se uma compilação dos dados em formato de *ranqueamento* das maiores e menores privações à depender das linhas de corte adotadas.

Tabela 1.5- Análise de Sensibilidade, Unidades Federativas do Brasil, PNAD-Suplemento de Saúde, 1998, 2003 e 2008

Privações/ Cortes	Dimensões pesos iguais e k= 0,1	Dimensões pesos iguais e k= 0,3	Dimensões pesos iguais e k= 0,5	Indicadores pesos iguais e k=0,3
1998				
Majores	1) Maranhão	1) Maranhão	1) Bahia	1) Pará
	2) Pará	2) Pará	2) Piauí	2) Maranhão
	3) Acre	3) Acre	3) Rio Grande do Norte	3) Amapá
	4) Piauí	4) Piauí	4) Acre	4) Tocantins
	5) Tocantins	5) Bahia	5) Pernambuco	5) Amazônia
Menores	1) São Paulo	1) Distrito Federal	1) Amapá	1) São Paulo
	2) Distrito Federal	2) Roraima	2) Rondônia	2) Distrito Federal
	3) Minas Gerais	3) São Paulo	3) Distrito Federal	3) Rio de Janeiro
	4) Rio de Janeiro	4) Minas Gerais	4) Rio Grande do Sul	4) Minas Gerais
	5) Rio Grande do Sul	5) Rio de Janeiro	5) São Paulo	5) Roraima
2003				
Majores	1) Acre	1) Acre	1) Acre	1) Acre
	2) Amapá	2) Amapá	2) Amapá	2) Pará
	3) Alagoas	3) Alagoas	3) Alagoas	3) Amazonas
	4) Maranhão	4) Maranhão	4) Paraíba	4) Amapá
	5) Rondônia	5) Pará	5) Sergipe	5) Rondônia
Menores	1) São Paulo	1) São Paulo	1) São Paulo	1) São Paulo
	2) Distrito Federal	2) Rio de Janeiro	2) Rio de Janeiro	2) Distrito Federal
	3) Rio de Janeiro	3) Distrito Federal	3) Distrito Federal	3) Rio de Janeiro
	4) Minas Gerais	4) Minas Gerais	4) Minas Gerais	4) Minas Gerais
	5) Rio Grande do Sul	5) Rio Grande do Sul	5) Rio Grande do Sul	5) Goiás
2008				
Majores	1) Acre	1) Acre	1) Alagoas	1) Acre
	2) Alagoas	2) Alagoas	2) Acre	2) Rondônia
	3) Rondônia	3) Amazonas	3) Amazonas	3) Amapá
	4) Amapá	4) Rondônia	4) Maranhão	4) Pará
	5) Amazonas	5) Maranhão	5) Amapá	5) Amazonas
Menores	1) São Paulo	1) São Paulo	1) São Paulo	1) Distrito Federal
	2) Distrito Federal	2) Distrito Federal	2) Distrito Federal	2) São Paulo
	3) Rio de Janeiro	3) Rio de Janeiro	3) Rio de Janeiro	3) Rio de Janeiro
	4) Minas Gerais	4) Rio Grande do Sul	4) Minas Gerais	4) Minas Gerais
	5) Paraná	5) Goiás	5) Goiás	5) Goiás

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

De forma geral, percebe-se que embora o nível de pobreza altere ao variar o peso dos indicadores e/ou a linha de corte, o *rankeamento* das Unidades Federativas das maiores/menores privações continuam similares. Portanto, como o objetivo do trabalho é a evolução temporal e comparação entre as UF's, comprova-se pelo teste de sensibilidade que os resultados são robustos.

1.4.5 Discussão

A partir dos resultados do presente estudo, constatou-se que o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil apresentou discrepância espacial e temporal entre as Unidades Federativas do Brasil. Observou-se que a maior parte dessas áreas apresentaram redução na quantidade de crianças pobres nos anos de análise (1998, 2003 e 2008), com crescimento apenas em Rondônia, Amapá, Acre, Roraima, Alagoas, Sergipe, Paraíba e Distrito Federal. Além disso, em estados do Norte (Acre, Amazonas, Pará) e do Nordeste (Maranhão) foi identificado um caráter de perpetuação da pobreza, ou seja, as UF's que eram mais pobres em 1998 continuaram com a mesma condição em 2008.

Os resultados de maior precarização da pobreza multidimensional infantil em Unidades Federativas do Norte e Nordeste do Brasil frente a outras áreas também foi encontrado por Mosaner (2016). O autor analisou a pobreza multidimensional de crianças menores de 5 anos para as grandes regiões do Brasil em 2008, em que identificou as regiões do Norte e Nordeste como as mais precárias do país, sobretudo na área rural dessas localidades. Destaca-se ainda que os achados da presente pesquisa também estão em consonância com o estudo de Serra, Yalonzky e Belik (2017), que analisaram a pobreza multidimensional geral nas microrregiões brasileiras em 2000 e 2010. Além disso, os trabalhos específicos referente a pobreza feminina de Da Silva Ferreira e Marin (2016) – aplicado para as grandes regiões do país em 2001 e 2011- e de Brites et al. (2017) – direcionado para grandes regiões em 2012- também confirmam a concentração desse fator nas áreas destacadas.

Na desagregação do Índice de Pobreza Multidimensional em incidência e intensidade, constatou-se que esses dois indicadores evoluíram em direções opostas. Enquanto a quantidade de crianças pobres (incidência) reduziu entre 1998 e 2008, a privação média de indicadores privados delas (intensidade) sofreu aumento no mesmo período. A incidência da pobreza nos três anos de análise demonstraram a precarização na região Nordeste (Maranhão) e no Norte (Acre e Pará) do país. Ainda, em 2008, as unidades federativas de Alagoas, Amapá e Amazonas detiveram alta quantidade de crianças em estado de pobreza. Já a intensidade da pobreza,

embora verificado maior precarização da região Nordeste em todo o período, apresentou mudanças no *ranking* de pior situação de acordo com o ano, com permanência temporal da quantidade média de indicadores privados apenas no estado da Bahia. Em 2008, essa estatística foi mais aguda na Paraíba, Alagoas e Sergipe.

A situação de redução na quantidade de crianças pobres devido a diminuição da incidência da pobreza (porém amenizado pelo crescimento da intensidade) pode ser explicado em virtude da maior facilidade de redução da pobreza marginal (menos pobres entre os pobres). Assim, embora a quantidade de pessoas pobres (incidência) sofra uma redução (pela saída dos menos pobres entre os pobres), há um aumento do número médio de indicadores privados (intensidade) em virtude da permanência da população mais carente na pobreza crônica (mais pobres entre os pobres) (ALKIRE; FOSTER, 2011; ALKIRE; ROCHE, 2012). Estes achados também foram verificados nos estudos de Omotoso e Koch (2018) em pesquisa realizada sobre a pobreza multidimensional infantil na África do Sul, entre 2002 e 2014. Os autores, assim como nesta pesquisa, evidenciaram as áreas mais precárias dos dois índices (incidência e intensidade) nas mesmas regiões, com pior situação no Norte e Nordeste sul-africano.

É importante destacar que o tempo de análise (anos de 1998, 2003 e 2008) abordado nesta pesquisa correspondeu à um período de expansão das políticas sociais no Brasil, que visavam, de forma especial, combater e erradicar a pobreza no país. Em suma, as principais políticas adotadas foram as seguintes: i) em 2004 houve a expansão para atendimento de 40% de toda população brasileira do programa Estratégia Saúde da Família - ESF (criado em 1994), com o objetivo de fornecer cuidados e monitoramento da saúde da população por meio da Atenção Primária ou Básica (MACINKO; HARRIS, 2005; MACINKO; GUANAIS; SOUZA, 2006; REIS, 2014) e; ii) Programa Bolsa Família (PBF), instituído em 2004, refere-se a um programa de transferência de renda condicionado, que tem como objetivo erradicar a vulnerabilidade e a pobreza no Brasil, bem como garantir o direito à alimentação, educação e saúde das populações mais carentes do país (SANTOS; JACINTO 2017; BRASIL, 2019).

De forma específica para as crianças, as políticas públicas no Brasil agem a partir de duas vias. A primeira se refere a própria funcionalidade dos programas sociais, no seguinte sentido de que o Estratégia Saúde da Família (ESF) fornece informações e realiza o monitoramento de cuidados básicos e preventivos das crianças. E o Programa Bolsa Família (PBF), pela sua exigência condicionada ao recebimento da renda (cuidados da saúde de menores de 5 anos mediante acompanhamento do crescimento por agentes de saúde e exigência da caderneta de vacinação em dia). A segunda via trata-se do efeito positivo desses dois programas nos indicadores de capital humano, tanto pela prevenção e diagnóstico precoce de doenças

(ações do ESF) quanto pela transferência de renda (via direta do PBF), que possibilitam uma realocação do tempo e do dinheiro na formação e desenvolvimento das crianças (RIBEIRO; SHIKIDA; HILLBRECHT, 2017).

Neste contexto, as evidências encontradas na presente pesquisa podem estar relacionadas, em parte, a acentuação das ações sociais no período de 1998 a 2008. Assim, embora o período de análise seja atribuído a uma expansão das políticas pro bem-estar social e efetiva redução da pobreza infantil geral, as desigualdades regionais não foram amenizadas. Além disso, a pobreza entre as pessoas consideradas mais carentes (mais pobres entre os pobres) não foi reduzida. Este resultado pode ter ocorrido em virtude do critério de seleção dos programas sociais, como o Bolsa Família, serem dados pela renda *per capita*, o que pode fazer com que famílias carentes não sejam consideradas aptas para participarem do programa (TAVARES et al., 2009; RIBEIRO; SHIKIDA; HILLBRECHT, 2017).

Em concordância à afirmação supracitada, estimativas realizadas por Monsaner (2016) inferiram que apenas 46,4% de domicílios da área rural e 36,4% na área urbana, que possuíam crianças menores de 5 anos em situação de pobreza multidimensional, recebiam o auxílio do Programa Bolsa Família. Ainda, no trabalho realizado por Tavares et al. (2009), a partir do desenvolvimento de cenários hipotéticos, foi comprovado que os resultados do programa destacado seriam melhores se o processo de seleção dos beneficiários fosse baseado na prova de meios¹⁵ (ao invés da renda), como realizado na maior parte dos países da América Latina (por exemplo, o programa Oportunidades do México).

Com relação as desigualdades regionais evidenciadas nos resultados do presente estudo, estas podem ter ocorrido em virtude da intensidade da pobreza nos estados do Sudeste e Sul serem menores em comparação ao Norte e Nordeste do país. Nas localidades de menor intensidade (Sul e Sudeste), existem maior quantidade de crianças marginalmente pobres (menos pobres entre as pobres), o que facilita o processo de redução do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil via políticas públicas. Por sua vez, nas regiões (Norte e Nordeste) que apresentam alto número médio de indicadores privados (intensidade), o indicativo é de pobreza crônica (mais pobres entre os pobres), o que torna esse processo mais difícil (ALKIRE; FOSTER, 2011; ALKIRE; ROCHE, 2012; MONSANER, 2016).

A existência de discrepâncias no Índice de Pobreza Multidimensional Infantil entre as Unidades Federativas do Brasil também foi observado na contribuição das dimensões e indicadores desse fator. Em geral, a contribuição da dimensão educação para esse índice

¹⁵ O método da prova de meios é uma medida de pobreza obtida a partir de informações demográficas, sociais e econômicas das famílias (TAVARES et al, 2009).

demonstrou crescimento de 1998 para 2008, já a saúde e o padrão de vida tiveram redução em sua colaboração para o índice, considerando o mesmo período.

De acordo com os resultados encontrados, a dimensão educação (composta pelo indicador escolaridade materna das crianças de zero a 5 anos) foi mais precária em 2008 em todos as unidades federativas, mas contribuiu fortemente para a pobreza dos estados da região Sudeste (Rio de Janeiro e São Paulo) e Centro-Oeste (Distrito Federal). Isto pode ocorrer pois nessas regiões podem existir melhores condições de saúde e de qualidade de vida, o que, no comparativo, acentua a contribuição da dimensão educação.

Outras pesquisas desenvolvidas para o Brasil, em termos nacionais, regionais e municipais também evidenciaram que nas regiões Sul e Sudeste, a maior contribuição para a pobreza é o aspecto educacional, como é o caso dos trabalhos de Costa e Costa (2014) realizado para o estado de Minas Gerais em 2010, Marin et al. (2018) analisando a cidade de Silveira Martins no Rio Grande do Sul em 2017 e Moraes, Marin e Vieira (2018), em avaliação dos municípios de Santa Catarina em 2000 e 2010. Ainda, a educação foi a maior contribuição nos achados de Serra, Yalonetzky e Belik (2017) para as microrregiões do Brasil em 2000 e 2010 e no estudo de Da Silva e Rohenkohl (2018) com as mães sem filhos com Síndrome Congênita do Vírus Zica no estado da Paraíba.

O nível de educação das mães exerce forte influência sobre a vida das crianças de 0 a 5 anos, pois as mesmas são responsáveis, na maioria das vezes, pelos cuidados de seus filhos. Quanto mais alta a escolaridade materna, maior tende a ser o acesso a informação, e com isto, maior habilidade para fornecer cuidados adequados para as crianças. Este fato faz com que as mães utilizem da melhor maneira os insumos (por exemplo, vacinação em dia, cuidados preventivos de doenças e desenvolvimento de brincadeiras que estimulem o cognitivo da criança) que são necessários para produzir saúde de seus filhos, e conseqüentemente, melhorar a qualidade de vida dos mesmos (LEIGH,1983; MARTINS et al., 2004; CUTLER; LLERAS-MUNEY, 2010; BARROS et al., 2010; LOCHNER, 2011; SILVESTRIN et al., 2013; DE SOUZA MORAIS et al., 2015).

A dimensão saúde, por outro lado, foi a que menos apresentou mudança no período de análise (1998, 2003 e 2008). Esta homogeneidade entre os anos pode ter ocorrido devido ao fato que não ocorreram grandes alterações nos indicadores acesso ao plano de saúde, estado de saúde e internação. Com relação ao espaço, destaca-se que essa dimensão contribuiu de forma mais relevante para o Norte (Tocantins e Pará) e Nordeste (Piauí) do Brasil. Nestas regiões, por serem mais precárias, há uma tendência de maior eficácia do apoio social na área da saúde,

conforme evidenciado nas pesquisas de Rocha e Soares (2012) e Santos e Jacinto (2017) sobre o Estratégia Saúde da Família (ESF).

Rocha e Soares (2012) evidenciaram que o ESF gerou uma redução da mortalidade infantil no Norte, com resultados não significativos para o Sul, Sudeste e Centro-Oeste do Brasil. Nesta mesma linha, Santos e Jacinto (2017), ao analisar o impacto desse programa na saúde de crianças menores de 17 anos residentes da área rural brasileira, concluíram que o mesmo foi significativo apenas para as regiões Norte e Nordeste e sem significância para o Centro-Sul brasileiro.

Wang, Zhou e Shang (2015), ao analisar a pobreza de menores de 18 anos da China em 2010, destacou a saúde como um fator importante na determinação da pobreza infantil, bem como para a qualidade de vida das crianças no curto e no longo prazo. Crianças saudáveis estão mais propensas a alcançar alta educação e melhores rendimentos na vida adulta. Além disso, uma doença é um dos choques menos previsíveis que podem gerar elevados gastos com remédios e tratamento médicos, e com isso, auxiliar na condição de pobreza. Logo, apresentar uma vida saudável na infância, tanto em relação ao estado de saúde (medido pela taxa de mortalidade infantil domiciliar, internação hospitalar, entre outros), quanto ao acesso a serviços de saúde (por exemplo, plano de saúde), torna-se um importante fator de bem-estar (SEN, 2010; HECKMAN, 2011; DEATON, 2017; GIACOMELLI et al., 2017).

Segundo Ribeiro, Shikida e Hillbrecht (2017), a má qualidade de saúde dificulta a eficácia de políticas públicas que visam a redução da pobreza. Neste sentido, o programa Bolsa Família se destaca por ser uma transferência de renda condicionada, que dentre outros fatores, exigem que cuidados básicos de saúde sejam realizados por agentes desse setor. Assim, como os resultados deste trabalho sinalizaram que a situação das crianças brasileiras em relação ao estado de saúde (internação, estado de saúde) e acesso aos serviços de saúde (plano de saúde) não sofreram variações significativas ao longo da década 1998 a 2008, enfatiza-se a necessidade de uma revisão das ações sociais no âmbito da saúde infantil.

A contribuição da dimensão padrão de vida apresentou redução nos anos de 1998, 2003 e 2008. Além disso, nos períodos destacados, exerceu forte influência, principalmente, na região Norte (Acre, Tocantins, Pará, Rondônia, Amazonas, Amapá, Roraima) e Nordeste (Piauí, Pernambuco, Alagoas, Bahia, Maranhão, Bahia, Ceará) a partir dos indicadores material da casa, saneamento, destino do lixo, água, iluminação domiciliar e ativos. A precarização nessa dimensão afeta a qualidade de vida da criança mediante as condições do domicílio em que a mesma está inserida, de forma que possuir acesso a bens e serviços sociais auxiliam no

desenvolvimento saudável desses indivíduos (UNITED NATIONS GENERAL ASSEMBLY, 2016; ALKIRE; ROCHE, 2012).

A importância da dimensão padrão de vida foi evidenciada em outros trabalhos na literatura científica. Destacam-se os estudos desenvolvidos para as áreas de Zambézia, Moçambique em 2010 (VICTOR et al., 2014), Bangladesh em 1997 e 2007 (ALKIRE; ROCHE, 2011), Colômbia em 2008, 2010 e 2011 (GARCÍA; RITTERBUSCH, 2015) e Irã em 2015 (MOHAQEKI KAMAL et al., 2019). No Brasil, tem-se as pesquisas sobre pobreza geral (MORAES, MARIN; VIEIRA, 2018), feminina (DA SILVA FERREIRA; MARIN, 2016; BRITES et al., 2017; DA SILVA; ROHENKOHL, 2018) e infantil (MOSANER, 2016).

1.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este estudo mensurou e analisou a evolução temporal e espacial de um Índice de Pobreza Multidimensional para crianças de 0 a 5 anos das Unidades Federativas do Brasil, nos anos 1998, 2003 e 2008. A mensuração do índice ocorreu a partir do método Alkire-Foster, o qual se distingue, entre outros atributos, por sua capacidade em medir a quantidade de crianças pobres e o número médio de indicadores privados destes pobres.

Os resultados encontrados inferiram que enquanto a incidência da pobreza foi reduzida a longo da década 1998-2008, a intensidade da pobreza aumentou. Este resultado significa que embora a quantidade de crianças pobres tenha diminuído no período, o número de indicadores privados deste público que continuou na pobreza, expandiu. Esse fato pode refletir que as crianças marginalmente pobres (menos pobres entre as pobres) em 1998 conseguiram superar a pobreza em 2008, enquanto as severamente pobres (mais pobres entre as pobres) continuaram no estado de pobreza crônica. Ainda, na análise espacial, percebe-se que os maiores índices nos três anos de análise (1998, 2003 e 2008) estiveram situadas nas unidades federativas do Norte e Nordeste, retratando um caráter de perpetuação regional da pobreza infantil.

Portanto, embora tenha ocorrido uma acentuação das ações sociais no período de 1998 a 2008 e redução da pobreza infantil (evidências encontradas na presente pesquisa), pode-se afirmar que as desigualdades regionais não foram amenizadas. Além disso, a pobreza entre as pessoas consideradas mais carentes (mais pobres entre os pobres) não foi reduzida. Enfatiza-se a necessidade de reelaborar as ações sociais e focaliza-las para reduzir ou eliminar a pobreza crônica infantil mediante melhora das condições de saúde, educação e padrão de vida em todo o país e, de forma especial, em áreas do Norte e Nordeste. A partir disso, políticas sociais focalizadas para cada unidade federativa, de acordo com sua necessidade pontual, minimizaria

os efeitos da pobreza infantil e conseqüentemente, auxiliaria no desenvolvimento saudável e de capital humano futuro.

Por fim, enfatiza-se que este trabalho contribuiu no sentido de fornecer informações específicas aos formuladores de políticas baseadas em evidências do quão intensa é a pobreza multidimensional infantil em cada unidade federativa do Brasil. Além disso, contribuiu para identificar quais são os fatores (saúde, educação, padrão de vida) que tornam as crianças pobres nessas localidades individualmente. Considerando estes resultados, os gestores podem adotar estratégias mais eficazes para melhorar a qualidade de vida e reduzir as disparidades infantis no país, o que conseqüentemente auxiliará no desenvolvimento humano e econômico (de curto e longo prazo).

As limitações do trabalho deram-se sobretudo pela disponibilidade de dados, tanto no quesito temporal, como na seleção das variáveis a compor o índice. Por exemplo, buscar outra *proxy*, além do plano de saúde, para representar o acesso à saúde. Indivíduos com alta renda, podem não possuir plano de saúde e custear qualquer eventualidade em seu estado de saúde com recursos próprios. Na mesma linha, o indicador escolaridade da mãe foi escolhido para mensurar os aspectos educacionais nesta pesquisa. Contudo, outras variáveis que consigam captar diretamente a situação da criança ao longo do tempo podem ser testadas.

Em termos de pesquisas futuras, sugere-se a realização de uma análise temporal longitudinal, a partir dos dados (estimativas) a serem publicados pelo Instituto Brasileiro de Economia e Estatística - IBGE em 2022, a fim de comparar como o cenário da pobreza infantil foi afetado pelas crises recentes da economia brasileira. Além disso, a análise da desigualdade multidimensional seria interessante para investigar se as políticas sociais estão sendo eficazes para redução da pobreza crônica brasileira.

REFERÊNCIAS

ALKIRE, S.; FANG, Y. Dynamics of multidimensional poverty and uni-dimensional income poverty: An evidence of stability analysis from China. **Social Indicators Research**, v. 142, n. 1, p. 25-64, 2019.

ALKIRE, S.; FOSTER, J. Counting and multidimensional poverty measurement. **Journal of public economics**, New York, v. 95, n. 7-8, p. 476-487, 2009.

ALKIRE, S.; FOSTER, .. Understandings and misunderstandings of multidimensional poverty measurement. **The Journal of Economic Inequality**, Londres, v. 9, n. 2, p. 289-314, 2011.

- ALKIRE, S.; ROCHE, J. M. Beyond headcount: Measures that reflect the breadth and components of child poverty. **In: Global Child Poverty and Well-Being**, p. 103-133, 2012.
- ALKIRE, S.; ROCHE, J. M.; BALLON, P.; FOSTER, J.; SANTOS, M. E. ; SETH, S. (2015). **Multidimensional poverty measurement and analysis**. Oxford University Press, USA.
- ANAND, S.; SEN, A. Concepts of human development and poverty! A multidimensional perspective. **United Nations Development Programme, Poverty and human development: Human development papers**, p. 1-20, 1997.
- APABLAZA, M.; YALONETZKY, G. Measuring the dynamics of multiple deprivations among children: the cases of Andhra Pradesh, Ethiopia, Peru and Vietnam. **Young Lives Research in Progress**, 2011.
- BANERJEE, A.; DEATON, A.; DUFLO, E.. Health care delivery in rural Rajasthan. **Economic and Political Weekly**, p. 944-949, 2004.
- BARROS, A. J. et al. Child development in a birth cohort: effect of child stimulation is stronger in less educated mothers. *International Journal of Epidemiology*, Oxford, v. 39, n. 1, p. 285-294, 2010.
- BRASIL. Bolsa família. Disponível em: <http://www.caixa.gov.br/programas-sociais/bolsa-familia/paginas/default.aspx>. Acesso em: dez./2019.
- BRITES, M. et al. Pobreza feminina nas grandes regiões brasileiras (2012): uma aplicação do método Alkire Foster (AF). **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, Brasília, v. 17, n. 1, p. 81-100, 2017.
- BOURGUIGNON, F.; CHAKRAVARTY, S. R. The measurement of multidimensional poverty. **The Journal of Economic Inequality**, v. 1, n. 1, p. 25-49, 2003.
- CALLANDER, E. J.; SCHOFIELD, D. J.; SHRESTHA, R. N. Capacity for freedom- a new way of measuring poverty amongst Australian children. **Child Indicators Research**, v. 5, n. 1, p. 179-198, 2012.
- CODES, A. L. M. **A Trajetória do Pensamento Científico Sobre Pobreza: Em direção a uma visão complexa**. Brasília: IPEA, 2008.
- COSTA, B. L. D.; COSTA, M. M. Concepções de pobreza e operacionalização do Índice de Pobreza Multidimensional para Minas Gerais. **Cadernos da Escola do Legislativo**, v. 16, n. 25, p. 74-99, 2014.
- CRESPO, A. P. A.; GUROVITZ, E. A Pobreza como um Fenômeno Multidimensional. **Revista de Administração de Empresas**, v. 1, n. 2, p. 1-12, 2002.
- CUTLER, D. M.; LLERAS-MUNEY, A. Understating differences in health behaviors by education. **Journal of health economics**, v. 19, n.1, p. 1-28, 2010.
- DA SILVA, E. P.; ROHENKOHL, J. E. Síndrome congênita do vírus zika e a pobreza multidimensional: uma aplicação do método Alkire-Foster com as mães paraibanas. **Pensamento & Realidade**, v. 33, n. 3, p. 49-67, 2018.

DA SILVA FERREIRA, T. R.; MARIN, S. R. Pobreza multidimensional feminina: Uma aplicação do método Alkire-Foster (AF) nas grandes regiões brasileiras nos anos de 2001 e 2011. **Pesquisa e Debate**, v. 27, n. 1, p. 174, 2016.

DATT, G.. Making Every Dimension Count: Multidimensional Poverty Without the " dual Cut Off". **Monash Univ., Department of Economics**, 2013.

DE SOUZA FILHO, A. M. C.; NATENZON, S. M. Localizando o desenvolvimento humano: municípios pobres multidimensionais no Brasil 1991-2000-2010 **In: BOLZAN, A. (Coord.) Prêmio Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil**, p. 87-103, 2015.

DE SOUZA MORAIS, R. L, et al. Primeira infância e pobreza no Brasil: uma análise integrada a partir de indicadores em saúde, educação e desenvolvimento social. **Revista de Políticas Públicas**, 2015.

DEATON, A. A grande saída: saúde, riqueza e as origens da desigualdade. Rio de Janeiro: **Intrínseca**, 2017.

DUFLO, A. Health Shocks and economic vulnerability in rural India: break the vicious circle. **Centre for Micro Finance Research Working Paper, Center for Micro Finance, IFMR**, 2005.

GALASSO, E.; UMAPATHI, N. Improving nutritional status through behavioural change: lessons from Madagascar. **Journal of development Effectiveness**, v. 1, n. 1, p. 60-85, 2009.

GARCÍA, S.; RITTERBUSCH, A. Child poverty in Colombia: Construction of a multidimensional measure using a mixed-method approach. **Child Indicators Research**, v. 8, n. 4, p. 801-823, 2015.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)**. Disponível em: <https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2015/microdados.shtm>. Acesso em: 04 maio 2019.

KANUNGO, S. et al. Measuring Poverty in Eastern India through Multi-Dimensional Poverty Index (MPI): Tool to Focus Where to Invest in Public Health. **National Journal of Community Medicine**, v. 10, n.2, p. 55-61, 2019.

LEIGH, J. P. Direct and indirect effects of education on health. **Social and Medicine**, v. 17, n, 4, p. 227-234, 1987.

LOCHNER, L. Non-production benefits of educations: crime, health and good citizenship. **Nation Bureau of Economic Research**, Working Paper n. 16722, 2011.

MACINKO, J.; GUANAIS, F. C.; DE SOUZA, M. D. F. M.. Evaluation of the impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990–2002. **Journal of Epidemiology & Community Health**, v. 60, n. 1, p. 13-19, 2006.

MACINKO, J.; HARRIS, M. J. Brazil's family health strategy—delivering community-based primary care in a universal health system. **New England Journal of Medicine**, v. 372, n. 23, p. 2177-2181, 2015.

MARIN, S. R. et al. Pobreza multidimensional em Silveira Martins/RS: uma aplicação do Método Alkire-Foster (AF). **Revista de Administração da UFSM**, v. 11, n. 2, p. 247-267, 2018.

MARTINS, M. F. et al. Qualidade do ambiente e fatores associados: um estudo em crianças de Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 3, p. 710-718, 2004.

MOHAQEIQI KAMAL, S. H. et al. Multidimensional Child Poverty Index in Iran: Distribution of Deprivation across Provinces. **Journal of Poverty**, p. 1-12, 2019.

MOSANER, M. S. Pobreza infantil no Brasil: aplicação da metodologia Alkire-Foster de mensuração de pobreza multidimensional. **Economia Aplicada**, v. 20, n. 4, p. 489-507, 2016.

MORAES, M.; MARIN, S. R.; VIEIRA, C. Pobreza multidimensional em Santa Catarina (2000-2010): Uma aplicação do método Alkire-Foster. **Economia e Desenvolvimento**, v. 30, p. 7, 2018.

MOURA JR, J. F.; SARRIERA, J. C. Impactos das Diferentes Formas de Mensuração da Pobreza nas Variações do Índice de Bem-Estar Pessoal. **Psicologia: Teoria e Pesquisa**, v. 35, 2019.

NUSSBAUMER, P.; BAZILIAN, M.; MODI, V. Measuring energy poverty: Focusing on what matters. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 16, n. 1, p. 231-243, 2012.

OMOTOSO, K. O.; KOCH, S. F. Exploring child poverty and inequality in post-apartheid South Africa: a multidimensional perspective. **Journal of Poverty and Social Justice**, v. 26, n. 3, p. 417-437, 2018.

OXFORD POVERTY AND HUMAN DEVELOPMENT INITIATIVE. **Global Multidimensional Poverty Index 2018: The Most Detailed Picture To Date of the World's Poorest People**. University of Oxford, UK, 2018.

PEMBERTON, S.; GORDON, D.; NANDY, S. Child rights, child survival and child poverty: The debate. In: MINUJIN, A; NANDY, S. (Coord.). **Global child poverty and well-being: Measurement, concepts, policy and action**, p. 19-37, 2012.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. Disponível em: <http://www.br.undp.org/content/brazil/pt/home/>. Acesso: 18 abr. 2017.

REIS, M. Public primary health care and children's health in Brazil: evidence from siblings. **Journal of Population Economics**, v. 27, n. 2, p. 421-445, 18 ago. 2014.

RIBEIRO, F. G.; SHIKIDA, C.; HILLBRECHT, R. O. Bolsa Família: Um *survey* sobre os efeitos do programa de transferência de renda condicionada do Brasil. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v.47, n., p. 805-862, 2017.

SANTOS, A. M. A.; JACINTO, P. A. O Impacto do Programa Saúde da Família Sobre a Saúde das Crianças da Área Rural do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 55, n. 2, p. 227-246, 2017.

SEN, A. Poverty: An Ordinal Approach to Measurement. **Econometrica**, v. 4, n.2, p 219-231, 1976.

SEN, A. Poverty in the human development perspective: concept and measurement. **Human Development Report**, p. 15-23, 1997.

SEN, A. Health in development. **Bulletin of the World Health Organization**, v. 77, n. 8, p. 619, 1999.

SEN, A. **Desenvolvimento como liberdade**. Editora Schwarcz S.A, São Paulo, 2010.

SERRA, A. S.; YALONETZKY, G. I.; BELIK, W. Pobreza Multidimensional no Brasil 2000/2010. In: 45º Encontro Nacional de Economia- ANPEC, Natal, p. 1-20, 2017.

SILVESTRIN, S. et al. Maternal education level and low birth weight: a meta-analysis. **Jornal de Pediatria**, Rio de Janeiro, v 89 n 4, p 339-345, 2013

TAVARES, P. A., et al. Uma avaliação do Programa Bolsa Família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.39, n.1, p. 25-58, 2009.

UNITED NATIONS. Transforming our world: The 2030 agenda for sustainable development. **Resolution adopted by the General Assembly, Division for Sustainable Development Goals: New York, NY, USA, 2015.**

UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME (UNDP). Human Development Report 2016 Human Development for Everyone, 2017. Disponível em: <http://www.br.undp.org/content/brazil/pt/home.html>. Acesso em 15/març./2019.

UNITED NATIONS CHILDREN'S FUND (UNICEF). **General Assembly adopts powerful definition of child povert**. New York, 2007. Disponível em: www.unicef.org/media/media_38003.html. Acesso em: març./2019

UNITED NATIONS INTERNATIONAL CHILDREN'S EMERGENCY Fund (UNICEF). Pobreza na infância e adolescência, 2018. Disponível em: <https://www.unicef.org/brazil/relatorios/pobreza-na-infancia-e-na-adolescencia> Acesso em: 02 jun 2018.

UNITED NATIONS GENERAL ASSEMBLY (UNGA). Promotion and protection of the rights of children. **Report of the Third Committee**. New York: United Nations, 2006.

VANDEMOORTELE, J. Equity begins with children. **Global child poverty and well-being: Measurement, concepts, policy and action**, p. 39-53, 2012.

VICTOR, B. et al. Multidimensional poverty in rural Mozambique: a new metric for evaluating public health interventions. **PLoS One**, v. 9, n. 9, p. e108654, 2014.

WANG, X.; ZHOU, L.; SHANG, X. Child poverty in rural China: multidimensional perspective. **Asian Social Work and Policy Review**, v. 9, n. 2, p. 109-124, 2015.

WICKHAM, S. et al. Poverty and child health in the UK: using evidence for action. **Archives of disease in childhood**, p. archdischild-2014-306746, 2016.

WISE, P. H. Child poverty and the promise of human capacity: childhood as a foundation for healthy aging. **Academic pediatrics**, v. 16

APÊNDICE

Quadro 1.1A- Evidências empíricas da mensuração de um Índice de Pobreza Multidimensional Geral aplicado à metodologia Alkire-Foster

AUTOR	LOCAL/ANO	IDADE	OBJETIVO	VARIÁVEIS	RESULTADOS	CONCLUSÃO
Internacionais						
Nussbaumer, Bazilian e Modin (2012)	África- 2010	Todas	Analisa a literatura relevante e discute a adequação e aplicabilidade dos instrumentos existentes para medir a pobreza energética	Cozinha, iluminação, eletrodoméstico, entretenimento e educação e comunicação.	Os resultados apontaram para uma pobreza energética aguda na Etiópia e moderada em Angola, Egito, Marrocos, Namíbia e Senegal. Com o argumento de que as estatísticas nacionais ocultam disparidades dentro dos países, os autores realizaram um estudo a nível distrital em Quênia, confirmando que na capital a pobreza é de nível moderada e similar a Marrocos e nos distritos ocidentais e do norte a pobreza é aguda.	A pobreza energética varia notavelmente entre os países, por exemplo, embora nos quantis mais baixos Gana e Zâmbia possuem valor similar da pobreza, na classe média a diferença é notável. Ainda, permitiu constatar que as velocidades e distribuição diferem bastante de um país para outro, com Zâmbia possuindo um declínio acentuado da pobreza a medida que aumenta-se a renda e a pobreza energética em Gana sendo mais uniformemente distribuída. Por fim, concluíram que Gana possui a maior quantidade de pobres enquanto Nigéria é detentora da mais alta intensidade de pobreza.
Victor et al. (2014)	Zambézia, Moçambique- 2010	Todas	Demonstrar pelo método AF como a estimação da pobreza em sua forma multidimensional pode ser utilizada na avaliação de intervenções de políticas em saúde pública.	Educação, saúde e condições de vida.	Os resultados sugeriram que 58,2% dos domicílios são pobres com uma média de 46% de indicadores privados, destacando como privação dominante a dimensão padrão de vida, seguida pela saúde e educação. Quando desagregado por características individuais, a pobreza nos domicílios onde a língua dominante era português foi mais intensa em comparação àqueles que utilizavam o idioma local, 73,5% e 58,6 % nesta ordem.	A medição multidimensional da pobreza somado a visualização geoespacial é útil para auxiliar nas intervenções em saúde pública. Ambos permitem que os implementadores do programa concentrem recursos e explorem criticamente os vínculos entre a pobreza e seus determinantes sociais, obtendo assim conclusões úteis para o planejamento baseado em evidências.
Kanungo et al. (2019)	Índia Oriental- 2011	Todos	Avaliar o comportamento demográfico, socioeconômico, de saneamento da água e de higiene das famílias no leste da Índia e medir a pobreza por meio do Índice de Pobreza Multidimensional (IPM) com a contribuição relativa dos indicadores.	Anos de estudo, trabalho infantil, mortalidade infantil, nutrição, água, saneamento, habitação, ativos e gás de cozinha.	Enquanto, a pobreza em renda indicou 36% dos indivíduos como pobres, a pobreza analisada multidimensionalmente atribui que 76% dos indivíduos viviam em condições inadequadas e precárias.	Medir a pobreza somente por padrões de consumo e renda não são um bom substituto para capturar o aspecto multidimensional da pobreza e privações. Os indicadores demográficos, socioeconômicos, de saúde e dietéticos desempenham um papel significativo na determinação do real padrão de vida e consequente, auxílio em onde investir na saúde pública

Continua

Continuação

AUTOR	LOCAL/ANO	IDADE	OBJETIVO	VARIÁVEIS	RESULTADOS	CONCLUSÃO
Nacionais						
Costa e Costa (2014)	Minas Gerais, Brasil- por região de planejamento	Todos	Ampliar a compreensão da pobreza no Estado de Minas Gerais, identificando-se como ela atinge de forma distinta quantitativa e qualitativamente diferentes grupos e regiões de planejamento do Estado	Educação, saúde e padrão de vida.	Cerca de 15% da população é multidimensionalmente pobre, com diferenças significativas na distribuição entre mesorregiões, com uma proporção superior de pobres no Norte (24%) e em Jequitinhonha/Mucuri (25%). A maior intensidade de pobreza situa-se no Noroeste do estado (21%), porém tais disparidades regionais não se mostraram estatisticamente significativas.	A intensidade e a incidência da pobreza foram mais severas entre os indivíduos autodeclarados preto e idosos com mais de 61 anos, ainda, enquanto o maior número de pessoas pobres eram do sexo feminino, os homens foram privados em uma quantidade maior de indicadores em comparação às mulheres. A dimensão educação foi responsável por cerca de 45% da pobreza, principalmente devido ao indicador escolaridade que contribuiu 41,65% na composição do índice. Na sequência estão as dimensões padrão de vida (30%) e saúde (25%).
De Souza Filho e Natenzon (2015)	Municípios brasileiros- 1991, 2000 e 2010	Todos	Construir, com base no enfoque das capacidades e a partir dos dados do Atlas de Desenvolvimento Humano, um Índice de Pobreza Multidimensional (IPM) para os municípios brasileiros	Educação, saúde e padrão de vida	Evolução positiva do Índice de Pobreza Multidimensional, que passou de 0,285 em 1991 para 0,120 em 2000, atingindo 0,004 em 2010. Este comportamento ocorreu grande parte pela queda expressiva da incidência de pobreza de 98,5% em 1990, para 30% em 2000 e 1% em 2010. No que tange a intensidade da pobreza, em 1991 os pobres eram privados em 47% dos indicadores, recuando para 39,5% em 2000 e 36% em 2010. A dimensão que mais colaborou para a melhora do índice foi a educação, sendo superada em 2010 pela dimensão padrão de vida.	A redução da incidência e intensidade da pobreza multidimensional não deve ser motivo para redução das políticas públicas pro bem-estar.
Da Silva Ferreira e Marin (2016)	Grandes regiões brasileiras- 2001 e 2011	Todas mulheres	Calcular uma medida multidimensional de pobreza para as mulheres das cinco grandes regiões do Brasil, nos anos de 2001 e 2011.	Acesso a condições básicas de sobrevivência, trabalho e renda, acesso ao conhecimento e controle sobre o próprio ambiente.	Constatou-se queda significativa da pobreza feminina no interregno, com os indicadores de maior privação sendo o destino do lixo, rendimento domiciliar per capita, possuir microcomputador e condição de ocupação do domicílio. Em 2001 a região Nordeste detinha a maior incidência de pobreza; já em 2011, esta posição foi ocupada pela região Norte. A menor quantidade de pobres situava-se em 2001 no Sudeste e em 2011 no Sul do país. Contudo, nos dois anos destacados, a quantidade de não-pobres em nenhum indicador era maior no Sul e menor no Norte.	Os resultados indicam que ações sociais e econômicas integradas que contribuam para a promoção do desenvolvimento e focalizem a resolução das dificuldades encontradas pelas mulheres são de relevância para aumento da qualidade de vida feminina.
Brites et al. (2017)	Grandes regiões brasileiras- 2012	Todas mulheres	Aplicar o método Alkire Foster (AF), para analisar a pobreza das mulheres das grandes regiões brasileiras no ano de 2012	Condições básicas de sobrevivência, trabalho e renda, acesso ao conhecimento e controle sobre o próprio ambiente.	Os resultados revelaram a região Norte com a maior quantidade de pobres e a Sul apresentando a menor proporção. No referente a intensidade da pobreza, a privação nos indicadores mantiveram-se os mesmos quando decomposto por grande região, a saber, posse do microcomputador, anos de estudo, faixa de rendimento e o destino do lixo.	Conclui-se que a utilização do método Alkire-Foster é uma importante ferramenta para computo do nível de pobreza da população pois permite agregar na análise indicadores além da renda monetária. Destacou-se carência na obtenção dos dados de saúde na base de dados utilizada (PNAD).
Serra, Yalonetzky e Belik (2017)	Microrregiões brasileiras- 2000 e 2010	Todos	Elaborar um índice de pobreza multidimensional para o Brasil comparando as áreas rurais e não rurais.	Educação e padrão de vida.	A incidência da pobreza em 2010 por AF variava de 57,8% (privação em apenas um indicador) a 0,1% (privação em todos os indicadores), com intensidade da pobreza em 53,5%. O Índice de Pobreza Multidimensional reduziu de 13% em 2000 para 6,8% em 2010.	Destacaram significativas disparidades entre as microrregiões rurais e urbanas, principalmente, nos indicadores de padrão de vida. Além disso, que a dimensão educação foi a responsável pela maior privação.

Continua

Conclusão

AUTOR	LOCAL/ANO	IDADE	OBJETIVO	VARIÁVEIS	RESULTADOS	CONCLUSÃO
Marin et al. (2018)	Silveira Martins, Rio Grande do Sul	Todos	Apresentar os aspectos qualitativos da pobreza, por meio da identificação das dimensões de vida mais valoradas pelas próprias pessoas	Saúde, Trabalho e renda, Habitação, Educação, Segurança, Acesso a serviços básicos, alimentação saudável, discriminação e vida na comunidade.	A quantidade de pobres medida pela abordagem unidimensional é subestimada em comparação a pobreza multidimensional. Os indicadores de maior privação no índice foram educação, comer adequadamente e segurança. Ainda, quando desagregado por grupos, percebe-se que o bairro Vila Brasília tem a maior incidência de pobreza ajustada e a menor incidência situa-se na região central.	A intensidade de pobreza varia entre os bairros, ou seja, indicaram que as pessoas que moram em diferentes localidades apresentaram privações diferenciadas nos indicadores.
Moraes, Marin e Vieira (2018)	Municípios de Santa Catarina	Todos	Aplicar o método Alkire-Foster (2009) para os municípios de Santa Catarina nos anos de 2000 e 2010	Educação, condições domiciliares e saúde e condições sanitárias.	Os principais resultados apontaram redução da pobreza em todos os municípios, com a média estadual reduzindo 11,59% da incidência da pobreza, 3,06% da intensidade da pobreza e 5,15% da incidência ajustada. As maiores privações registradas nos dois anos foram 'tipo de escoadouro das instalações sanitárias, 'anos de estudo' e 'abastecimento de água'.	Atenta-se que há um padrão atemporal na disposição da pobreza no estado, pois os municípios que apresentam as maiores (Bela Vista do Toldo, São José do Cerrito, Santa Terezinha do Progresso) e menores (Balneário Camboriú, Florianópolis, Criciúma) privações são os mesmos no final e início da década.
Da Silva e Rohenkohl (2018)	Paraíba, Brasil- 2017	Mulheres mães	Comparar o nível de pobreza multidimensional das mães cujos filhos contraíram Síndrome Congênita do Zika vírus e das mães com filhos sem CZS.	Educação e acesso ao conhecimento, Saúde e condições sanitárias, condições domiciliares e renda e trabalho	Houve diferença pequena da pobreza entre os dois grupos (com e sem a Síndrome Congênita do Zika vírus -CZS), com a incidência variando de 52% para o primeiro grupo à 49% para o grupo 2, a intensidade de 35% para o grupo 1 e 40% para o grupo 2. E o índice final de 0,18 para o grupo 1 para 0,2 do grupo 2. Contudo, ressaltaram que o grupo 1 foi mais privado nos indicadores tipo de escoadouro, abastecimento de água, destino de lixo, tipo de ocupação, renda per capita, enquanto o grupo 2 concentrou significativa parte de sua privação nos indicadores de anos de estudo, analfabetismo, instalações sanitárias, tipo de escoadouro e trabalho.	Mães de filhos com CZS (grupo 1) ao serem mais privadas em saneamento básico se tornam mais vulneráveis para epidemias causadas pelo Aedes aegypti.

Fonte: Elaboração Própria (2020).

Quadro 1.2A- Evidências empíricas da mensuração de um Índice de Pobreza Multidimensional Infantil aplicado à metodologia Alkire-Foster

AUTOR	LOCAL/ANO	IDADE	OBJETIVO	VARIÁVEIS	RESULTADOS	CONCLUSÃO
Apablaza e Yalonetzky (2011)	Andra Pradexe (Índia), Etiópia, Peru e Vietnã- 2002, 2006-7 e 2009	Menores de 8 anos	Documentar a mudança na incidência conjunta de privações múltiplas durante a infância	Capital Humano e bem-estar do ambiente familiar	Os resultados apontaram o Peru como o menos pobre, seguido pelo Vietnã, Andra Pradexe e Etiópia. A redução da pobreza foi maior no Peru e de menor velocidade na Etiópia. Em termos de intensidade de pobreza, na Etiópia a superlotação, acesso a banheiros e combustíveis foram os de maior privação. No Peru, a qualidade do piso se destaca, enquanto o acesso à água é relativamente mais precário no Vietnã. Em Andra Pradexe, os indicadores que mais contribuíram para a pobreza foram a superlotação e a qualidade do piso.	As decomposições trazem robustez aos resultados de redução ou aumento da pobreza. Em termos de redução da incidência de pobreza, Peru e Etiópia aparecem como os mais e menos bem-sucedidos. Um exame das probabilidades de transição revela que esses dois países também assumem as posições superior e inferior em termos de probabilidades de saída e entrada na pobreza. Por outro lado, as experiências de mudança na intensidade são muito mais variadas.
Alkire e Roche (2011)	Bangladesh- 1997 e 2007	Menores de 5 anos	Apresentar uma nova abordagem para a medição da pobreza infantil que reflète a amplitude e componentes da pobreza infantil.	Nutrição, água, condições sanitárias, saúde, moradia e informação.	Os resultados da pesquisa indicaram que 10% das crianças sofrem apenas com uma privação, quase 20% são privadas em duas dimensões, 30% de três privações, e 27% de quatro privações. Os indicadores de maior privação foram, respectivamente, cobertura da casa, nutrição, saneamento, informação, saúde e água.	Conclui-se a pobreza infantil não deve ser avaliada apenas de acordo com a incidência da pobreza, mas também pela intensidade das privações que afetam a vida das crianças pobres ao mesmo tempo uma vez que a intensidade varia de maneiras importantes entre regiões e ao longo do tempo.
Callander, Schofield e Shrestha (2012)	Austrália- 2003	De 5 a 19 anos	Analisar em detalhes os vários níveis de desvantagem - saúde precária e escolaridade insuficiente - entre crianças e jovens australianas	Renda, saúde e educação	Os resultados apontaram que embora a pobreza monetária (22%) seja mais intensa que a pobreza de liberdade (5%), quando considerado o risco de ser pobre o número de indivíduos com pelo menos uma forma de limitação aumenta para quase um terço.	Concluíram que a renda não é o melhor indicador para analisar o bem-estar infantil. Políticas públicas para redução da pobreza entre crianças e jovens desfavorecidos devem adotar uma abordagem multidisciplinar não focalizada na renda monetária. Destaca-se também, a garantia da pobreza extrema e marginal a fim de garantir que haja redução tanto da incidência quanto da intensidade da pobreza. E por isto, os esforços para aumentar as taxas futuras de participação da força de trabalho das crianças como meio de melhorar seus padrões de vida também devem se concentrar na melhoria da saúde e da educação, em particular, como a saúde pode restringir sua qualidade de vida.
García e Ritterbusch (2015)	Colômbia- 2008, 2010 e 2011	Menores de 17 anos	Desenvolver uma medida multidimensional de pobreza infantil, sensível às necessidades das crianças e, ao mesmo tempo, útil para desenho de políticas públicas	Educação, nutrição, saúde, água, saneamento, segurança econômica, segurança, recreação e uso do tempo e informação.	Foi indicado uma queda substancial da pobreza infantil, passando de 41,2% em 2008 para 34% de multidimensionalmente pobres em 2011, com concentração da pobreza entre crianças de 3 a 5 anos. A intensidade da pobreza, para todas as faixas etárias, é mais crítica na falta de acesso à água potável, superlotação e falta de acesso a parques ou áreas verdes.	Conclui-se que o processo de consultar com crianças e adolescentes suas experiências de pobreza e outras privações em suas comunidade validou a relevância das dimensões da pobreza infantil incluídas em estudos anteriores e também revelou dimensões relevantes com base em suas experiências cotidianas.

Continua

Continua

AUTOR	LOCAL/ANO	IDADE	OBJETIVO	VARIÁVEIS	RESULTADOS	CONCLUSÃO
Wang, Zhou e Shang (2015)	China- 2010	Menores de 18 anos	Estabelecer um índice multidimensional de pobreza para crianças da zona rural chinesa com análise comparativa entre subgrupos.	Subsistência, saúde, proteção, desenvolvimento e participação	O índice de pobreza multidimensional foi 5,4%, com cerca de 14,29% crianças senso pobres e uma média de privação dos indicadores em 37,62%. A maior carência encontra-se na dimensão saúde seguida pelas dimensões de subsistência e participação. Ainda, observou-se que crianças de famílias afetadas pelo HIV/AIDS e crianças de minorias étnicas foram as mais severamente pobres	Conclui-se que análise da intensidade da pobreza em conjunto com a incidência permite uma orientação de política pública mais eficaz uma vez que determina onde há maior vulnerabilidade em quantidade de pobres e qualidade de vida. Ainda, a decomposição por características individuais permite um designe de plano mais preciso.
Mosaner (2016)	Grandes Regiões	Menores de 5 anos	Analisar a pobreza multidimensional infantil no Brasil	Água, saneamento, habitação, informação, saúde e nutrição	Cerca de 87% das crianças são privadas em ao menos uma dimensão, enquanto o pequeno grupo de três crianças que sofrem de privações em todas as seis dimensões analisadas tem a maior taxa de intensidade da pobreza, com quase 88%. Na média (privação em três indicadores) cerca de 20,02% das crianças são pobres com privação em 42,74% dos indicadores. Destaca-se que o perfil de privação entre crianças residentes na área urbana e rural são diferenciados. Para as crianças da área urbana, o indicador de maior privação é em saneamento básico, habitação, saúde, informação e nutrição. Já em relação a crianças residentes da área rural, vê-se que quase todas não possuem saneamento básico adequado e habitação, seguido da precarização em comunicação e água.	Conclui-se que a utilização da metodologia Alkire-Foster se mostrou capaz de aprofundar os estudos sobre pobreza multidimensional, ao indicar as vulnerabilidades sofridas entre as crianças carentes. Ademais, é uma ferramenta útil para focalização de políticas públicas centradas nas privações dos mais pobres na medida que indica quantas e quais dimensões cada criança sofre de privações simultâneas.
Omotoso e Koch (2018)	África do Sul- 2002 e 2014	Menores de 17 anos	Medir e avaliar a mudança na pobreza infantil pós-apartheid de 2002 a 2014.	Condições de vida, educação, saúde e atividade econômica	Houve queda da quantidade de pobres e permanência da intensidade da pobreza, principalmente no referente ao estado de saúde das crianças. Com concentração da pobreza entre negros e residentes da área rural.	O estudo demonstrou utilidade potencial na medição da pobreza multidimensional infantil, destacando-se a capacidade em informar e revisar políticas públicas de intervenções dirigidas às crianças, especialmente nas províncias com aumentos relativos na pobreza e privação infantil.
Mohaqqei Kamal et al. (2019)	Irã- 2015	Menores de 18 anos	Analisar se há uma diferença entre as províncias do Irã em termos de pobreza infantil e, em caso afirmativo, em quais dimensões	Saúde, educação e padrão de vida.	Em suma, a pobreza infantil iraniana pode ser dividida em quatro níveis de pobreza, em que a situação mais precária está concentrada nas áreas fronteiriças. Em relação a intensidade da pobreza vê-se uma maior precarização em questões de padrão de vida e pouca privação em educação e saúde.	Conclui-se grande disparidade da pobreza de crianças e jovens menores de 18 anos entre as regiões do Irã, com diferenças significativas nos indicadores privados em cada localidade.

Fonte: Elaboração própria (2020).

Quadro 1.3A- Variações (%) do Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD –Suplemento Saúde, 1998, 2003 e 2008

Regiões	UF	Variação 1998-2003	Variação 2003-2008	Variação 1998-2008
Norte	Rondônia	1,00	0,04	1,08
	Acre	0,97	-0,23	0,52
	Amazonas	-0,09	0,27	0,16
	Roraima	3,24	-0,49	1,14
	Pará	-0,04	-0,09	-0,12
	Amapá	1,59	-0,27	0,88
	Tocantins	0,03	-0,61	-0,59
Nordeste	Maranhão	-0,10	-0,12	-0,21
	Piauí	-0,01	-0,19	-0,20
	Ceará	0,24	-0,31	-0,15
	Rio Grande do Norte	-0,02	-0,17	-0,19
	Paraíba	0,59	-0,18	0,29
	Pernambuco	0,29	-0,38	-0,20
	Alagoas	1,10	0,01	1,11
	Sergipe	0,75	-0,36	0,11
	Bahia	0,00	-0,31	-0,31
Sudeste	Minas Gerais	0,07	-0,14	-0,07
	Espirito Santo	0,00	-0,18	-0,18
	Rio de Janeiro	-0,26	-0,06	-0,31
	São Paulo	0,15	-0,16	-0,04
Sul	Paraná	-0,22	-0,25	-0,42
	Santa Catarina	-0,11	0,14	0,02
	Rio Grande do Sul	0,16	-0,26	-0,14
Centro-oeste	Mato Grosso do Sul	0,01	-0,38	-0,37
	Mato Grosso	0,43	-0,42	-0,17
	Goiás	0,18	-0,37	-0,25
	Distrito Federal	0,86	-0,37	0,18

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Quadro 1.4A- Contribuição dos indicadores para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD – Suplemento de Saúde, 1998

UF	Escolaridade da mãe	Plano de saúde	Estado de Saúde	Internação	Material da casa	Água	Saneamento	Lixo	Iluminação	Ativos
Rondônia	0,04	0,29	0,07	0,09	0,11	0,06	0,15	0,09	0,01	0,08
Acre	0,10	0,25	0,09	0,05	0,13	0,12	0,13	0,10	0,00	0,04
Amazonas	0,14	0,27	0,07	0,03	0,13	0,05	0,13	0,11	0,00	0,07
Roraima	0,36	0,24	0,00	0,12	0,09	0,00	0,12	0,03	0,00	0,03
Pará	0,05	0,27	0,09	0,04	0,11	0,11	0,14	0,10	0,01	0,08
Amapá	0,00	0,26	0,20	0,10	0,10	0,07	0,14	0,07	0,00	0,05
Tocantins	0,09	0,27	0,08	0,05	0,06	0,10	0,14	0,09	0,03	0,10
Maranhão	0,07	0,26	0,07	0,08	0,08	0,09	0,13	0,13	0,01	0,08
Piauí	0,26	0,24	0,06	0,03	0,03	0,08	0,12	0,09	0,02	0,07
Ceará	0,24	0,24	0,06	0,05	0,01	0,08	0,12	0,09	0,03	0,08
Rio Grande do Norte	0,28	0,25	0,06	0,06	0,01	0,06	0,12	0,07	0,02	0,07
Paraíba	0,22	0,25	0,07	0,06	0,00	0,09	0,12	0,10	0,01	0,08
Pernambuco	0,31	0,24	0,07	0,05	0,02	0,06	0,11	0,08	0,01	0,06
Alagoas	0,11	0,27	0,09	0,08	0,02	0,08	0,14	0,10	0,01	0,10
Sergipe	0,20	0,26	0,11	0,05	0,01	0,07	0,13	0,07	0,02	0,08
Bahia	0,30	0,23	0,05	0,04	0,01	0,06	0,11	0,10	0,03	0,07
Minas Gerais	0,24	0,26	0,08	0,07	0,01	0,05	0,10	0,09	0,03	0,08
Espirito Santo	0,32	0,24	0,07	0,04	0,01	0,03	0,11	0,10	0,01	0,06
Rio de Janeiro	0,45	0,23	0,08	0,04	0,01	0,02	0,09	0,06	0,00	0,02
São Paulo	0,47	0,23	0,07	0,07	0,02	0,01	0,06	0,04	0,01	0,02
Paraná	0,24	0,24	0,08	0,06	0,10	0,04	0,12	0,06	0,01	0,06
Santa Catarina	0,15	0,27	0,07	0,07	0,11	0,04	0,13	0,08	0,02	0,06
Rio Grande do Sul	0,11	0,28	0,11	0,11	0,10	0,03	0,14	0,07	0,02	0,04
Mato Grosso do Sul	0,21	0,23	0,08	0,05	0,07	0,06	0,12	0,08	0,04	0,07
Mato Grosso	0,09	0,26	0,08	0,05	0,10	0,08	0,13	0,10	0,05	0,07
Goiás	0,19	0,27	0,13	0,11	0,00	0,04	0,13	0,07	0,02	0,05
Distrito Federal	0,22	0,27	0,14	0,11	0,05	0,05	0,09	0,04	0,00	0,04
Brasil	0,23	0,25	0,08	0,06	0,05	0,06	0,11	0,08	0,02	0,06

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: Unidade de medida dos indicadores material da casa, água, saneamento, lixo, iluminação e ativos é entre 0 e 1 ou 0% e 100%, onde quanto mais próximo a zero (0%) é indicativo de não contribuição e quando o valor tender a 1 (100%) representa total contribuição do indicador para a pobreza.

Quadro 1.5A- Contribuição dos indicadores para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD – Suplemento de Saúde, 2003

UF	Escolaridade da mãe	Plano de saúde	Estado de Saúde	Internação	Material da casa	Água	Saneamento	Lixo	Iluminação	Ativos
Rondônia	0,267	0,240	0,089	0,077	0,095	0,048	0,121	0,037	0,003	0,023
Acre	0,287	0,229	0,076	0,038	0,107	0,078	0,111	0,046	0,002	0,027
Amazonas	0,212	0,253	0,067	0,039	0,107	0,064	0,126	0,081	0,004	0,047
Roraima	0,255	0,260	0,080	0,076	0,076	0,057	0,130	0,028	0,002	0,035
Pará	0,171	0,253	0,101	0,061	0,095	0,080	0,128	0,066	0,002	0,044
Amapá	0,454	0,206	0,060	0,030	0,084	0,022	0,106	0,026	0,000	0,013
Tocantins	0,270	0,244	0,074	0,071	0,039	0,052	0,121	0,057	0,018	0,054
Maranhão	0,244	0,239	0,078	0,040	0,059	0,065	0,119	0,086	0,010	0,060
Piauí	0,318	0,237	0,047	0,069	0,023	0,037	0,119	0,081	0,008	0,061
Ceará	0,364	0,228	0,048	0,053	0,009	0,055	0,107	0,067	0,009	0,060
Rio Grande do Norte	0,359	0,237	0,063	0,039	0,006	0,058	0,116	0,049	0,008	0,066
Paraíba	0,351	0,236	0,043	0,050	0,011	0,057	0,106	0,073	0,006	0,067
Pernambuco	0,373	0,225	0,078	0,053	0,007	0,044	0,093	0,074	0,003	0,050
Alagoas	0,420	0,217	0,056	0,011	0,007	0,051	0,110	0,058	0,011	0,059
Sergipe	0,413	0,225	0,044	0,031	0,009	0,040	0,098	0,065	0,018	0,057
Bahia	0,327	0,231	0,069	0,045	0,008	0,055	0,098	0,079	0,021	0,067
Minas Gerais	0,365	0,238	0,083	0,079	0,002	0,028	0,074	0,065	0,010	0,055
Espirito Santo	0,362	0,248	0,089	0,086	0,008	0,014	0,089	0,065	0,002	0,038
Rio de Janeiro	0,482	0,237	0,076	0,052	0,004	0,016	0,079	0,043	0,000	0,011
São Paulo	0,511	0,228	0,075	0,059	0,020	0,009	0,052	0,032	0,001	0,013
Paraná	0,254	0,254	0,092	0,070	0,091	0,016	0,109	0,059	0,011	0,043
Santa Catarina	0,267	0,240	0,097	0,092	0,094	0,009	0,115	0,051	0,006	0,030
Rio Grande do Sul	0,265	0,250	0,088	0,087	0,082	0,024	0,122	0,039	0,009	0,035
Mato Grosso do Sul	0,298	0,244	0,085	0,052	0,059	0,032	0,121	0,056	0,011	0,043
Mato Grosso	0,205	0,248	0,074	0,055	0,073	0,054	0,123	0,079	0,033	0,057
Goiás	0,344	0,238	0,099	0,099	0,002	0,017	0,111	0,045	0,008	0,037
Distrito Federal	0,426	0,241	0,111	0,090	0,027	0,013	0,057	0,030	0,000	0,005
Brasil	0,323	0,237	0,076	0,057	0,039	0,045	0,104	0,062	0,009	0,047

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: Unidade de medida dos indicadores material da casa, água, saneamento, lixo, iluminação e ativos é entre 0 e 1 ou 0% e 100%.

Quadro 1.6A- Contribuição dos indicadores para o Índice de Pobreza Multidimensional Infantil, Unidades Federativas do Brasil, PNAD – Suplemento de Saúde, 2008

UF	Escolaridade da mãe	Plano de saúde	Estado de Saúde	Internação	Material da casa	Água	Saneamento	Lixo	Iluminação	Ativos
Rondônia	0,305	0,236	0,048	0,037	0,099	0,048	0,120	0,066	0,018	0,025
Acre	0,189	0,239	0,080	0,042	0,113	0,082	0,116	0,089	0,018	0,032
Amazonas	0,327	0,230	0,048	0,046	0,087	0,037	0,111	0,070	0,015	0,030
Roraima	0,300	0,255	0,064	0,082	0,055	0,036	0,118	0,050	0,000	0,041
Pará	0,171	0,248	0,107	0,065	0,089	0,073	0,126	0,070	0,015	0,035
Amapá	0,358	0,227	0,042	0,027	0,087	0,042	0,117	0,062	0,015	0,023
Tocantins	0,273	0,259	0,082	0,095	0,043	0,034	0,127	0,045	0,011	0,030
Maranhão	0,285	0,239	0,079	0,056	0,044	0,064	0,119	0,071	0,008	0,035
Piauí	0,249	0,245	0,083	0,090	0,018	0,050	0,126	0,090	0,005	0,045
Ceará	0,386	0,233	0,083	0,068	0,009	0,032	0,102	0,058	0,002	0,028
Rio Grande do Norte	0,386	0,236	0,100	0,072	0,005	0,037	0,104	0,038	0,004	0,019
Paraíba	0,491	0,221	0,054	0,052	0,005	0,033	0,082	0,043	0,001	0,017
Pernambuco	0,407	0,237	0,076	0,050	0,004	0,041	0,091	0,070	0,003	0,021
Alagoas	0,455	0,219	0,060	0,014	0,003	0,043	0,104	0,060	0,001	0,041
Sergipe	0,448	0,228	0,071	0,042	0,005	0,043	0,094	0,043	0,005	0,021
Bahia	0,385	0,232	0,072	0,056	0,007	0,039	0,089	0,067	0,010	0,043
Minas Gerais	0,510	0,232	0,064	0,056	0,006	0,011	0,051	0,050	0,005	0,015
Espirito Santo	0,441	0,224	0,093	0,062	0,008	0,002	0,087	0,072	0,004	0,008
Rio de Janeiro	0,552	0,226	0,067	0,040	0,008	0,012	0,059	0,029	0,001	0,006
São Paulo	0,486	0,239	0,076	0,071	0,015	0,012	0,053	0,037	0,005	0,006
Paraná	0,346	0,232	0,105	0,099	0,072	0,002	0,092	0,035	0,005	0,012
Santa Catarina	0,348	0,240	0,103	0,076	0,075	0,011	0,100	0,041	0,003	0,004
Rio Grande do Sul	0,381	0,227	0,079	0,087	0,066	0,004	0,116	0,034	0,001	0,006
Mato Grosso do Sul	0,383	0,230	0,084	0,102	0,035	0,011	0,115	0,031	0,002	0,009
Mato Grosso	0,313	0,224	0,094	0,084	0,065	0,015	0,115	0,059	0,015	0,017
Goiás	0,397	0,239	0,088	0,110	0,004	0,007	0,104	0,040	0,004	0,006
Distrito Federal	0,536	0,238	0,098	0,081	0,009	0,002	0,019	0,017	0,000	0,000
Brasil	0,362	0,235	0,078	0,061	0,039	0,036	0,099	0,058	0,008	0,025

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: Unidade de medida dos indicadores material da casa, água, saneamento, lixo, iluminação e ativos é entre 0 e 1 ou 0% e 100%.

Quadro 1.7A- Teste de Sensibilidade, Unidades Federativas do Brasil, PNAD – Suplemento de Saúde, 1998

UF	Dimensões pesos iguais e k= 0,1	Dimensões pesos iguais e k= 0,3	Dimensões pesos iguais e k= 0,5	Indicadores pesos iguais e k=0,3
Rondônia	0,213	0,06	0,006	0,215
Acre	0,250	0,12	0,047	0,255
Amazonas	0,243	0,11	0,033	0,257
Roraima	0,189	0,02	0,012	0,119
Pará	0,264	0,13	0,026	0,317
Amapá	0,235	0,06	0,000	0,280
Tocantins	0,248	0,12	0,030	0,266
Maranhão	0,266	0,15	0,040	0,310
Piauí	0,248	0,11	0,061	0,253
Ceará	0,209	0,08	0,033	0,183
Rio Grande do Norte	0,231	0,1	0,049	0,195
Paraíba	0,205	0,08	0,031	0,175
Pernambuco	0,210	0,08	0,045	0,169
Alagoas	0,210	0,07	0,015	0,198
Sergipe	0,202	0,06	0,026	0,163
Bahia	0,245	0,12	0,062	0,228
Minas Gerais	0,153	0,04	0,013	0,097
Espirito Santo	0,202	0,06	0,027	0,178
Rio de Janeiro	0,159	0,04	0,023	0,081
São Paulo	0,126	0,03	0,010	0,044
Paraná	0,203	0,07	0,031	0,170
Santa Catarina	0,215	0,06	0,020	0,190
Rio Grande do Sul	0,184	0,04	0,009	0,155
Mato Grosso do Sul	0,213	0,07	0,032	0,174
Mato Grosso	0,225	0,08	0,019	0,215
Goiás	0,187	0,05	0,015	0,136
Distrito Federal	0,129	0,02	0,007	0,048

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: Unidade de medida dos indicadores material da casa, água, saneamento, lixo, iluminação e ativos é entre 0 e 1 ou 0% e 100%.

Quadro 1.8A- Teste de Sensibilidade, Unidades Federativas do Brasil, PNAD – Suplemento de Saúde, 2003

UF	Dimensões pesos iguais e k= 0,1	Dimensões pesos iguais e k= 0,3	Dimensões pesos iguais e k= 0,5	Indicadores pesos iguais e k=0,3
Rondônia	0,256	0,12	0,059	0,252
Acre	0,322	0,23	0,141	0,341
Amazonas	0,249	0,1	0,041	0,257
Roraima	0,240	0,09	0,040	0,210
Pará	0,254	0,13	0,047	0,266
Amapá	0,284	0,15	0,117	0,256
Tocantins	0,252	0,12	0,061	0,209
Maranhão	0,263	0,14	0,068	0,248
Piauí	0,254	0,11	0,065	0,223
Ceará	0,221	0,09	0,054	0,175
Rio Grande do Norte	0,229	0,09	0,056	0,163
Paraíba	0,250	0,12	0,071	0,210
Pernambuco	0,227	0,11	0,066	0,174
Alagoas	0,279	0,15	0,113	0,237
Sergipe	0,230	0,11	0,071	0,169
Bahia	0,234	0,12	0,069	0,189
Minas Gerais	0,151	0,04	0,019	0,080
Espirito Santo	0,185	0,06	0,028	0,129
Rio de Janeiro	0,143	0,03	0,016	0,056
São Paulo	0,121	0,03	0,013	0,037
Paraná	0,185	0,06	0,023	0,143
Santa Catarina	0,197	0,05	0,024	0,173
Rio Grande do Sul	0,175	0,05	0,023	0,135
Mato Grosso do Sul	0,204	0,07	0,037	0,159
Mato Grosso	0,238	0,11	0,044	0,233
Goiás	0,192	0,06	0,032	0,118
Distrito Federal	0,142	0,04	0,018	0,049

Fonte: Resultados da pesquisa (2020), Elaboração própria,

Nota: Unidade de medida dos indicadores material da casa, água, saneamento, lixo, iluminação e ativos é entre 0 e 1 ou 0% e 100%,

Quadro 1.9A- Teste de Sensibilidade, Unidades Federativas do Brasil, PNAD – Suplemento de Saúde, 2008

UF	Dimensões pesos iguais e k= 0,1	Dimensões pesos iguais e k= 0,3	Dimensões pesos iguais e k= 0,5	Indicadores pesos iguais e k=0,3
Rondônia	0,27	0,12	0,06	0,27
Acre	0,29	0,17	0,07	0,32
Amazonas	0,25	0,12	0,07	0,23
Roraima	0,20	0,04	0,01	0,13
Pará	0,24	0,11	0,04	0,24
Amapá	0,25	0,10	0,06	0,25
Tocantins	0,19	0,04	0,02	0,12
Maranhão	0,25	0,11	0,07	0,20
Piauí	0,23	0,09	0,04	0,20
Ceará	0,19	0,06	0,03	0,12
Rio Grande do Norte	0,21	0,07	0,04	0,14
Paraíba	0,22	0,09	0,06	0,13
Pernambuco	0,19	0,06	0,03	0,13
Alagoas	0,27	0,15	0,11	0,19
Sergipe	0,20	0,07	0,04	0,11
Bahia	0,20	0,08	0,04	0,13
Minas Gerais	0,13	0,03	0,01	0,05
Espirito Santo	0,16	0,04	0,02	0,09
Rio de Janeiro	0,12	0,02	0,01	0,04
São Paulo	0,11	0,02	0,009	0,03
Paraná	0,15	0,04	0,01	0,10
Santa Catarina	0,19	0,05	0,02	0,10
Rio Grande do Sul	0,16	0,03	0,01	0,11
Mato Grosso do Sul	0,18	0,04	0,02	0,11
Mato Grosso	0,20	0,06	0,03	0,15
Goiás	0,16	0,03	0,01	0,07
Distrito Federal	0,12	0,02	0,009	0,02

Fonte: Resultados da pesquisa (2020), Elaboração própria.

Nota: Unidade de medida dos indicadores material da casa, água, saneamento, lixo, iluminação e ativos é entre 0 e 1 ou 0% e 100%.

2 ENSAIO 2 - INTERNAÇÕES HOSPITALARES INFANTIS DO SISTEMA ÚNICO DE SAÚDE POR DOENÇAS INFECCIOSAS INTESTINAIS E SEUS DETERMINANTES: ANÁLISE ESPACIAL PARA AS MICRORREGIÕES DO BRASIL (2015)

2.1 INTRODUÇÃO

A saúde de crianças menores de cinco anos é definida como um completo estado de bem-estar físico, social e emocional, que deve proporcionar a esse público oportunidades sociais e econômicas adequadas para o seu desenvolvimento (WORLD HEALTH ORGANIZATION, 2006, 2015; KARIMI; BRAZIER, 2016; JENNINGS; LARSON; YUN 2016). Dificuldades enfrentadas por essas pessoas na infância podem produzir sequelas em longo prazo, as quais prejudicam o desempenho cognitivo, causam maior propensão a dispor de doenças quando adultos, além de menor produtividade e baixos rendimentos no mercado de trabalho (SEN, 2010; VANDEMOORTELE, 2012; WICKMAN, 2016; DA SILVA FERREIRA; MARIN, 2016; BRITES et al., 2017; UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME, 2017; DEATON, 2017).

Segundo Grossman (1972, 2000), o *status* de boa saúde para qualquer indivíduo, principalmente na fase de zero a cinco anos, pode afetar diretamente o desenvolvimento econômico de um país mediante perda de capital humano. A saúde deve ser entendida como um bem durável, que necessita de investimentos (hábitos e estilo de vida saudáveis - alimentação adequada, realização de atividades físicas, não ingestão de bebidas alcoólicas, não consumo de tabaco, entre outros) e sofre depreciação ao longo da vida.

No contexto dos países em desenvolvimento, o estado de saúde das crianças menores de cinco anos tem sido afetado por doenças infecciosas intestinais¹⁶, por exemplo, cólera, febre tifoide e paratifoide, diarreia, infecções virais, protozoários, amebíase, entre outras (PEDRAZA; QUEIROZ; SALES, 2014). Pesquisas destacam que essas crianças estão mais propensas a adoecer por estes tipos de enfermidades (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA, 1999; WAGSTAF et al., 2004; DEATON, 2017), em virtude, principalmente, dos níveis de pobreza dessas nações (SEN, 1999, 2010; DA SILVA

¹⁶ As doenças infecciosas intestinais são de transmissão alimentar resultante da ingestão de líquidos ou alimento contaminado, mediante bactérias, toxinas, vírus ou parasitas. A contaminação pode ocorrer em toda a cadeia alimentar desde a produção primária ao consumo até a fase de cozimento/acondicionamento; além disso, é possível também a propagação de pessoa a pessoa, por contato direto. O período de incubação pode levar de dias a meses, dependendo do tipo de doença e gravidade. Os principais sintomas são vômito e diarreia. O tratamento pode ser feito por meio de hidratação oral ou endovenosa (BRASIL, 2018).

FERREIRA; MARIN, 2016; BRITES et al., 2017; OXFORD POVERTY AND HUMAN DEVELOPMENT INITIATIVE, 2018).

Rodrigues (2007) afirma que as características socioeconômicas e ambientais são responsáveis por grande parte das mortes pós-natal, com relevante predomínio das causas infecciosas intestinais. Esse grupo de doenças possui expressivo impacto social, que está diretamente associado à pobreza, qualidade de vida e abrange patologias relacionadas as condições de habitação, alimentação e higiene precárias (ALAM et al., 1989; PAES; SILVA, 1999; HELLER; COLOSIMO; ANTUNES, 2003; WILLIAMS et al., 2004; CHECKLEY et al., 2004; RODRIGUES, 2007; PAZ; ALMEIDA; GÜNTHER, 2012; RASELLA, 2013; CAMARGO-CRUZ, 2017).

Em termos epidemiológicos no Brasil, as mortes de crianças menores de 5 anos por causas específica de doenças infecciosas intestinais tem apresentado tendência de queda na última década. O número de óbitos infantis dessa faixa etária (por 100 mil crianças) passou de 21,96 no ano 2000 para 4,10 em 2017. Contudo, entre os anos de 2015 e 2016 foi constatado um pequeno aumento, passando de 4,21/100 mil crianças para 4,65/100 mil crianças, respectivamente. Em 2017, a maior concentração de mortes desse público ocorreu na região Norte (10,79/100 mil crianças), seguida pelo Nordeste (5,57/100 mil crianças), Centro-Oeste (5,22/100 mil crianças), Sudeste (1,86/100 mil crianças) e Sul (1,42/100 mil crianças) (BRASIL, 2019).

Ao considerar as causas de internações hospitalares de crianças menores de cinco anos no SUS, com base no Código das Doenças Internacionais - CID-10, tem-se que o grupo das doenças infecciosas intestinais representam 8% do total de todas as internações desta faixa etária (1.094.675). Entre 2000 e 2017, o número de internações infantis (por 100 mil crianças) por essa enfermidade decresceu de 1.660,09 para 551,61, respectivamente, com destaque para o aumento que ocorreu entre os anos de 2015 (601,04/100 mil crianças) e 2016 (710,45/100 mil crianças). No ano de 2017, a maior incidência desse tipo de agravo ocorreu na região Norte (1074,93/100 mil crianças) do Brasil, subsequente pelas áreas do Nordeste (942,18/100 mil crianças), Sul (419,47/100 mil crianças), Centro-Oeste (318,35/100 mil crianças) e Sudeste (233,01/100 mil crianças) do país (BRASIL, 2019).

Nesta linha, o comportamento dos indicadores epidemiológicos das doenças infecciosas intestinais em crianças menores de 5 anos têm sido favorável no período recente. Contudo, essas enfermidades continuam sendo classificadas como um grave problema de saúde pública, pois são passíveis de prevenção, controle e podem ser facilmente evitadas (PAZ; ALMEIDA; GUNTER, 2012 CAMARGO-CRUZ, 2017). Aspectos como melhorias nas condições

socioeconômicas e de estilo de vida da população (renda, educação, água potável, saneamento básico, alimentação saudável, entre outras), bem como de gestão em saúde (detecção precoce, orientações adequadas dos profissionais da Atenção Básica do Sistema de Saúde, acesso aos hospitais, a médicos especialistas, a medicamentos e tratamentos) podem contribuir para redução das internações e mortalidade por essa causa (PEREZ-HEYDRICH et al., 2013; BERENDES et al., 2017).

Para a compreensão do impacto das doenças infecciosas intestinais sobre o estado de saúde infantil, as áreas geográficas se tornam um fator considerável, principalmente para aquelas com acentuadas diversidades culturais e socioeconômicas. O local onde a criança está inserida se torna responsável, em medida, por suas vulnerabilidades (FREITAS; CABRAL, 2011; BASTOS; GOMES, 2015; VENSON, 2018). Assim, o uso das técnicas geoespaciais para pesquisas com estes fins torna-se relevante, pois possibilitam a identificação regional dos ambientes em que os casos dessas enfermidades são mais acentuados. Além disso, proporcionam o reconhecimento de áreas de alto risco, a partir da consideração das características do espaço e da população residente com incorporação de uma gama de determinantes econômicos, sociais, demográficos e ambientais (BARCELLOS; BASTOS, 1996; PEREZ-HEYDRICH et al.; 2013; CAMARGO-CRUZ, 2017).

Diante do exposto, o objetivo da pesquisa é analisar os determinantes espaciais globais e locais (socioeconômicos, demográfico e de gestão em saúde) das internações hospitalares infantis (crianças menores de cinco anos) do SUS por doenças infecciosas intestinais entre as microrregiões do Brasil, no ano de 2015. Para tanto, utiliza-se a Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE), as especificações dos modelos econométricos espaciais e o modelo de Regressão Ponderada Geograficamente (*GWR-Geographically Weighted Regression*).

Destaca-se que as estimações do presente estudo tem como referência a função de produção em saúde proposta por Grossman (1972, 2000). O estado de saúde é expresso pelas internações infantis por doenças infecciosas intestinais, a qual é impactada por insumos socioeconômicos e demográficos (taxa de pobreza monetária, esgoto inadequado e densidade demográfica) e de gestão (leitos pediátricos e Equipes da Estratégia Saúde da Família¹⁷ – ESF).

As hipóteses da pesquisa são que as internações hospitalares por doenças infecciosas intestinais em crianças menores de cinco anos apresentam dependência espacial entre as

¹⁷ O Programa Estratégia Saúde da Família (PSF) foi criado em 1994 pelo Ministério da Saúde para atender, monitorar e prover serviços de cuidados primários a população brasileira (MACINKO; GUANAIS; SOUZA, 2006).

microrregiões do Brasil. Além disso, esse comportamento tende a ser afetado de forma positiva ou negativa por condições socioeconômicas, demográficas e de gestão em saúde.

A originalidade do presente estudo está relacionada ao fato de abordar, sob um enfoque da Economia da Saúde Infantil, um grupo de doenças infecciosas intestinais que está diretamente associado ao meio externo e as disparidades geográficas que existem entre as microrregiões do Brasil. Além disto, a partir da técnica empírica usada é possível identificar o efeito regional desse problema de saúde pública, que embora apresente baixo custo de prevenção e detecção, é responsável por parte expressiva dos internamentos infantis e consequente, perda de qualidade de vida dessas pessoas. Por fim, a principal contribuição dessa pesquisa é captar as disparidades geográficas entre as microrregiões do país em nível global e local mediante análise de um grupo de pessoas consideradas mais vulneráveis (menores de 5 anos).

O ensaio está dividido em três seções, além desta introdução e das considerações finais. Na seção 2 tem-se uma revisão de literatura teórica e empírica. Na seção 3, apresenta-se a metodologia com a fonte e descrição dos dados, bem como os métodos empíricos espaciais aplicados na pesquisa. Na seção 4, encontram-se a análise e discussão dos resultados.

2.2 REVISÃO DE LITERATURA

A revisão de literatura da presente pesquisa está dividida em duas partes: na primeira é abordada a revisão teórica (subseção 2.2.1) e na segunda, tem-se as evidências empíricas (subseção 2.2.2).

2.2.1 Saúde infantil como medida de desenvolvimento: breve revisão teórica

No campo da teoria econômica, a saúde de um indivíduo é classificada como um bem de consumo, em que a presença de qualquer doença torna essa mercadoria como uma fonte de desutilidade. Ou seja, é um produto de investimento determinado pelo tempo disponível para as atividades de mercado, como a busca e dedicação ao trabalho (GROSSMAN, 1972, 2000; FOLLAND; GOODMAN; STANO, 2007; BLACK et al., 2017; SWEENY et al., 2019; VERULAVA, 2019).

A saúde de uma pessoa tem um papel dual no contexto do desenvolvimento econômico e social de um país. Por um lado, é parte constituinte na formação de capital humano, desde a

infância até a fase adulta, para gerar produtividade e renda na economia, e por outro, ela afeta diretamente a qualidade de vida da população (SEN, 2010).

Sen (1999, 2010) destaca que os indivíduos saudáveis estão mais propensos a maiores rendas e expectativas de vida. Estes fatores dependem diretamente das oportunidades sociais (por exemplo, acesso a assistência médica, saneamento básico, educação, entre outros) que lhes são ofertadas desde seu nascimento até o envelhecimento. Desigualdades no acesso e condições de saúde são fatores que afetam diretamente o estado de saúde e, por sua vez, a qualidade de vida de uma população (DEATON, 2017).

Para Chaudry e Wimer (2016), a variável pobreza é um indicador fundamental da saúde e bem estar de uma sociedade, pois contribui para compreensão da distribuição dos ganhos de uma economia aos mais vulneráveis e para a formação de capital humano. Deaton (2017), por sua vez, destaca que essa variável deve ser entendida, não somente na sua forma unidimensional, mas sim no contexto multidimensional, a qual pode afetar a saúde e a qualidade de vida dos indivíduos. Esse fator deve ser encarado como sinônimo de privação, que infere na liberdade individual de desfrutar oportunidades para uma vida justa e saudável (SEN, 2010).

No contexto multidimensional, a pobreza é um dos determinantes do estado de saúde infantil e abrange privações de várias naturezas, tais como: a) econômica, como renda familiar e desigualdade (BARUFI; HADDAD; PAEZ, 2012; PEREZ-HEYDRICH et al., 2013; DE SOUSA et al., 2016; CARAZZA; SILVEIRA NETO, 2017); b) social, que envolve o nível educacional dos pais e saneamento básico - acesso a esgoto, energia elétrica, água potável e coleta de lixo (RAMALHO, 2014; DE SOUSA et al., 2016; CAMARGO-CRUZ, 2017; BRANCO; BERMÚDEZ; LIMA, 2017); c) de gestão, como instituições públicas de saúde e programas sociais (ROCHA; FERNANDES, 2016; FARIA; SANTANA, 2016; DE SOUSA et al., 2016) e d) por características individuais e comportamentais, como idade, sexo, número de componentes na família e alimentação saudável (PAES; SILVA, 1999; LEAL et al., 2017).

A pobreza exerce efeito direto e de curto prazo sobre a saúde das crianças, principalmente para aquelas menores de cinco anos; além disso, gera consequências graves e duradouras no seu desenvolvimento físico e mental para toda a vida (GALASSO; UMAPATHI, 2009; DEATON, 2017). Crianças pobres tem maior propensão a morrer no primeiro ano de vida, nascer com baixo peso, ficar com sobrepeso, sofrer de problemas respiratórios (por exemplo, asma, bronquite, enfisema, tuberculose e sinusite), morrer em acidentes (por exemplo, causados por maus-tratos, arma de fogo) e obter um desempenho ruim na escola. Os impactos na vida adulta relacionados com as baixas condições socioeconômicas na infância e exposições precoces adversas têm sido associados a uma variedade de fatores de risco de longo prazo, como

hipertensão, obesidade, diabetes, câncer de pulmão e estômago, mortes relacionadas a respiração, alcoolismo, tabagismo, doenças cardiovasculares, entre outros; além de efeitos sobre a saúde mental, como depressão e isolamento social (SOUZA; JORGE, 2006; WISE, 2016; WICKMAN, 2016).

Nesta linha, quando os indivíduos dispõem de uma infância saudável e sem privações sociais, podem estar realizando investimentos de longo prazo no seu estado de saúde. Crianças saudáveis se tornam adultos com menor propensão ao adoecimento, o que possibilita gastar menos tempo nos cuidados de doenças e investir em outras atividades, como trabalho e lazer (GROSSMAN, 1972, 2000; FOLLAND; GOODMAN; STANO, 2007; BLACK et al. 2017). Logo, o *status* de boa saúde na infância estimula o desenvolvimento humano no presente e no futuro, bem como a construção de capital humano na idade ativa (GALASSO; UMAPATHI, 2009; SWEENEY et al., 2019).

Wise (2016) afirma também que avaliar a saúde infantil é uma das formas mais eficientes para se medir o desenvolvimento, pois a criança é mais sensível a fatores exógenos, seu organismo ainda está em formação e possui uma capacidade reduzida de defesa de agressões externas do meio ambiente e sociedade. Ou seja, cada criança vive menos ou mais, ou simplesmente sobrevive, dependendo da região que reside (RODRIGUES, 2007; FARIA, 2016).

2.2.2 Evidências Empíricas

O comportamento das doenças infecciosas intestinais em crianças e os seus fatores associados tem sido objeto de estudo de diversos pesquisadores da área da saúde, e mais recentemente, em Economia. As pesquisas (internacionais e nacionais), em geral, retratam o estado de saúde infantil pela incidência, prevalência, morbidade e mortalidade por essas enfermidades. Além disso, aplicam distintas metodologias empíricas (por exemplo, regressão logística, regressão de Poisson, mapeamento geográfico, entre outros) para avaliar o impacto das condições socioeconômicas, ambientais e de gestão sobre essas causas.

Considerando o enfoque supracitado, esta revisão foi organizada da seguinte forma: primeiro, são abordados estudos internacionais - Alam et al. (1989), Checkley et al. (2004) e Berendes et al. (2017) - e nacionais - Heller, Colosimo e Antunes (2003), Paz, Almeida e Günther (2012) e Rasella (2013) – que utilizaram distintas metodologias empíricas para avaliar os condicionantes das doenças infecciosas intestinais em crianças.

Na sequência, tem-se os trabalhos que analisaram os determinantes das doenças infecciosas intestinais em crianças aplicando abordagens espaciais. Os estudos de Sommer e Woodward (1972), Paes e Silva (1999) e Rodrigues (2007) usaram mapeamentos ou distância geográfica. Por sua vez, a técnica de Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) e as especificações de modelos econométricos nesta área foram utilizadas por Perez-Heydrich et al. (2013), Torres et al. (2013) e Camargo-Cruz (2017). Como forma de contribuir com a literatura internacional e nacional sobre o tema, realizou-se uma sistematização dessas pesquisas no Quadro 2.1A, em Apêndice.

Alam et al. (1989) examinaram os efeitos da higiene materna sobre a incidência de diarreia em crianças de 6 a 23 meses de áreas rurais em Teknaf, Bangladesh, entre 1980 e 1983. A metodologia adotada foi regressão logística múltipla para comparar participantes e não participantes de um projeto social, que fornecia a algumas residências abastecimento de água por meio de bombas manuais e auxiliava a mãe no uso desse utensílio. As variáveis independentes do modelo foram tamanho do agregado familiar, educação e ocupação do chefe da família. Os resultados apontaram que o uso da água limpa para beber, remover as fezes das crianças do quintal e lavagem das mãos materna (antes de manusear alimentos) diminuíram a incidência anual de diarreia em 40%. Porém, não houve significância estatística nas variáveis ocupação de chefe de família, tamanho de agregado familiar e escolaridade.

Checkley et al. (2004), por sua vez, avaliaram os efeitos da água e do saneamento na incidência de doenças diarreicas e prevalência de parasitas em crianças com até 35 meses em uma comunidade de Lima, Peru, entre 1995 e 1998. Para estimação, utilizaram como método um modelo linear *log* generalizado de tempo para eventos multivariados. Em suma, os resultados prescindiram que crianças com 24 meses de idade que tinham piores condições de fonte/armazenamento e saneamento tiveram 54% mais episódios de diarreia, embora não causaram efeito em sua duração (gravidade).

Berendes et al. (2017) analisaram, por meio da regressão de Poisson de efeitos mistos, as associações entre saneamento domiciliar e infecção entérica, bacteriana e protozoária, incluindo resultados específicos para diarreia, de crianças de 0 a 2 anos em um bairro urbano de baixa renda em Vellure, Índia. Para tanto, foram realizadas entrevistas no período de 2010 à 2014 em 100 domicílios, a fim de coletar informações referente a presença de instalações sanitárias domésticas e qualquer infecção patogênica específica e diarreica. Os resultados apontaram que a presença de banheiro impactou negativamente nos riscos à infecção entérica, bacteriana e por protozoários, e sem significância estatística na infecção diarreica e viral.

Para o Brasil, Heller, Colosimo e Antunes (2003) estudaram o impacto do saneamento ambiental e de práticas higiênicas sobre a ocorrência de diarreia entre crianças menores de 5 anos de idade na cidade de Betim, Minas Gerais, entre 1993 e 1994. Para isso, aplicaram uma regressão múltipla logística. Houve significância estatística do coeficiente da diarreia infantil para os seguintes determinantes: lavar e higienizar frutas e vegetais, presença de água e esgoto na rua, coleta, armazenagem e disposição do lixo, condições dos reservatórios domésticos de água, disposição das fezes de fraldas, presença de vetores nas casas e inundação do lote da casa.

Paz, Almeida e Günther (2012) verificaram a associação entre ocorrência de diarreia em crianças de 0 a 2 anos de idade e as características dessas pessoas, condições de saneamento e tipo de moradia, em áreas periurbanas de Guarulhos, São Paulo, entre 2005 e 2006. A metodologia adotada compreendeu uma regressão logística multivariada. Identificaram que a maior prevalência de diarreia encontrava-se na idade de 4 a 9 meses. A variável material utilizado na construção da moradia que não tijolo aumentou o fator de risco para ocorrência de diarreia; além disto, a ausência de rede coletora de esgoto elevou quase 15 vezes o risco à doença. Em contrapartida, o acesso à água e a ocorrência de diarreia não apresentaram associação significativa.

Rasella (2013) avaliou o impacto sobre a saúde infantil da ampliação da cobertura do saneamento básico pelo Programa Água para Todos (PAT) na Bahia, entre os anos de 2005 e 2008. O método adotado foi regressão multivariada para dados em painel com resposta binomial negativa a efeitos fixos. A variável dependente foi a mortalidade e taxa de internações por doenças infectocontagiosas (inclusive as intestinais), respiratórias e por causas externas. Já os fatores explicativos foram taxa de fecundidade, renda *per capita*, taxa de analfabetismo funcional em maiores de 15 anos, porcentagem de indivíduos em domicílios com banheiro e água encanada, número de médicos e cobertura do Programa Saúde da Família. Os resultados apontaram o grupo de doenças infecciosas como único efeito estatisticamente significativo do programa, como o caso da diarreia que obteve uma queda de 10% na taxa de mortalidade e de 6% nas internações hospitalares para municípios com taxa de cobertura do PAT maior que 10%.

No que diz respeito as pesquisas que avaliaram os determinantes das doenças infecciosas intestinais usando as técnicas espaciais, o trabalho de Sommer e Woodward (1972) estudaram a relação entre a água potável e a incidência de cólera em crianças de 2 a 11 anos, na província indiana de Bengala, em dois períodos: 1968-1969 com a epidemia de cólera clássica e 1969-1970 epidemia de cólera El Tor¹⁸. A metodologia compreendeu na identificação

¹⁸A cólera Clássica e El Tor apresentam diferenças em propriedades fenotípicas e genotípicas, patogenicidade e padrões de infecção e sobrevivência nos hospedeiros humanos. As estirpes de El Tor são frequentemente

da proximidade geográfica entre a residência da criança e o poço de água não contaminada, sendo enquadrado na zona interna se a distância entre eles representasse menos de 3 raios, e a externa a cima disto. Os resultados para o primeiro período foram estatisticamente significativos, com diferença na incidência de cólera de 0,03% na zona interna (com acesso a água potável) e 3,9% da zona externa. Em contraste, em 1969-1970 os resultados não demonstraram significância, o que denota uma não influência na água sobre a incidência da doença. Este fato foi explicado em virtude de a infecção El Tor ocorrer por um período mais longo e ser capaz de ser transmitido por meio de contato mais casual e a necessidade de menos ingestão de fontes alternativas de água contaminada.

Paes e Silva (1999) analisaram as mudanças nos padrões da mortalidade infantil por doenças infectocontagiosas (entre elas, as intestinais) nos estados do Brasil durante a década de 1980. A metodologia adotada consistiu no mapeamento geográfico mediante construção de indicadores de mortalidade proporcional, taxas de mortalidade padronizadas para grandes grupos e anos potenciais de vida perdidos. Observaram que crianças menores de 1 ano foram as mais vulneráveis à morrer e que embora ocorrera uma queda na taxa de mortalidade infantil, há um padrão espacial persistente com os maiores valores localizados no Norte e Nordeste do país.

Rodrigues (2007) estudou a distribuição espacial da mortalidade infantil de crianças menores de 1 ano por doenças infectocontagiosas (incluindo as intestinais), em Jaboatão dos Guararapes, Pernambuco, para 2000 e 2004. A metodologia adotada consistiu de estudo seccional para conhecer as características epidemiológicas da região, com as variáveis independentes sendo sexo, bairro, duração da gestação, tipo de gravidez, tipo de parto, peso ao nascer, faixa etária, escolaridade da mãe, evitabilidade dos óbitos e Indicador de Carência Social (ICS)¹⁹. Os resultados apontaram que os óbitos infantis ocorreram em maior proporção em crianças do sexo masculino, com peso adequado, ocorridos por gestação a tempo e parto normal, de filhos de mães com menos de 3 anos de estudo, e por tipo de doença diarreica. As áreas mais precárias constatadas nos mapas foram nos bairros Vargem Fria/ Bulhões, Manassu e Floriano.

Dentre os estudos que usaram a técnica de Análise Exploratória de Dados Espaciais e os modelos econométricos para avaliar os determinantes das doenças infecciosas intestinais,

associadas a infecções assintomáticas, menor taxa de mortalidade, melhor sobrevida no ambiente e no hospedeiro humano e maior eficiência da transmissão pessoa a pessoa, quando comparadas às estirpes clássicas, que causam manifestações clínicas mais graves (BRASIL, 2018).

¹⁹ O Indicador de Carência Social foi construído por Rodrigues (2007) a partir das variáveis domicílio sem abastecimento de água, instalação sanitária, coleta de lixo e chefe do domicílio sem instrução e sem rendimento.

destaca-se o trabalho de Perez-Heydrich et al. (2013). Os autores analisaram como a influência de parentesco e das interações entre pessoas e bairros afetam a incidência de diarreia infantil em Matlab, Bangladesh. Para tanto usaram o I de Moran e o modelo espacial de *lag* com erros correlacionados. Os dados foram retirados da pesquisa *Health and Demographic Surveillance System*²⁰ para os anos de 1999 a 2003. Observaram que a incidência de diarreia na infância se agrupou de maneira significativa e o impacto do parentesco nesta variável foi significativo para apenas dois dos cinco anos (1999 e 2001). Verificaram apenas uma pequena correlação positiva da incidência de diarreia entre bairros.

Torres et al. (2013) analisaram a distribuição espacial da internação por diarreia em crianças de 0 a 4 anos e sua associação com as condições de vida no município de Itaboraí, Rio de Janeiro, entre os anos 2006 e 2009. Como método foi aplicado a técnica espacial Kernel. A variável dependente correspondeu às internações por diarreia e os fatores explicativos foram a aglomeração populacional e um indicador composto de condições de vida²¹. Encontrou-se um alto nível de hospitalizações pela doença entre 2006 e 2009 (15,5%), localizadas em bairros com piores condições de vida, independente da aglomeração populacional. Os bairros com melhores condições de vida tiveram redução das internações entre os períodos 2006-2007 e 2008-2009, enquanto aqueles com médio e baixo padrão sofreram aumento na internação.

Camargo-Cruz (2017) estudou a distribuição espacial das internações por doenças infecciosas intestinais de crianças entre 5 e 14 anos no estado de São Paulo, para os anos de 2001 e 2010. A metodologia adotada consistiu de um estudo ecológico de séries temporais e construção do índice espacial de *Getis-Ord*²², a partir dos dados do Ministério da Saúde. Os resultados apontaram que houve aumento de 31,81% das doenças infecciosas intestinais de 2001 para 2010 e que as áreas mais afetadas foram as mesmas nos dois anos, com destaque para as regiões Noroeste e Oeste do estado.

²⁰ Pesquisa do Centro Internacional de Pesquisa de Doenças Diarreicas, Bangladesh, que desde 1966 monitora aproximadamente 220.000 moradores de Matlab, que vivem em aglomerados familiares chamados *baris*. Os domicílios dentro do mesmo *bari* compartilham recursos como poços, latrinas, instalações de cozinha e alimentos, apesar de dormirem em estruturas separadas (PEREZ-HEYDRICH et al. 2013).

²¹ Proporção de responsáveis por domicílios particulares permanentes com rendimento nominal mensal de até 1 salário mínimo, proporção de responsáveis por domicílios particulares permanentes sem instrução ou com até 3 anos de estudo, proporção de domicílios particulares permanentes com abastecimento de água da rede geral e canalização em pelo menos um cômodo, proporção de domicílios particulares permanentes com banheiro ou sanitário e esgotamento sanitário via rede geral de esgoto ou pluvial, proporção de domicílios particulares permanentes com lixo coletado por serviço de limpeza.

²² O índice *Getis-Ord* avalia uma variável quantitativa considerando o contexto das áreas vizinhas. Se possuir valor positivo (negativo) e significativo indica uma aglomeração espacial de alta (baixa) incidência (CAMARGO-CRUZ, 2017).

A partir dos estudos abordados, observa-se que são diversos os determinantes do estado de saúde infantil por doenças infecciosas intestinais, possuindo tendências de aglomerações espaciais segundo características socioeconômicas (tamanho do agregado familiar, educação, ocupação do chefe da família, água, saneamento, prática higiênica, sexo) e de gestão (número de médicos e Equipes da Estratégia Saúde da Família). Assim, o diagnóstico das particularidades regionais deve ser considerado na identificação de quais são as condições de vida social e ambiental que colocam em riscos à saúde das crianças (SANTOS; NORONHA, 2001; RASELLA, 2013; CAMARGO-CRUZ, 2017). Neste sentido, a econometria espacial apresenta-se como um método apropriado para retratar a saúde infantil, mediante inserção de variáveis que reflitam os condicionantes socioeconômicos de uma delimitada região e observação da existência de processo de transbordamento, ou seja, se a situação de uma localidade é afetada e/ou afeta sua vizinhança.

Diante do exposto, a contribuição do presente estudo é captar as disparidades geográficas entre as microrregiões do Brasil, a nível global e local, de um grupo de doenças reconhecido por seu baixo custo e fácil prevenção. Contudo, essas enfermidades afetam a qualidade de vida de parte expressiva da população, principalmente dos grupos mais vulneráveis residentes em países em desenvolvimento, como é o caso das crianças brasileiras menores de 5 anos.

2.3 METODOLOGIA

Nesta seção estão apresentados a fonte e descrição dos dados (seção 2.3.1), bem como os métodos empíricos espaciais usados na presente pesquisa (seção 2.3.2).

2.3.1 Fonte e Descrição dos Dados

O estado de saúde de crianças menores de cinco anos de idade retratado no presente trabalho tem como foco as internações hospitalares do Sistema Único de Saúde (SUS) por doenças infecciosas intestinais para a respectiva faixa etária. A área de abrangência correspondeu as 558 microrregiões do Brasil. A dimensão temporal foi *cross-section* para o ano de 2015, em virtude de ser o período em que há disponibilidade de dados para a variável socioeconômica esgoto.

A variável dependente correspondeu aos dados das Autorizações de Internações Hospitalares (AIHs), os quais estão disponíveis no sistema de informações do SUS

(DATASUS) do Ministério da Saúde (BRASIL, 2018). A coleta foi realizada abrangendo: a) o grupo de doenças infecciosas intestinais, representadas pelos códigos A00 à A09²³ do Capítulo 1 do Código Internacional das Doenças - CID 10; b) a faixa etária (menores de cinco anos); c) por ano (2015) e d) por local de residência nas microrregiões brasileiras. Após isso, a variável foi intensificada mediante sua divisão pela população de crianças menores de 5 anos para cada microrregião (por 100 mil).

Os determinantes espaciais socioeconômicos e demográficos corresponderam a taxa de pobreza (por 100 mil habitantes), o esgoto inadequado (por 100 mil famílias) e a densidade demográfica total (habitantes por km²).

A taxa de pobreza monetária foi calculada a partir das informações de renda das pessoas registradas no Cadastro Único²⁴, disponíveis no site MI-VETOR da Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação do Ministério da Cidadania²⁵ (BRASIL, 2015). Em um primeiro momento, realizou-se a soma da quantidade de pessoas abaixo da linha de pobreza (isto é, no intervalo de 0 a R\$77,00 e entre R\$ 77,00 e 154,00). Posteriormente, como os dados coletados estavam por municípios, agregou-se em nível de microrregiões e dividiu-se pela população residente (que teve como fonte o site DATASUS) de cada área.

Para a variável esgoto inadequado foram coletadas as informações de cada microrregião referente ao número de domicílios com o destino a céu aberto (quintal, rua, riacho, entre outros) das fezes e urina. Na sequência essa variável foi dividida pelo total de famílias de cada área e multiplicada por 100 mil. A densidade demográfica total, por sua vez, foi calculada dividindo-se a população residente das microrregiões pela sua área em quilômetros quadrados (km²). Salienta-se que a área em quilômetros estava em nível municipal, logo o procedimento adotado foi a agregação dessas áreas em sua microrregião correspondente.

As variáveis leitos pediátricos (*proxy* para o oferta de serviços na Atenção Terciária ou Alta Complexidade de Saúde²⁶) e as Equipes da Estratégia Saúde da Família - ESF (Atenção

²³ As doenças infecciosas intestinais que o compõem o capítulo 1 do CID-10 são as seguintes: A00 Cólera, A01 - Febres tifoide e paratifoide; A02 - Outras infecções por Salmonella; A03- Shigelose; A04- Outras infecções intestinais bacterianas; A05- Outras intoxicações alimentares bacterianas, não classificadas em outra parte; A06- Amebíase; A07- Outras doenças intestinais por protozoários; A08- Infecções intestinais virais, outras e as não especificadas; A09- Diarreia e gastroenterite de origem infecciosa presumível (BRASIL, 2018).

²⁴ O Cadastro Único para Programas Sociais do Governo Federal (Cadastro Único) é um instrumento que identifica e caracteriza as famílias de baixa renda, permitindo que o governo conheça melhor a realidade socioeconômica dessa população. Nele são registradas informações como: características da residência, identificação de cada pessoa, escolaridade, situação de trabalho e renda, entre outras (BRASIL, 2015).

²⁵ Os dados foram coletadas em 2018. Salienta-se que no ano de 2019 houve uma alteração no site e atualmente é denominado VIS-DATA- Visualizador de dados Sociais (<https://aplicacoes.mds.gov.br/sagi/vis/data/home.php>).

²⁶ Atenção básica ou primária são atendimentos de rotina com o cínico geral, tratamentos, vacinação, pré-natal, atendimento odontológico e acompanhamento de hipertensos e diabéticos. Atenção secundária ou média complexidade são serviços especializados em nível ambulatorial e hospitalar, com densidade tecnológica

Primária ou Básica) compõem os condicionantes de gestão. A quantidade de leitos pediátricos corresponderam aos clínicos e cirúrgicos disponibilizados pelo Sistema Único de Saúde (SUS), que foram relativizados pela população residente de cada microrregião (mensurados em 100 mil habitantes). As equipes da ESF, por sua vez, está mensurada a cada 100 mil habitantes. Destaca-se que estas equipes são compostas por pelo menos um médico, um enfermeiro, um auxiliar de enfermagem e seis agentes comunitários de saúde. Em algumas localidades era incluso também profissionais de trabalho social e dentistas. Essas equipes visam como principal objetivo a melhora na atenção primária de saúde da população brasileira com o atendimento à população a partir de três pilares: i) nas unidades básicas de saúde; ii) visitas pelos agentes às residências e iii) pela mobilização das comunidades (MACINKO; GUANAIS; SOUZA, 2006; SANTOS; JACINTO, 2017).

Na Tabela 2.1 estão sintetizadas as variáveis explicativas selecionadas para a pesquisa, a descrição e fonte de cada uma delas, bem como a relação esperada entre esses determinantes e as internações de crianças (menores de cinco anos) por doenças infecciosas intestinais.

Tabela 2.1- Variáveis explicativas da pesquisa - descrição, fonte dos dados e sinal esperado

Variável	Descrição	Fonte	Sinal esperado
Determinantes socioeconômicos e demográfico			
Taxa de Pobreza Monetária	Número de pessoas com renda per capita inferior a R\$ 154,00 dividido pela população residente de cada microrregião (por 100 mil habitantes)	MI-VETOR (VIS-DATA)-DATASUS	+
Esgoto inadequado	Número de domicílios de acordo com o destino dado às fezes e urina do domicílio- céu aberto (no quintal, na rua, em um riacho, entre outros) dividido pelo total de famílias de cada microrregião (por 100 mil famílias)	DATASUS	+
Densidade demográfica	População residente dividido pelo área da microrregião em km ²	DATASUS e IBGE	+/-
Determinantes de gestão em saúde			
Leitos pediátricos	Número de leitos pediátricos clínico e cirúrgico do Sistema Único de Saúde dividido pela população residente de cada microrregião (por 100 mil habitantes)	DATASUS	+
Equipes da Estratégia Saúde da Família	Número de Equipes da Estratégia Saúde da Família dividido pela população residente de cada microrregião (por 100 mil habitantes)	DATASUS	+/-

Fonte: Elaboração própria (2020).

Conforme Tabela 2.1, espera-se associação positiva entre as internações hospitalares e os determinantes taxa de pobreza monetária e esgoto inadequado, pois áreas com pior condição

intermediária que compreende serviços médicos de apoio diagnóstico e terapêutico e atendimento de urgência e emergência. Atenção terciária ou alta complexidade são o conjunto de terapias e procedimentos de elevada especialização que envolvem alta tecnologia e/ou alto custo (BRASIL, 2018).

socioeconômicas permitem mais facilmente a proliferação de infecções (HELLER; COLOSIMO; ANTUNES, 2003; CHECKLEY et al., 2004; RODRIGUES, 2007; PAZ; ALMEIDA; GUNTHER, 2012; RASELLA, 2013; RAMALHO, 2014; BERENDES et al., 2017). Para a variável densidade demográfica, o sinal esperado é dual, podendo ser positivo ao indicar que a alta aglomeração de pessoas tende a proliferação das doenças mais rapidamente ou negativo, se estas localidades mais povoadas forem detentoras de melhores acesso e qualidade nos serviços de saneamento (por exemplo, acesso a esgoto e água tratada) e de saúde nos diferentes níveis de atenção (primária, secundária e terciária) do SUS (BARCELLOS et al., 1998; TORRES, 2013; HOFFMANN, 2015; CALVO et al., 2016).

No que se refere aos condicionantes de gestão, o sinal esperado entre a variável dependente e a presença de leitos pediátricos (*proxy* para a oferta de serviços na atenção terciária) é positiva, pois o maior acesso a hospitais públicos com leitos específicos para crianças tende a aumentar as internações desta faixa de idade pela agilidade de acesso aos recursos secundários e facilidade dos médicos em induzir o paciente a internação hospitalar (PAZÓ et al., 2017).

A relação esperada entre as internações infantis por doenças infecciosas intestinais e variável Equipes da Estratégia Saúde da Família pode ser dual. Por um lado, há uma tendência em diminuir a internação hospitalar por essa doença, devido ao acesso aos atendimentos e orientação às famílias (nível da Atenção Primária ou Básica) referente aos métodos de prevenção dessas enfermidades (DE SOUZA, 2006; MACINKO; GUANAIS; DE SOUZA, 2006; AQUINO ET AL., 2009; RASELLA, 2013; GUANAIS, 2013; FARIA; SANTANA, 2016). Por outro, a detecção precoce e georeferenciamento dos casos desses agravos pela ESF podem aumentar os registros de internações (RASELLA, 2013).

Destaca-se que para realizar as estimações econométricas da presente pesquisa, aplicou-se logaritmo natural (\ln) em todas as variáveis (dependente e explicativas), a fim de linearizar os modelos e minimizar o efeito de viés causados por picos de distribuição e *outliers* dos dados, devido a grande variância que informações do setor saúde podem apresentar (PENNA, 2009).

2.3.2 Método Empírico

Nesta seção abordou-se a técnica Análise Exploratória de Dados Espaciais - global e local- I de Moran e LISA (*Local Indicator of Spatial Analysis*) - nesta ordem, para verificar a validade da utilização do método espacial, ou seja, que existe um padrão no espaço das doenças infecciosas intestinais. Na sequência, foram especificados os modelos econométricos espaciais,

a saber, Modelo autoregressivo (SAR -*Spatial Autoregressive Model*), modelo de erro espacial (SEM-*Spatial Error Model*), modelo espacial de Durbin (SDM-*Spatial Durbin Model*), modelo Durbin espacial e de erro (SDEM -*Spatial Durbin Error Model*) e modelo espacial com lag em X (SLX-*Spatial Lag of X*). Por fim, tem-se a apresentação do modelo econométrico espacial local de Regressão Ponderada Geograficamente (GWR-*Geographically Weighted Regression*). Nas estimações utilizou-se os *softwares* estatísticos *Geoda 1.14*, *GeodaSpace 1.2*, *ArcMap 10.5* e *GWR 4.0*.

2.3.2.1 Análise Exploratória de Dados Espaciais (AEDE)

Os efeitos espaciais podem se manifestar tanto pela heterogeneidade espacial quanto pela autocorrelação espacial. A primeira refere-se ao processo de instabilidade estrutural com variações entre os valores observados no espaço. Estes ocorrem pela variância dos erros não serem constantes, conhecida pelo termo heterocedasticidade. Já a autocorrelação espacial admite que os valores de uma variável de interesse estão relacionados à localização geográfica e sua interação com a vizinhança (BALLER et al., 2001; DALL'ERBA, 2009; ANSELIN, 2013). Seja uma variável qualquer z e i e j representando duas regiões vizinhas, a presença de autocorrelação espacial implicaria:

$$\text{Cov} [z_i, z_j] = E[z_i z_j] - E[z_i] E[z_j] \neq 0 \quad (1)$$

Isto é, a variável z da região i impacta esta mesma variável na sua região vizinha j . A inclusão do termo espaço nas estimativas a serem geradas é realizada a partir da agregação de uma matriz de ponderação espacial W de dimensão n por n . A escolha dessa matriz torna-se o primeiro passo nas análises espaciais sendo responsável pelo desenho geográfico da interação entre as regiões, isto é, o grau de conexão entre as regiões segundo algum critério de proximidade (DALL'ERBA, 2009; ANSELIN, 2013).

Em suma, a matriz W realiza uma ponderação da influência das regiões, em que o grau de conexão pode ser classificado por matrizes contíguas, tais como, i) rainha: vizinhança é dada por todas as fronteiras e vértices de uma região; ii) torre: apenas as fronteiras físicas são ditas vizinhos e iii) bispo: se apenas as vértices de uma região forem consideradas como vizinhança. Ademais, a distância geográfica pode ser um critério de escolha de forma a considerar um número k de vizinhos para cada região (ALMEIDA, 2012). A técnica estatística utilizada para escolha da matriz de ponderação espacial será dada pelo maior I de Moran Global da variável

dependente em análise (internações hospitalares por doenças infecciosas intestinais de menores de 5 anos de idade). Além disto, o I de Moran, é capaz de indicar o nível de associação linear entre os vetores observados em um local e a média ponderada espacialmente dos valores vizinhos, ou seja, mede o grau de interdependência geográfica mediante um teste de significância onde a hipótese nula indica aleatoriedade espacial e a alternativa, a autocorrelação espacial (BALLER et al., 2001; DALL'ERBA, 2009; CANCIAN et al., 2013).

As vantagens da técnica I de Moran refere-se a sua capacidade de verificar a distribuição dos dados no espaço; identificar localidades atípicas (*outliers*); captar padrões de associação espacial (*clusters*) e sugerir diferentes regimes espaciais (ANSELIN; REY, 2010; ALMEIDA, 2012). Trata-se de um coeficiente de autocorrelação espacial, utilizando a medida de autocovariância na forma de ponto cruzado ($z'W_z$) pela variância dos dados ($z'z$), conforme Equação (2):

$$I = \frac{n}{S_0} \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} z_i z_j}{\sum_{i=1}^n z_i^2} = \frac{n}{S_0} \frac{z'W_z}{z'z} \quad (2)$$

Onde, n é o número de regiões, z os valores da variável de interesse padronizada, W_z os valores médios da variável de interesse padronizada nos vizinhos, definidos segundo uma matriz de ponderação espacial W com $S_0 = \sum_i \sum_j w_{ij}$ indicando que todos os elementos desta matriz devem ser somados. Como a hipótese nula é de aleatoriedade espacial, se o valor encontrado de I de Moran calculado for igual ao I de Moran esperado - $[1/(n - 1)]$ - significa que a variável é independente dos valores das regiões vizinhas. Valores de I que excedam o esperado é indicativo de autocorrelação positiva. Já valores de I abaixo do esperado sinalizam autocorrelação negativa (ALMEIDA, 2012).

Os resultados fornecidos pelo I de Moran Global podem ser visualizados a partir do diagrama de dispersão (Figura 2.1), em que o eixo das abscissas é a variável em análise (z) e a variável do eixo das ordenadas sua defasagem espacial (W_z). Esta relação é dividida em quatro quadrantes, que correspondem a quatro padrões diferentes de associações espaciais entre as localidades analisadas: Baixo-Baixo; Baixo-Alto; Alto-Baixo ou Alto-Alto.

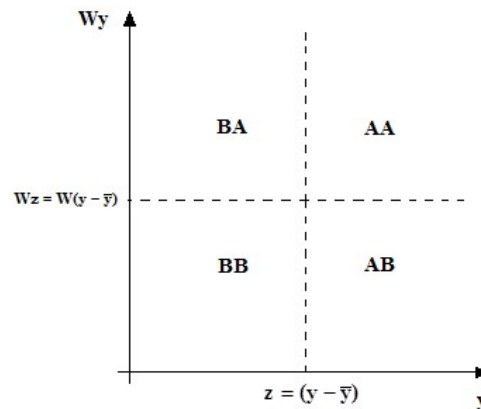


Figura 2.1- Diagrama de Dispersão de Moran

Fonte: Adaptado de De Lima, Caldarelli e Da Camara (2014).

Na Figura 2.1, o quadrante superior à esquerda, Baixo-Alto (BA), é composto pelas localidades que apresentam valores abaixo da média cercados por vizinhos com valores acima da média nesta mesma variável. As localidades do quadrante Alto-Alto (AA) são representados por altos valores, circundados por localidades com valores elevados. No quadrante inferior à esquerda, Baixo-Baixo (BB), encontram-se as localidades com valores baixos rodeados por vizinhos com valores baixos. Por fim, no quadrante inferior à direita estão as localidades com valor acima da média com vizinhança abaixo da média- Alto-Baixo (AB). Apresentam autocorrelação positiva as localidades que se encontrarem nos quadrantes AA ou BB e autocorrelação negativa, aqueles do quadrante BA e AB, esta associação é verificado a partir da inclinação da reta do diagrama (DALL’ERBA, 2009; ALMEIDA, 2012; CANCIAN et al., 2014; DE LIMA; CALDARELLI; DA CAMARA, 2014).

Embora o diagrama I de Moran seja capaz de captar um padrão espacial, não é possível inferir sobre sua autocorrelação espacial local. Para tanto, é necessário calcular uma estatística *Local Indicator of Spacial Association* (LISA) para cada observação e visualizar o quanto um agrupamento espacial de valores semelhantes se torna expressivo. Cada observação i terá um indicador de vizinhança específico dado pelo I de Moran Local, representado por:

$$I_i = z_i \sum_{j=1}^J w_{ij} z_j \quad (3)$$

Considerando que a estatística LISA é uma decomposição do indicador global, a igualdade entre o somatório dos indicadores locais e o indicador de autocorrelação global correspondente, de acordo com um fator de proporcionalidade, deve ser respeitada (DALL’ERBA, 2009; ALMEIDA, 2012). Substituindo a Equação (3) em (2), tem-se:

$$I = \frac{\sum_i I_i}{S_0 \sum_i \frac{z_i^2}{n}} \quad (4)$$

Ao definir o fator de proporcionalidade em $k = S_0 m_2$, sendo $m_2 = \sum_i \frac{z_i^2}{n}$, e considerando que a matriz W é normalizada na linha ($S_0 = n$) e logo, $k = \sum_i z_i^2$. A esperança da estatística I da Equação (4) é definida como:

$$E[I_i] = -w_i \quad (5)$$

Em que w_i é a soma dos elementos da matriz W . Em resumo, os indicadores LISA denotam para cada observação um indicador de localização I de Moran local com seus respectivos níveis de significância, o que permite avaliar a distribuição e a existência de *spillover* das doenças infecciosas intestinais para cada microrregião individualmente. Salienta-se que, o nível de significância é baseado na abordagem de permutação condicional com 9999 permutações aleatórias e um pseudo nível de significância de 5% (DALL'ERBA, 2009). Além disto, quando comprovado a presença do processo de transbordamento é assinalado a direção em que ocorre, seja positiva ou negativamente relacionada (ALMEIDA, 2012).

2.3.2.2 Modelos Econométricos Espaciais

A econometria espacial é utilizada para verificar se a ocorrência de um fenômeno em certa região é determinada pela situação deste mesmo fenômeno em regiões vizinhas (ANSELIN; REY, 2010; ANSELIN, 2013). O processo de transbordamento pode ser de alcance global e/ou local. O alcance global é refletido na matriz de variância e covariância plena e ocorre por intermédio de um multiplicador espacial que transfere o impacto ocorrido em uma região para as o restante das regiões. No caso do alcance local, o transbordamento de um impacto ocorre na vizinhança mais próxima, sobretudo nos vizinhos diretos e indiretos de segunda ordem (vizinho dos vizinhos) (ALMEIDA, 2012).

Na Figura 2.2 é apresentado um fluxograma do passo a passo que deve-se realizar na escolha dos modelos espaciais e foi utilizado na presente pesquisa.

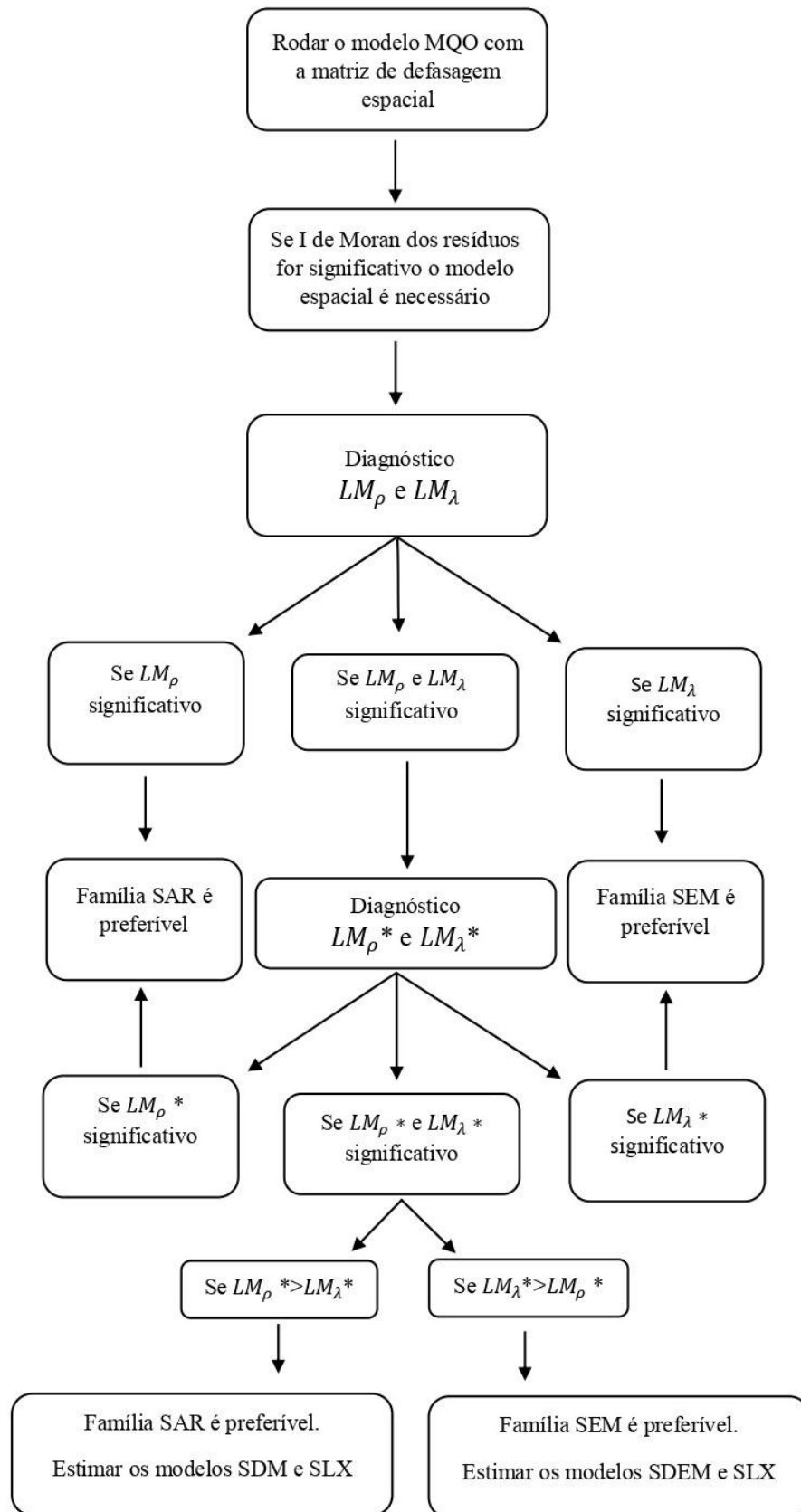


Figura 2.2- Fluxograma de especificação do modelo Espacial
 Fonte: Adaptado de Anselin (2005).

A vizinhança global pode ser capturada pelas variáveis defasadas espacialmente na variável dependente (*Spatial Autoregressive Model*) ou no termo do erro (*Spatial Autoregressive Model*). Além disto, as abordagens econométricas espaciais com alcance global e local são dadas pelo modelo Durbin (*Spatial Durbin Model*) e Durbin espacial no erro (*Spatial Durbin Error Model*). E o modelo regressivo cruzado de caráter estritamente local com defasagem nas variáveis explicativas exógenas (*Spatial Lag of X*).

Um modelo espacial assume modelagem linear clássica, dado por:

$$y = X\beta + \epsilon \quad (6)$$

em que, y é uma variável dependente estocástica com vetor ($N \times 1$), X são as variáveis explicativas não-estocásticas de vetor ($N \times k$) e ϵ é o vetor erro com distribuição normal $\sim(0, \sigma^2)$. No caso do presente trabalho a especificação matemática à incluir os sinais esperados, pode ser visualizada pela equação (7):

$$\begin{aligned} LNinterna\c{c}o\hospitar = \beta_1 + \beta_2 LNpobrezamonet\c{a}ria + \\ \beta_3 LNesgotoinadequado + / - \beta_4 LNdensidadedemogr\c{a}fica - \beta_5 LNleitospedi\c{a}tricos + / \\ - \beta_6 LNequipesaude\c{a}familia + \epsilon \end{aligned} \quad (7)$$

Como a função é do tipo log-log, os termos da equação (7) tem interpretação de elasticidade, dada pela derivada primeira, tal que: $\frac{\partial LNinterna\c{c}o}{\partial \ln x_i} = \beta_k$, com $i=1 \dots 6$. Ou seja, uma variação de 10% na variável x_i provoca uma variação de $10\beta_i\%$ em y (GREENE, 2012).

O termo espaço na equação é adicionado a partir de uma matriz espacial (W), que pode se manifestar, em geral, de duas maneiras diferentes: i) na variável dependente do modelo *Spatial Autoregressive Model* (SAR), que considera que as regiões vizinhas i e j apresentam um processo de difusão, onde eventos em i aumentam a probabilidade de ocorrência deste mesmo evento em j e ii) no erro do modelo *Spatial Error Model* (SEM), que considera que a dependência espacial é residual, ou seja, o padrão espacial manifestado no termo do erro é dado por efeitos não modelados por conta da falta de medida adequada e autocorrelacionados espacialmente (BALLER et al., 2001; ANSELIN, 2013).

Os modelos SAR e SEM são representados pelas equações (8) e (9), respectivamente:

$$y = \rho W_y + X\beta + \epsilon \quad (8)$$

$$y = X\beta + (I - \lambda W)^{-1} + \varepsilon \quad (9)$$

Na Equação (8), modelo SAR, tem-se que W_y é um vetor n por 1 de defasagens espaciais para a variável dependente, ρ é o coeficiente autorregressivo espacial com a restrição de ($|\rho| < 1$). Se este parâmetro for positivo é indicativo de autocorrelação espacial positiva, ou seja, um alto (baixo) valor de y nas regiões vizinhas aumenta (diminui) o valor de y na região i . De forma contrária, se verificado ρ negativo, sugere que a autocorrelação espacial é negativa, um alto (baixo) valor de y nas regiões vizinhas diminui (aumenta) o valor de y na região i (ALMEIDA, 2012).

No modelo SEM representado pela Equação (9), é o parâmetro do erro autorregressivo espacial que acompanha a defasagem W . De forma que a variável dependente y é influenciada pelos choques vindos de todas as outras regiões mas com intensidade decrescente à medida que se afasta da ponto de ocorrência do fenômeno $|\lambda| < 1$. O efeito total do choque não é apenas aquele que ocorreu em determinada região, mas também o efeito realimentador proveniente das outras regiões afetadas pelo choque original (BALLER et al., 2001; FLORAX; FOLMER; REY, 2003; ALMEIDA, 2012).

Nesta linha, ao estimar Mínimos Quadrados Ordinários com a matriz defasagem espacial deve-se observar os parâmetros ρ e λ mediante o teste do Multiplicador de Lagrange (LM) para identificar um *lag* espacial (modelo SAR) ou um erro espacialmente autoregressivo (modelo SEM), especificados pelas Equações (10) e (11), nesta ordem:

$$LM_\rho = \frac{(\hat{\varepsilon}' W y / \hat{\sigma}^2)^2}{NJ} \quad (10)$$

$$LM_\lambda = \frac{(\hat{\varepsilon}' W \hat{\varepsilon} / \hat{\sigma}^2)^2}{T} \quad (11)$$

Com:

$$J = \frac{1}{N\hat{\sigma}^2} [(WX\hat{\beta})' M (WX\hat{\beta}) + T\hat{\sigma}^2] \quad (12)$$

Onde, T é o traço da matriz $(W' + W)/W$, $\hat{\varepsilon}$ é o resíduo da estimativa MQO e $\hat{\sigma}^2 = \hat{\varepsilon}' \hat{\varepsilon} / N$. Assim, se LM_ρ e LM_λ forem ambos não significativos, o modelo clássico sem defasagem espacial (Equação 6) é o mais apropriado. Se LM_ρ for significativo estima-se pelo modelo SAR (Equação 7), já se LM_λ for significativo o modelo indicado é o SEM (Equação 8) (FLORAX;

FOLMER; REY, 2003; ALMEIDA, 2012). No caso de ambos apresentarem significância estatística é preciso observar a versão robusta dos testes LM_ρ^* e LM_λ^* , dado por:

$$LM_\rho^* = \frac{(\hat{\epsilon}'Wy - \hat{\epsilon}'W\hat{\epsilon}/\hat{\sigma}^2)^2}{NJ-T} \quad (13)$$

$$LM_\lambda^* = \frac{(\hat{\epsilon}'W\hat{\epsilon}/\hat{\sigma}^2 - T(NJ)^{-1}\hat{\epsilon}'Wy/\hat{\sigma}^2)^2}{T[1-T(NJ)]^{-1}} \quad (14)$$

Assim, se LM_ρ for significativo, estima-se o modelo *lag* espacial e se LM_λ^* for significativo o modelo indicado é o erro autoregressivo. Para uma checagem adicional da robustez do modelo escolhido e considerando que as defasagens espaciais das variáveis explicativas podem afetar a variável dependente, Almeida (2012) indica estimar outros modelos espaciais, como o com alcance local *Spatial Lag of X* (SLX) e os de alcance local e global – *Spatial Durbin Model* (SDM) e *Spatial Durbin Error Model* (SDEM), respectivamente.

O modelo SLX considera a ocorrência de externalidades espaciais em todas as variáveis contidas na matriz X . Em outras palavras, as variáveis explicativas de uma região influenciam a variável dependente da região vizinha (LESAGE; PACE, 2009; ALMEIDA, 2012). Assim, inclui-se na Equação 6 uma matriz espacial nos termos X e esta pode ser reescrita como:

$$y = X\beta + WX_\tau + \varepsilon \quad (15)$$

em que τ é um vetor ($k-1$ por 1) que pode incluir valor zero se algumas variáveis explicativas não impactarem as regiões vizinhas, o que denota uma desnecessidade de incluir sua forma defasada espacialmente. Este modelo é característico por seu alcance estritamente local, pois a inexistência de um multiplicador espacial torna os impactos de transbordamentos localizados ao invés de afetar o sistema em sua totalidade, como é o caso dos modelos SAR e SEM (ALMEIDA, 2012).

Os modelos de alcance local e global podem ocorrer a partir de duas famílias: a) SAR, em que a defasagem se manifesta globalmente mediante efeito multiplicador na variável dependente e um efeito local nas variáveis explicativas- modelo SDM e b) SEM, em que a defasagem se expressa globalmente com efeito multiplicador no termo do erro e um efeito local nas variáveis explicativas- modelo SDEM.

De forma analítica, os modelos SDM e SDEM podem ser representados, respectivamente, pelas Equações 16 e 17, conforme segue

$$y = \pi_1 W y + X \pi_2 + W X \pi_3 + \varepsilon \quad (16)$$

$$y = X \beta + W X \tau + (I_n + \lambda W)^{-1} \varepsilon \quad (17)$$

O modelo SDM (Equação 16) contém uma restrição não linear dada pela hipótese do fator comum que garante que $\pi_1 \pi_2 = -\pi_3$. Neste caso, o efeito espacial se manifesta individualmente para cada coeficiente e implica em uma considerável autocorrelação espacial. No modelo SDEM (Equação 17), a matriz de ponderação espacial é utilizada para defasar tanto as variáveis explicativas quanto o termo do erro, pois pressupõe que o transbordamento no erro afetará apenas os vizinhos mais próximos enquanto na variável explicativa transborda globalmente (LESAGE; PACE, 2009).

É importante salientar que o método de estimação depende da garantia da normalidade do erro. Deve-se estimar os modelos SAR, SEM, SDM, SDEM e SLX por Máxima Verossimilhança e o modelo SLX por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO). Se comprovada a existência de erros não normais as alternativas viáveis de estimação serão: i) Variável Instrumental (VI) para os modelos SAR e SDM; ii) Quase Máxima Verossimilhança (QMV) para os modelos SAR, SEM, SDM E SDEM; iii) Método dos Momentos Generalizado (MGM) para os modelos SEM e SDEM e iv) Mínimo Quadrado em dois estágios (MQ2E) para o modelo SLX (FLORAX; FOLMER; REY, 2003; ALMEIDA, 2012).

2.3.2.3 Modelo de Regressão Ponderada Geograficamente (*GWR-Geographically Weighted Regression*)

O GWR é um modelo espacial que fornece respostas específicas para cada região individualmente. A utilização desta abordagem é conveniente na presença de variações espaciais do parâmetro em que uma resposta média para toda região pode não captar todas as disparidades do fenômeno em estudo. Neste contexto, a análise local se torna uma ferramenta adicional capaz de estimar respostas localizadas para cada região, minimizando os erros estruturais (ALMEIDA, 2012).

Fotheringham, Charlton e Brunson (1988) destacam três razões da ocorrência de variação espacial dos parâmetros. O primeiro refere-se a calibragem do modelo em que as estimativas dos parâmetros variam em função da amostra. A segunda questão é que alguns

relacionamentos podem ser intrinsicamente diferentes no espaço. E terceiro, o modelo pode estar mal especificado e conseqüentemente, com estimativas errôneas dos parâmetros. Em suma, a abordagem local GWR leva em consideração o problema do parâmetro incidental e se destaca por sua habilidade em investigar pontualmente variações de um fenômeno em cada região. Este fato permite um mapeamento das discrepâncias dos parâmetros respostas, o que simplifica a formulação de políticas públicas focalizadas (ALMEIDA, 2012).

Na Figura 3.3 apresenta-se um fluxograma da especificação do modelo GWR. A primeira etapa refere-se a rodar os modelos espaciais e comparar o critério AIC do modelo global (e de alcance local) e do local. Como regra geral, quanto menor o valor AIC mais apropriado o modelo, porém se a diferença da estatística AIC for menor que 3, os modelos são considerados equivalentes (CHARLTON, FOTHERINGHAM; BRUNSDON, 2009; LU et al., 2014).

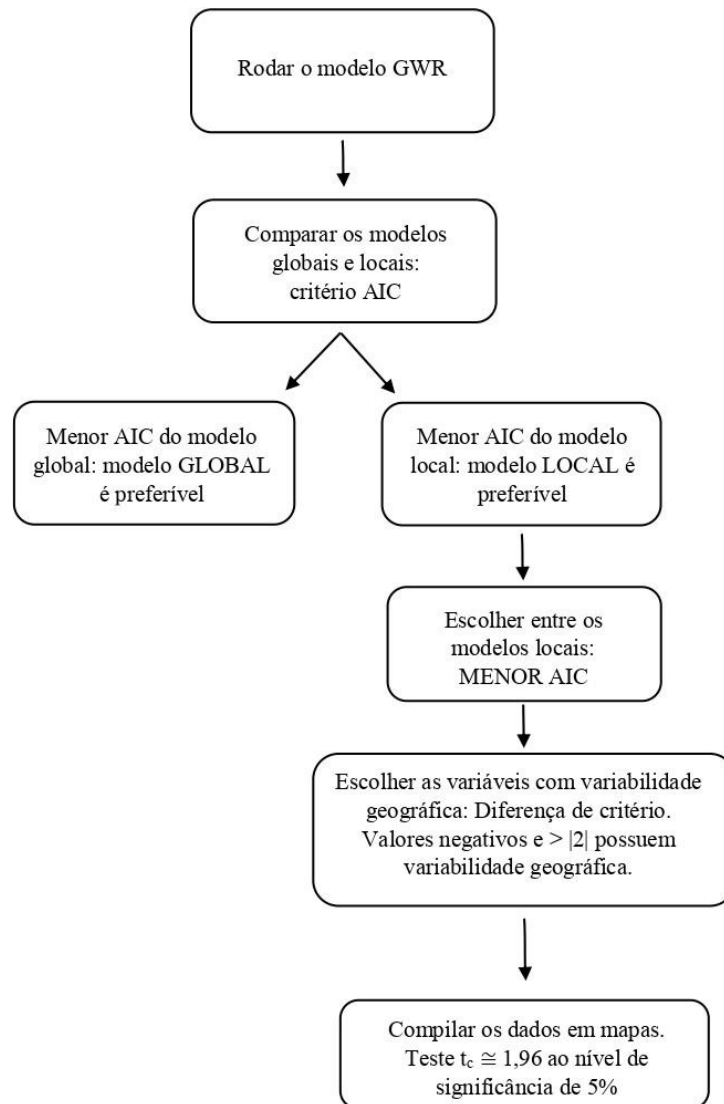


Figura 2.3- Fluxograma de especificação do modelo GWR
 Fonte: Elaboração própria (2020).

É válido diferenciar entre os modelos econométricos locais e de alcance local. Como visto na seção anterior, o modelo de alcance local embora considere um impacto decrescente a medida que aumenta a distância geográfica entre as microrregiões, o parâmetro resposta é universal para todo o espaço analisado. Em contrapartida, o modelo local GWR considera que os parâmetros podem ser estimados em qualquer lugar da área geográfica, com diferentes resultados para cada fração (CHARLTON; FOTHERINGHAM; BRUNSDON, 2009). No caso do presente trabalho, o modelo de alcance local provê uma respostas média para as microrregiões conjuntamente, enquanto, o modelo GWR viabiliza uma resposta exclusiva para cada microrregião. Ao comparar com a regressão espacial básica/global (Equação 18), os coeficientes GWR explanados na Equação 19 são funções de localização espacial (LU et al., 2014), dados por:

$$y_i = \beta_0 + \sum_k \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i \quad (18)$$

$$y_i = \beta_{i0} + \sum_{k=1}^m \beta_{ik} x_{ik} + \varepsilon_i \quad (19)$$

em que o subscrito i indica as regiões, y_i é a variável dependente, x_{ik} são as k variáveis independentes e ε_i é o erro aleatório. O parâmetro β_0 e β_{i0} são os interceptos das funções, onde no modelo global (Equação 18) é um valor único dado pela média de todas as regiões em conjunto e no modelo local (Equação 19) refere-se a cada região i individualmente. Da mesma forma, β_k e β_{ik} são os coeficientes da regressão para as k variáveis, com valor médio de todas as regiões no modelo global (Equação 18) e valor único para cada i individualmente no caso do modelo local (Equação 19).

Ao adicionar a localidade i nos parâmetros da regressão espacial, o processo gerador das variáveis respostas fornecidos por GWR estima uma sequência de regressões lineares ponderadas pela distância. Esta ponderação, denominada ponto de calibragem, deve ser incorporado ao modelo a partir de uma “janela móvel” a fim de indicar que a influência das observações mais longínquas espacialmente é decrescente, isto é, diminui quanto mais se distanciam do centro da janela (ALMEIDA, 2012). Para visualização, reescreve-se a equação (19) da seguinte forma:

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_k \beta_k(u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i \quad (20)$$

sendo que (u_i, v_i) representam as coordenadas do ponto i no espaço e β_k o coeficiente local no ponto i . Assim, a partir das coordenadas é possível determinar a distância que cada região está das demais e inferir que quanto maior a sua proximidade, mais intenso será o processo de transbordamento entre as observações. Esta ponderação será feita pela função Kernel gaussiano espacial que considera a distância entre as duas regiões e um parâmetro largura da banda para determinar o peso a ser considerado entre essas regiões o qual é inversamente relacionado a distância geográfica (ALMEIDA, 2012). Segundo Charlton, Fotheringham e Brunson (2009) se a amostra não apresentar pontos muito espaçados, o Kernel com largura de banda fixa é adequado. Caso contrário, é desejável uma banda adaptativa que acomode essas irregularidades, como é o caso deste trabalho.

Após a escolha do modelo, é necessário avaliar quais variáveis possuem variabilidade geográfica, para tanto se o valor do teste de diferença de critério for negativo, e maior ou igual a 2 em módulo, é indicativo que a análise deve ser feita localmente pois a resposta dessas variáveis difere em cada ponto da regressão. Por fim, escolhidas as variáveis com variabilidade geográfica, realiza-se o mapeamento das informações, onde a significância estatística de cada β_k é $t_c \cong 1,96$ ao nível de significância de 5% (GWR USER MANUAL, 2016).

2.4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Na presente seção estão apresentadas as análises descritiva e espacial dos dados (seção 2.4.1), de autocorrelação espacial global e local (seção 2.4.2), os resultados dos modelos econométricos espaciais (seção 2.4.3) e do modelo de Regressão Ponderada Geograficamente (seção 2.4.4). Por fim, tem-se a discussão com base nos resultados obtidos (seção 2.4.5).

2.4.1 Análise descritiva e espacial dos dados

Na Tabela 2.2 é apresentada a análise descritiva (média, desvio padrão, coeficiente de variação e valores mínimo e máximo) das variáveis referente as microrregiões do Brasil em 2015. A média das internações hospitalares infantis (crianças menores de 5 anos) por doenças infecciosas intestinais foi de 795,66 por 100 mil crianças, com coeficiente de variação de 95,30%, o que é indicativo de alta disparidade relativa.

As microrregiões que apresentaram o maior número de internações infantis por doenças infecciosas intestinais estão localizadas nas regiões Norte e Nordeste, a saber, Pau dos Ferros (4.712,89/100 mil crianças), Guajará-Mirim (4.186,58/100 mil crianças) e Lavras da

Mangabeira (4.140,56/100 mil crianças). Destaca-se que a microrregião de Fernando de Noronha não apresentou dados de internação, motivo pelo qual o valor mínimo é igual a zero. Dos valores computados, o menor número de internações localiza-se nos estados do Rio de Janeiro- microrregião de Itanhaém (16/60/100 mil crianças) e Sergipe, em Carira (18,05/100 mil crianças).

No que se refere aos determinantes socioeconômicos e demográficos, o valor médio da taxa de pobreza monetária infere que 34.537,63 indivíduos possuem renda *per capita* inferior a 154 reais a cada 100 mil habitantes. O coeficiente de variação foi 56,32%, indicando uma dispersão relativa alta dessa variável entre as microrregiões do Brasil. As áreas com maior número de pessoas pobres estão localizadas no Nordeste - Santana Ipanema (75.964,95/100 mil habitantes) no estado de Alagoas e em Chapadinha (75609,40/100 mil habitantes) no Maranhão. Por outro lado, a menor quantidade de pobres está em Fernando de Noronha, Pernambuco (2424,86/100 mil habitantes) seguido das microrregiões pertencentes ao estado de Santa Catarina, a saber, Blumenau (4168,91/100 mil habitantes), Joinville (5385,16/100 mil habitantes), Rio Sul (5697,06/100 mil habitantes) e Florianópolis (5785,46/100 mil habitantes).

A média de domicílios com esgoto inadequado é de 106.46,79 a cada 100 mil famílias, com coeficiente de variação em 111,59% (alta disparidade dos dados). As microrregiões em pior situação estão localizadas no norte do estado do Pará, com destaque para Furo de Breves (79.398,70/100 mil famílias), Portel (22.953,06/100 mil famílias) e Cametá (53.265,99/100 mil famílias). Do total de áreas analisadas (558), 15 microrregiões não computaram dados sobre esta variável (ou seja, tem valor mínimo igual a zero), sendo que 4 destas são da região Norte, 5 do Nordeste, 4 do Sudeste e 2 do Sul. Por sua vez, a melhor situação em condições de esgoto ocorre nos estados do Sudeste, principalmente, em São Paulo, com as microrregiões de Jaú (9,51/100 mil famílias), seguido de Pirassununga (15,73/100 mil famílias) e Votuporanga (16,69/100 mil famílias).

No que se refere a densidade demográfica das microrregiões brasileiras, a média foi de 94,10 habitantes por km², com um coeficiente de variação de 380,88%. Os valores máximos localizam-se, sobretudo, nas microrregiões pertencentes as capitais brasileiras, por exemplo, São Paulo (6.250,46 habitantes/km²), Recife (2.747,85 habitantes/km²), Natal (2.648,93 habitantes/km²), Rio de Janeiro (2.597,17 habitantes/km²), Salvador (1.322,35 habitantes/km²) e Vitória (1223,65 habitantes/km²). As microrregiões com a menor densidade pertencem a região Nordeste, sendo elas: Traipu- Alagoas (0,04 habitantes/km²), Cotinguiba- Sergipe (0,06 habitantes/km²) e Serra São Miguel- Rio Grande do Norte (0,06 habitantes/km²).

Tabela 2.2 - Análise descritiva das variáveis (dependente e explicativas) da pesquisa, Microrregiões do Brasil, 2015

Variável*	Média	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação (%)	Mínimo	Máximo
Internações Hospitalares	795,66	758,25	95,30	0	4.712,89
Taxa de pobreza monetária	34.537,63	19.450,14	56,32	2424,86	75.964,95
Esgoto inadequado	10.646,79	11.881,51	111,59	0	79.398,7
Densidade demográfica	94,10	358,41	380,88	0,04	6.250,46
Leitos Pediátricos	26,56	14,00	52,71	0	85,24
Equipes da Estratégia Saúde da Família	7,49	4,65	62,08	0	21,32

Fonte: Resultados da Pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: Variável internação a cada 100 mil crianças menores de 5 anos, esgoto inadequado a cada 100 mil famílias, taxa de pobreza, leitos e equipes a cada 100 mil habitantes e densidade a cada habitante/Km².

Com relação aos condicionantes de gestão em saúde, a variável leitos pediátricos possui uma média de 26,56 por 100 mil habitantes, com coeficiente de variação de 52,71%. A microrregião com maior número de leitos é Brejo Santo, Ceará (85,24/100 mil habitantes), Santa Maria Madalena, Rio de Janeiro (84,36/100 mil habitantes) e Picos, Piauí (82,75/100 mil habitantes). O valor mínimo zero refere-se a três microrregiões de Sergipe (Carira, Boquim e Japarutuba).

A média do determinante Equipes da Estratégia Saúde da Família é de 7,49 por 100 mil habitantes, com coeficiente de variação elevado (62,08%). O valor máximo dessa variável (21,32/100 mil habitantes) se refere a microrregião Chapada do Ararique, Ceará, seguido por Cruzeiro do Sul, Acre (7,67/100 mil habitantes) e Cornélio Procópio, Paraná (20,54/100 mil habitantes). Destaca-se esse fator apresenta valor igual a zero em 34 microrregiões do Brasil, sendo 4 registros na região Norte, 18 no Nordeste, 2 no Sudeste, 2 no Sul e 7 no Centro-Oeste do Brasil.

Na Figura 2.4, por sua vez, apresenta-se a distribuição espacial²⁷ das internações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais entre as microrregiões do Brasil em 2015. Observa-se um padrão espacial sistemático, que denota certa homogeneidade na distribuição da variável em análise. Existe um grande número (principalmente) destas internações nas microrregiões pertencentes ao Norte e Nordeste (cor vermelha no mapa), e um baixo registro em especial na região Sudeste (em azul). A verificação se esta aglomeração é de fato uma associação espacial foi testada nas seções seguintes (2.4.2 e 2.4.3).

²⁷ Distribuições espaciais das variáveis (dependente e explicativas) usando desvio padrão estão apresentadas no Apêndice 2 (Figuras 2.1A e 2.2A, respectivamente).

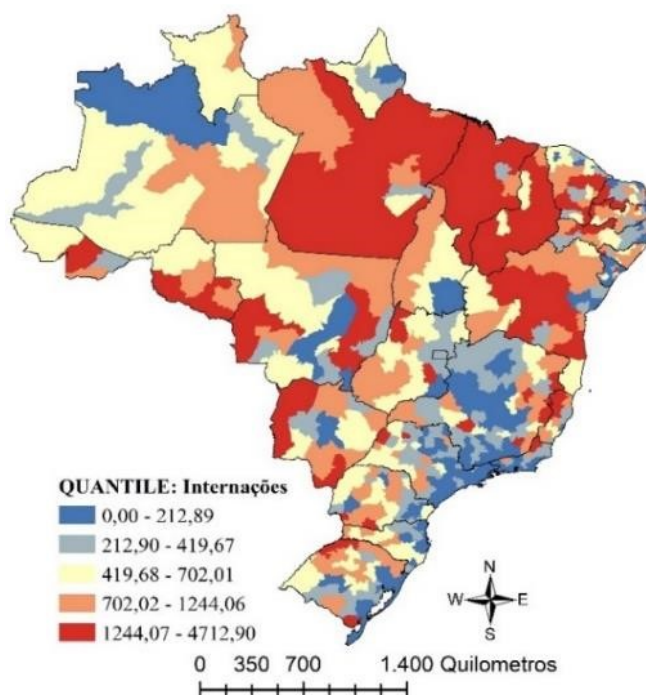


Figura 2.4 – Distribuição espacial das internações hospitalares infantis do Sistema Único de Saúde por doenças infecciosas intestinais, Microrregiões do Brasil, 2015

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: Variável internações mensurada por 100 mil crianças menores de cinco anos.

A análise da distribuição geográfica dos determinantes socioeconômicos e demográfico estão expostas na Figura 2.5. Para a taxa de pobreza monetária, percebe-se uma não aleatoriedade com menos indivíduos pobres em microrregiões do Sul, Sudeste e Centro-Oeste (em azul), e maiores quantidade de pobres no Norte e Nordeste (em vermelho). Esta mesma relação é observada para a variável esgoto inadequado de forma que a regiões mais precária corresponderam ao Nordeste e Norte, com exceção das microrregiões pertencentes ao estado do Amapá (em vermelho), e melhor situação no Sudeste, Sul e Centro-Oeste (em azul).

Para a densidade demográfica (Figura 2.5c), observou-se concentração de habitantes por km² nas áreas litorâneas e capitais brasileiras, com destaque para o estado de São Paulo que apresentou alta densidade em quase todo seu território (em vermelho). Por outro lado, a menor densidade situa-se na região Norte e Centro-Oeste do país.

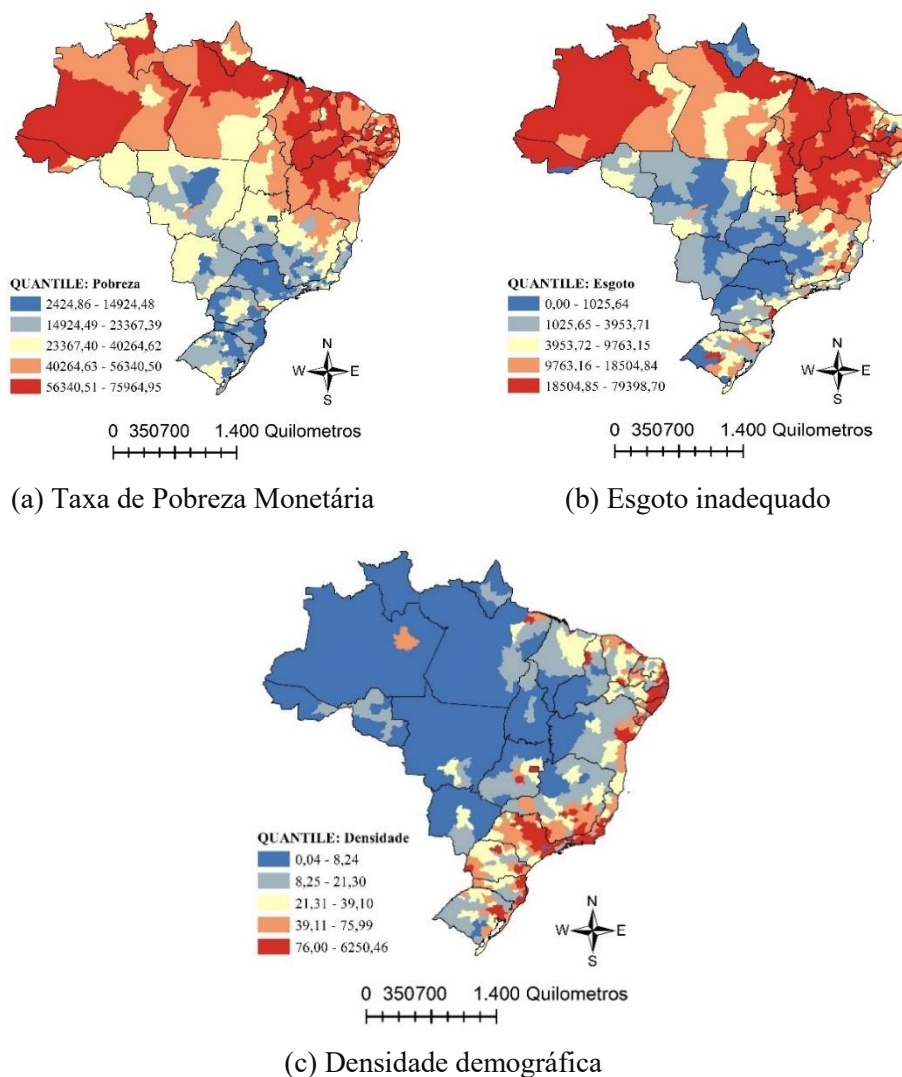
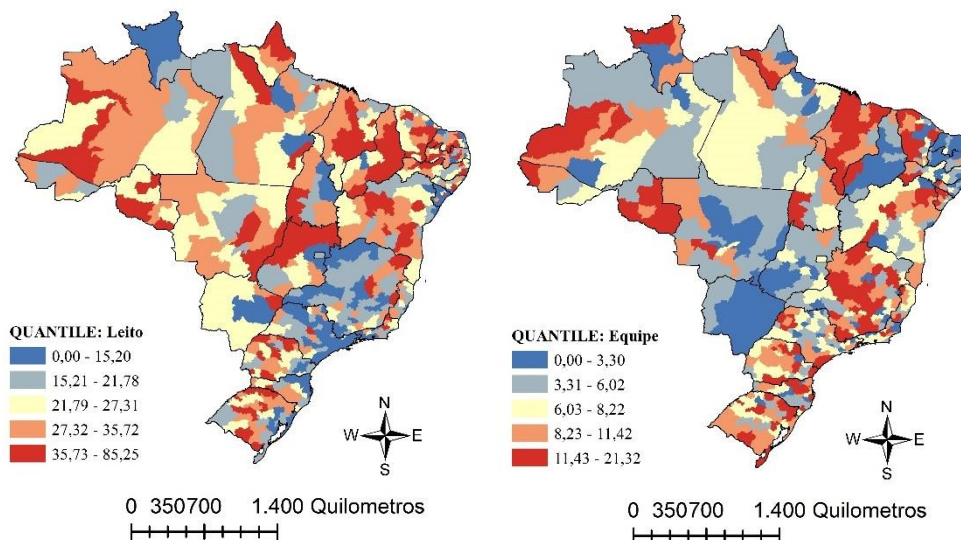


Figura 2.5– Distribuição espacial dos determinantes socioeconômicos e demográficos, Microrregiões do Brasil, 2015

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: Taxa de pobreza por 100 mil habitantes, esgoto inadequado por 100 mil famílias e densidade demográfica, habitantes/km².

Na Figura 2.6 estão apresentados os determinantes de gestão em saúde das microrregiões do Brasil em 2015. A distribuição espacial dos leitos pediátricos revelou que as microrregiões do Norte, Nordeste e Sul possuem os maiores valores (em vermelho), enquanto o Sudeste e Centro-Oeste tem menor número. A maior quantidade de equipes da Estratégia Saúde da Família situaram-se no Sul, Sudeste, Norte e nos estados de Maranhão, Ceará e Bahia da região Nordeste (em vermelho), ao passo que o menor número de equipes foram registrados no Centro-Oeste e grande parte do Nordeste.



(a) Leitos pediátricos (SUS)

(b) Equipes da Estratégia Saúde da Família

Figura 2.6 – Distribuição espacial dos determinantes de gestão em saúde, Microrregiões do Brasil, 2015

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: Variáveis por 100 mil habitantes

Após análises descritiva e espacial dos dados é preciso verificar se os padrões espaciais (variável dependente) entre as microrregiões do Brasil observado no mapa (Figura 2.4) é autocorrelacionado no espaço, isto é, se há uma processo de transbordamento entre microrregiões significativas estatisticamente (de forma global e local). Esta análise é realizada nas seções seguintes 2.4.2 e 2.4.3.

2.4.2 Análise da autocorrelação espacial global e local

A primeira etapa para utilização de econometria espacial é verificar sua validade, ou seja, se existe um padrão espacial que justifique sua aplicação. Este processo é realizado a partir Análise Exploratória Espacial (AEDE), que além de verificar a distribuição dos dados no espaço, identifica as localidades atípicas (*outliers*), descobre padrões de associação espacial (*clusters*) e sugere diferentes regimes espaciais (DALL'ERBA, 2009; ALMEIDA, 2012; ANSELIN, 2013).

Para tanto foi aplicado a estatística I de Moran Global utilizando as seguintes matrizes de pesos espaciais k-vizinhos: 5v, 7v e 9v²⁸. Como o I de Moran esperado é -0,001795332,

²⁸ Destaca-se que nas matrizes rainha e torre não é garantido uma conectividade balanceada e a vizinhança abaixo de 5 vizinhos é considerada pequena para o total da amostra (558 microrregiões). Em vista disto, as matrizes supracitadas foram testadas e não obtiveram bons resultados, razão pela qual os mesmos não foram apresentados no presente estudo.

todas as matrizes utilizadas sinalizaram autocorrelação positiva ao nível de significância de 1%. Isto é, existe tendência de que microrregiões com altos (baixos) números de internações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais sejam circundadas por microrregiões de altos (baixos) valores desta mesma variável. Destaca-se que a matriz que melhor representou a conexão entre áreas analisadas foi a de 5 vizinhos, dado que é detentora do maior I de Moran Global (Tabela 2.3). Desta forma, em todas análises e resultados subsequentes foi usada essa conexão espacial.

Tabela 2.3 – Autocorrelação espacial global das internações hospitalares infantis do Sistema Único de Saúde por doenças infecciosas intestinais, em logaritmo – LN, Microrregiões do Brasil, 2015

Matrizes de Pesos	I de Moran	p-valor
5v	0,445	0,001*
7v	0,410	0,001*
9v	0,411	0,001*

Fonte: Resultados da Pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: *Significativo a 1%, com 999 randomizações.

O Diagrama de Dispersão de I de Moran da variável internações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais pode ser visualizado na Figura 2.7 (a), onde no eixo horizontal está a variável de interesse (em LN) e no eixo vertical sua defasagem espacial (em LN). A inclinação da reta indicou uma autocorrelação positiva com concentração de microrregiões no quadrante Alto-Alto (primeiro quadrante) e Baixo-Baixo (terceiro quadrante).

Na Figura 2.7 (b) observa-se a localização dos padrões espaciais em cada microrregião e seu correspondente nível de significância, confirmado que a maior parte dos *clusters* são de autocorrelação positiva (177 de 200 significativos), ou seja, se encontram nos agrupamentos Alto-Alto (94) e Baixo-Baixo (83). Nesta linha, os *clusters* de ordem Alto-Alto estão localizados, principalmente, no Nordeste, Norte, em 8 microrregiões da região Sul, 7 microrregiões da região Sudeste e 1 microrregião da região Centro-Oeste, representando que as microrregiões com alto número de internações hospitalares por doenças infecciosas intestinais em crianças menores de 5 anos estão circundadas por microrregiões que também possuem alto valor desta variável. Os agrupamentos Baixo-Baixo, por sua vez, estão nas microrregiões do Sudeste, Nordeste, Sul e Centro-Oeste brasileiro (em azul escuro).

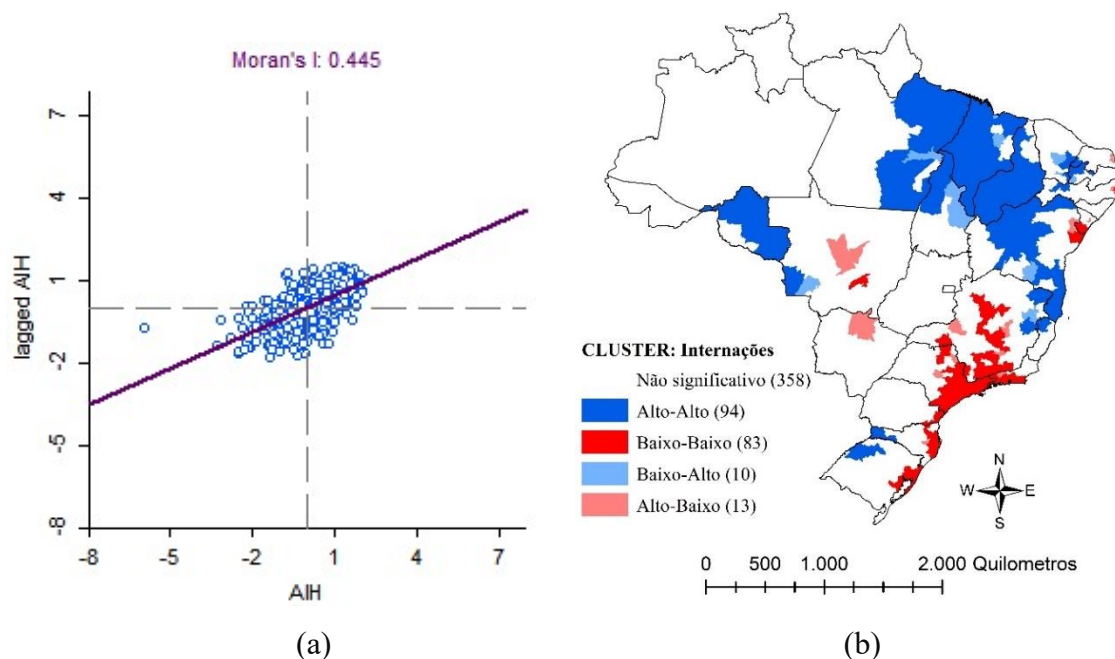


Figura 2.7 – Diagrama de Dispersão de I de Moran (a) e Mapa de Cluster LISA (b) das internações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2015

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

É possível visualizar ainda na Figura 2.7(b) a formação de algumas aglomerações Alto-Baixo (13) em todas as regiões do Brasil (em rosa), com exceção do norte do país, de forma que altos valores de internações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais estão circundadas por microrregiões com baixa quantidade dessa variável. Os clusters Baixo-Alto (10) estão localizados no Norte, Nordeste, Sudeste e Centro-Oeste (em azul claro), isto é, regiões com baixo número de internações de crianças por essas enfermidades estão circundadas por microrregiões com elevada quantidade dessa variável. Destaca-se que no Quadro 2.2A está apresentada a classificação das microrregiões brasileiras por *clusters* para 2015.

A próxima etapa da pesquisa consistiu na aplicação dos modelos econométricos espaciais²⁹ para analisar se os determinantes socioeconômicos, demográficos e de gestão em saúde são capazes de explicar espacialmente o fenômeno das internações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais. E também como ocorre esta interação espacial, a partir dos erros ou da variável internação, ambas defasadas espacialmente.

²⁹ As saídas do *software* GeodaSpace referente aos modelos clássico (MQO), SAR, SEM, SDM, SDEM e SLX estão apresentadas no Apêndice 3.

2.4.3 Resultados da dependência espacial global e local (especificações econométricas)

O primeiro passo para definir a interação da dependência espacial (isto é, se ela manifesta-se nos erros ou na variável interações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais), é estimar o modelo a partir do método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com matriz espacial. Os resultados, conforme Tabela 2.4, indicaram que os coeficientes são significativos e com sinal esperado. Referente ao diagnóstico da regressão, encontrou-se que o modelo explica 38% das variações dessas interações. O teste Jarque-Bera indica que os erros não são normais e os testes Breush-Pagan e Koenker-Basset mostram a presença de heterocedasticidade do modelo (erros do modelo não possuem variância constante). O modelo não possui indícios de multicolinearidade.

Os testes para autocorrelação espacial inferiram em um I de Moran Global dos resíduos significativo de 10,9, o que indica a existência de heterogeneidade espacial no modelo, bem como significância estatística nos testes focais $ML\rho$ (defasagem espacial na variável interações) e $ML\lambda$ (defasagem espacial nos erros). Estes resultados inferem que o modelo MQO não é o modelo mais adequado, sendo necessário incluir os efeitos espaciais.

Como já destacado na metodologia, os efeitos espaciais podem se manifestar no erro ou na variável dependente. Neste caso, dado o maior valor dos testes focal e robusto do modelo de defasagem na variável dependente ($ML\rho$ e $ML\rho^*$, nesta ordem) em comparação ao dos erros ($ML\lambda$ e $ML\lambda^*$, nesta ordem), inserir a defasagem espacial da variável dependente é o mais adequado para mensurar a relação entre as interações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais e os determinantes socioeconômicos, demográficos e de gestão nas microrregiões do Brasil em 2015.

Ao assumir não-normalidade dos erros e verificado presença de heterocedasticidade pelo método Mínimos Quadrados Ordinários (Tabela 2.4), os coeficientes e estatísticas com os resultados mais robustos para estimar o modelo SAR é o método dos Mínimos Quadrados em dois Estágios (MQ2E). Destaca-se que embora o modelo SEM não seja analisado no presente estudo, seus resultados são estimados pelo método Generalizado dos Momentos e estão apresentados no Apêndice 2 (Quadro 2.3A).

Tabela 2.4 – Resultados da regressão estimada por MQO para as internações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais, em logaritmo natural-LN, Microrregiões do Brasil, 2015

Variáveis	Coefficientes
Constante	-1,30**
Taxa de pobreza	0,46*
Esgoto inadequado	0,03**
Densidade demográfica	-0,05**
Leito Pediátrico	0,78*
Equipe da Estratégia Saúde da Família	0,07***
Diagnóstico da Regressão	
R-Quadrado	0,38
AIC	1374,73
Multicolinearidade	58,11
Jarque-Bera	672,63*
Breush-Pagan	73,86*
Koenker-Bassett	21,33*
Diagnóstico para autocorrelação espacial	
I de Moran (erro)	10,9*
ML ρ (defasagem)	112,56*
ML* ρ (defasagem)	11,66*
ML λ (erro)	110,43*
ML* λ (erro)	9,42*

Fonte: Resultados da Pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: *Significativo a 1%. **Significativo a 5%. *** Significativo a 10%.

Na Tabela 2.5 estão demonstrados os resultados econométricos do modelo SAR. A observância da defasagem espacial (ρ) confirma uma relação positiva e significativa entre a variável internações e sua defasagem espacial, ou seja, microrregiões com alto (baixo) nível de internações infantis por doenças infecciosas intestinais tendem a ser rodeadas por microrregiões com alto (baixo) quantidade desta variável. Além disto, ao não rejeitar a hipótese nula de não autocorrelação dos resíduos do teste Anselin-Kelejian, é confirmado que a heterogeneidade espacial do modelo foi corrigida, inferindo que o modelo SAR é apropriado para análise espacial dos efeitos das variáveis socioeconômicas, demográficas e de gestão sobre a variável dependente analisada.

Analisando os coeficientes da regressão, verificou-se que taxa de pobreza, esgoto inadequado, leito pediátrico e Equipe da Estratégia Saúde da Família apresentaram uma relação espacial global positiva com as internações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais. Logo, uma expansão em 10% nestas variáveis tendem a elevar essas internações de crianças menores de cinco anos em 3,2%, 0,2%, 6,3% e 0,8%, nesta ordem. Em contrapartida, a variável densidade demográfica teve uma relação negativa, em que a elevação desta variável em 10% diminui as internações em 0,4%.

Tabela 2.5 – Resultados do modelo econométrico espacial SAR, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2015

Variáveis	Coefficientes do Modelo SAR
Constante	-1,60*
Taxa de pobreza	0,32*
Esgoto inadequado	0,02***
Densidade demográfica	-0,04**
Leito Pediátrico	0,63*
Equipes da Estratégia Saúde da Família	0,08**
ρ (defasagem)	0,36*
Anselin-Kelejian	1,215
AIC	1.257,29

Fonte: Resultados da Pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: *Significativo a 1%. **Significativo a 5%. *** Significativo a 10%.

Para uma checagem adicional da robustez do modelo espacial e considerando que as regiões vizinhas podem ser afetadas não somente de forma global como também localmente, estimou-se o modelo de alcance local e global – *Spatial Durbin Model* (SDM) pelo método de Mínimos Quadrados em 2 Estágios e o de alcance local *Spatial Lag of X* (SLX), a partir dos Mínimos Quadrados Ordinários. Destaca-se que o modelo *Spatial Durbin Error Model* (SDEM) embora não analisado na presente pesquisa em razão da defasagem no erro não ser o mais adequado (como verificado na Tabela em 2.4), os resultados da estimação pelo Método Generalizado dos Momentos encontram-se no Apêndice (Quadro 2.3A).

No modelo SDM (Tabela 2.5), a análise do teste Anselin-Kelejian infere-se que esse modelo ainda possui resquícios de autocorrelação espacial dos erros, dado a rejeição da hipótese nula (não autocorrelação dos erros). Porém, ao observar o critério AIC dos modelos SAR (Tabela 2.5), SDM e SLX (Tabela 2.6), pode-se afirmar que o melhor ajuste ocorre a partir daquele que apresenta o menor valor AIC. Logo, o modelo mais adequado para representar os determinantes das internações hospitalares foi o *Spatial Durbin Model* (SDM) - modelo de alcance local e global – o qual agrega as defasagens na variável dependente e nas variáveis explicativas. Pode-se inferir que o modelo SDM mesmo não incorporando totalmente a autocorrelação dos resíduos é robusto para análise.

Na Tabela 2.6 (modelo SDM), observou-se uma autocorreção global e local positiva e significativa da variável dependente defasada (ρ). A significância estatística dessa variável infere que um aumento em 10% das internações por doenças infecciosas nas microrregiões vizinhas expande as internações por este tipo de enfermidade em 12,6% na microrregião de análise.

Por sua vez, os coeficientes defasados da taxa de pobreza monetária (W_Taxa de Pobreza) e do leito pediátrico (W_Leito Pediátrico) na vizinhança afetam negativamente as internações

hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais na região de interesse. Isto é, um aumento em 10% nessas variáveis explicativas nas microrregiões vizinhas, diminuem as internações em 6,8% e 8%, nesta ordem na microrregião em análise.

Tabela 2.6– Resultados dos modelos econométricos espaciais SDM e SLX, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2015

Variáveis	Coeficientes modelo	
	SDM	SLX
Constante	-0,44	-1,52***
Taxa de Pobreza	0,62*	0,68*
Esgoto inadequado	-0,00*	0,01
Densidade demográfica	-0,02	-0,01
Leito Pediátrico	0,53	0,65*
Equipe da Estratégia Saúde da Família	0,04	0,04
W_Taxa de Pobreza	-0,68*	-0,32**
W_Esgoto inadequado	0,02	0,04
W_Densidade demográfica	0,03	-0,06***
W_Leito Pediátrico	-0,80*	0,44*
W_Equipe da Estratégia Saúde da Família	-0,03	0,09
W_Internações	1,26*	
Anselin-Kelejian	62,00*	
AIC	1.238,44	1.355,16

Fonte: Resultados da Pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: *Significativo a 1%. **Significativo a 5%. *** Significativo a 10%.

Quando observado o modelo SLX, confirma-se uma relação negativa entre variáveis defasadas da taxa de pobreza (W_Taxa de Pobreza) e da densidade demográfica (W_Densidade demográfica) com o número de internações hospitalares na microrregião em análise. Assim, uma elevação em 10% nestas variáveis nas microrregiões vizinhas reduzem em 3,2% e 0,6%, nesta ordem, as internações hospitalares na microrregião analisada. Evidenciou-se também uma relação global e local positiva entre o determinante leito pediátrico defasado (W_Leito Pediátrico) e as internações hospitalares, onde um aumento de 10% desta variável nas microrregiões vizinhas gera uma expansão de 4,4% nas enfermidades na microrregião em análise.

Após confirmada a interação espacial global e local entre a variável dependente e os seus determinantes, na próxima seção apresenta-se uma análise local mediante aplicação do modelo de Regressão Ponderada Geograficamente, que fornece respostas localizadas para cada microrregião individualmente, minimizando os erros estruturais.

2.4.4 Resultados da dependência espacial local (modelo GWR)

Na Tabela 2.7 estão apresentados os resultados das regressões globais e locais dos modelos GWR sem defasagem espacial, SAR, SDM e SLX. Os modelos com aspecto local viabiliza uma resposta exclusiva para cada microrregião brasileira analisada, enquanto que o modelo global fornece uma resposta média para todas as microrregiões conjuntamente. Observou-se pelo menor critério AIC e maior R^2 (coeficiente de determinação) das regressões locais em comparação aos de alcance global em todos os modelos, que a estimação por GWR é mais apropriada. Ademais o teste F infere que esse último apresentou melhora em comparação aos modelos espaciais globais e locais, ao nível de 1% de significância.

Tabela 2.7 – Resultados do modelo GWR, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2015

Modelo	Regressão	AIC	Teste F	R^2
GWR sem defasagem espacial ¹	Global	1.376,72	-	0,38
	Local	1.198,87	3,71*	0,65
SAR ²	Global	1.257,29	-	0,50
	Local	1.181,66	2,52*	0,65
SDM ³	Global	1.238,44	-	0,53
	Local	1.232,42	1,90*	0,66
SLX ⁴	Global	1.355,16	-	0,42
	Local	1.187,88	3,30*	0,68

Fonte: Resultados da Pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota¹: Foi utilizado modelo Kernel gaussiano bi-quadrado adaptativo. O método para seleção da largura ideal da banda foi a partir de seção *Gold*, sendo o tamanho da banda designada ¹97; ²134; ³175; ⁴138.

Nota²: *Significativo a 1%. **Significativo a 5%. *** Significativo a 10%.

Na escolha do modelo a ser desenvolvido para análise ponderada geograficamente observou-se o menor critério AIC. Desta forma, a seleção indicou a análise do modelo SAR (AIC=1181,66) que capta a defasagem na variável dependente.

Na Tabela 2.8 estão apresentados os resultados da variabilidade geográfica (coeficientes locais – quantil inferior e superior e a diferença de critério) das variáveis explicativas dos modelos SAR (considera a variável dependente defasada). A partir das estimações foi possível constatar o efeito dos coeficientes locais (valores baixo, médio, alto e não significativos) das 588 microrregiões do Brasil para os determinantes que apresentaram variação geográfica, conforme demonstrado na Figuras 2.8 - mapas (a) até (c).

Tabela 2.8 – Coeficientes locais e diferença de critério do modelo SAR estimado por GWR, em logaritmo natural-LN, Microrregiões do Brasil, 2015

Variável	Média	Quantil inferior	Quantil Superior	Diferença de Critério
Modelo SAR				
Constante	0,288	-2,695	2,017	-1257,135*
Taxa de Pobreza	0,114	-0,001	0,380	-1070,603*
Esgoto inadequado	0,020	0,002	0,051	5,386
Densidade demográfica	-0,088	-0,137	-0,052	6,761
Leito pediátrico	0,665	0,511	0,793	-8,669*
Equipe da Estratégia Saúde da Família	0,012	-0,037	0,089	5,971
W_Internações	0,449	0,362	0,546	-110,631*

Fonte: Resultados da Pesquisa (2019). Elaboração própria.

Nota1: Os coeficientes dos modelos SAR e SLX que estão destacados em negrito apresentaram variabilidade geográfica.

Nota2: *Significativo estatisticamente por ser negativo e maior que 2 em módulo (GWR USER MANUAL, 2016).

Para o modelo SAR apresentam-se as variáveis explicativas que apresentaram variabilidade geográfica, destacando: taxa de pobreza monetária, leito pediátrico e internações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais defasada. Na representação da Figura 2.8, as variáveis que possuem coeficientes locais positivos são identificadas pela cor laranja e a não significância estatística pela cor branca.

Na Figura 2.8(a) verifica-se que o efeito espacial da taxa pobreza monetária foi positivo (conforme esperado), isto é, um crescimento da pobreza nessas regiões poderia exercer um forte efeito local no número de internações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais. As microrregiões com significância estatística e maior impacto (coeficientes altos) foram verificadas no Rio Grande do Norte (8), Bahia (4), Paraíba (2) e Pernambuco (1).

No que se refere ao leito pediátrico (Figura 2.8b), observou-se que, com exceção de grande parte da região Norte e do Centro-Oeste, esse determinante apresentou coeficientes locais significativos em áreas do Sul, Sudeste e Nordeste do Brasil. Considerando seu efeito local positivo, tem-se que uma expansão na quantidade de leitos nas áreas destacadas poderia gerar um crescimento das internações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais. A maior intensidade desse condicionante pode ser evidenciada nas microrregiões pertencentes as regiões Sul, no Rio Grande do Sul (7) e Santa Catarina (10). Também é verificado alto coeficiente do leito pediátrico na região Sudeste, em São Paulo (25), Minas Gerais (30), Rio de Janeiro (18) e Espírito Santo (7) e no Nordeste, no Ceará (2). Os coeficientes médios e baixos estão localizados em todas as regiões do Brasil.

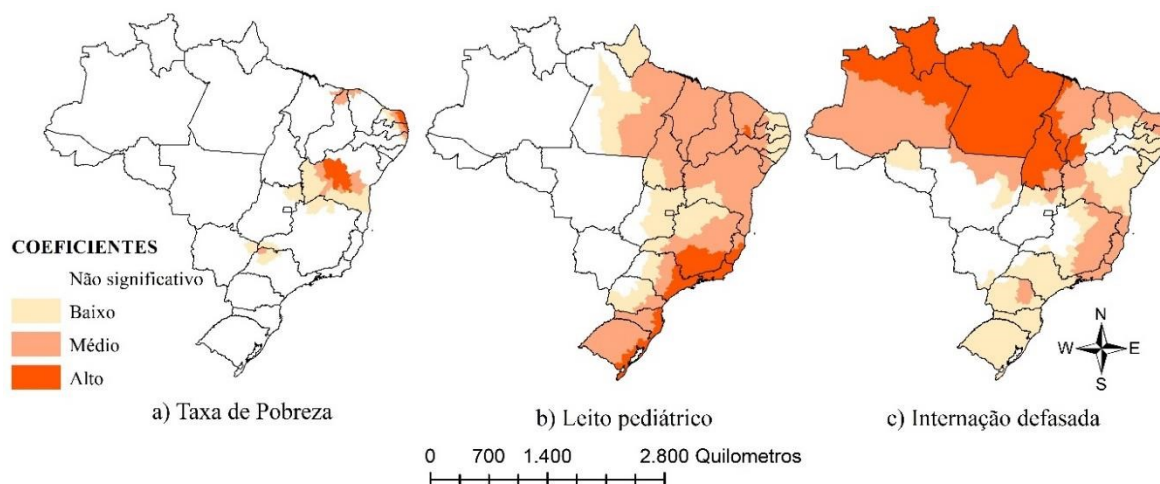


Figura 2.8 – Efeito dos coeficientes locais significativos para o modelo SAR, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2015

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: Considerando Teste $t_c = 1,96$, ao nível de significância de 5%.

Na Figura 2.8(c), observou-se que o efeito espacial local das internações hospitalares defasada é positivo (conforme esperado), isto é, um crescimento das internações das microrregiões vizinhas pode influenciar o comportamento das internações da microrregião em questão. O maior efeito deu-se nas microrregiões pertencentes as Unidades Federativas de Tocantins (10), Pará (19), Amapá (4), Roraima (4), Maranhão (4), Amazonas (7) e Piauí (2).

2.4.5 Discussão

A partir dos resultados do presente estudo, verificou-se a existência de autocorrelação espacial das internações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais entre as microrregiões do Brasil em 2015. Os *clusters* no padrão Alto-Alto estão localizados, principalmente, em áreas do Nordeste e Norte do país. Já do tipo Baixo-Baixo encontram-se em microrregiões do Sul e do Sudeste.

Os estudos de Alam et al. (1989), Williams et al. (2004), Checkley et al. (2004), Wagstaf et al. (2004) e Deaton (2017) destacam que fatores (socioeconômicos, demográficos, de serviços de saúde, entre outros) relacionados a qualidade de vida das crianças podem explicar as discrepâncias no comportamento das internações por doenças infecciosas, inclusive as intestinais. Essas enfermidades são passíveis de prevenção e tendem a estar concentradas em áreas menos desenvolvidas e mais carentes socialmente. No caso do Brasil, Paes e Silva (1999), Heller, Colosimo e Antunes (2003), Rodrigues (2007), Paz, Almeida e Günther, (2012), Rasella (2013) e Camargo-Cruz (2017) afirmam que a precarização dos condicionantes supracitados estão localizados, principalmente, nos estados e municípios do Norte e Nordeste do país. Esse

fato contribui para a expansão da incidência e morbidade por essas doenças em crianças, o que também pode ser observado nessa pesquisa.

Neste estudo, a taxa de pobreza monetária mostrou, em 2015, associação positiva com o número de internações infantis por doenças infecciosas intestinais, tanto nos modelos globais e locais (características gerais das microrregiões brasileiras) quanto no estritamente local (Regressão Ponderada Geograficamente). O modelo local apontou um alto efeito desse determinante socioeconômico em regiões mais pobres, localizadas sobretudo no Norte e Nordeste do Brasil. Além disso, quanto mais alta tende a ser a taxa de pobreza das microrregiões vizinhas, maior pode ser a quantidade dessas internações na microrregião analisada.

Os achados referente a taxa de pobreza vão de encontro a literatura teórica abordada na presente pesquisa (SEN, 1999, 2010; GALASSO; UMAPATHI, 2009; BARUFI; HADDAD; PAEZ, 2012; DE SOUSA et al., 2016; CARAZZA; SILVEIRA NETO, 2017; DEATON, 2017); bem como, com os resultados empíricos do estudo de Alam et al. (1989) e Rasella (2013). Esses autores, em geral, destacam que a condição de pobreza em uma localidade permite mais facilmente a proliferação de infecções (como diarreia, intestinais, respiratórias), devido as suas condições de vida mais precárias (saneamento inadequado, água não tratada, dificuldade de acesso a hospitais); e isso pode implicar em crescimento no número de casos dessas doenças.

Com relação ao esgoto inadequado, tem-se que esse fator pode expandir a morbimortalidade infantil por doenças infecciosas intestinais, pois o destino inapropriado das fezes do domicílio auxilia na proliferação dessas enfermidades, e conseqüentemente, nas internação hospitalares. Os resultados da presente pesquisa estão em consonância com os estudos de Sommer e Woodward (1972), Checkley et al. (2004); Berendes et al. (2017), Heller, Colosimo e Antunes (2003), Rodrigues (2007), Paz, Almeida e Gunther (2012), Rasella (2013) e Torres et al. (2013), pois a relação espacial entre esse determinante e as internações de crianças menores de cinco anos por essas enfermidades se mostrou positiva, sendo observada dependência espacial global e local para o ano de 2015. Essa relação corrobora com a associação esperada, no qual a maior quantidade de casos desse tipo de doença está relacionada as piores condições de saneamento básico. Esse fato pode ser explicado em virtude dessas enfermidades terem um efeito contágio – transmissão ocorre de pessoa para pessoa ou pela água não tratada. Assim, a proximidade espacial auxiliam na proliferação das doenças entre seus vizinhos, como também verificado por Perez-Heydrich et al. (2013).

A densidade demográfica, por outro lado, demonstrou associação espacial negativa com as internações infantis por doenças intestinais. Ou seja, quanto maior a quantidade de pessoas

por km², menor tendem a ser as internações por essa enfermidade. Em sentido contrário, Torres et al. (2013) identificou que os altos níveis de hospitalizações por um tipo de doença infecciosa intestinal (diarreia) em crianças de 0 a 4 anos, no município de Itaboraí (Rio de Janeiro), estavam em regiões com maiores aglomerações populacionais e melhores condições de vida, devido a densidade populacional facilitar a proliferação de doenças infecciosas (como as intestinais) de pessoa para a pessoa. Por outro lado, segundo Barcellos et al. (1998), Hoffmann (2015) e Calvo et al. (2016), localidades mais povoadas tendem a usufruir de melhores acesso e qualidade nos serviços de saneamento e de saúde, logo a aglomeração de pessoas pode levar a uma redução da morbimortalidade hospitalar por agravos infecciosos, como verificado neste trabalho.

A oferta de serviço de saúde na Atenção Terciária, representada na presente pesquisa pelo número de leitos pediátricos nos hospitais do SUS, apresentou relação positiva com as internações infantis, conforme esperado. Isto é, o aumento na quantidade desse tipo de leitos tende a elevar o número de hospitalizações de crianças menores de cinco anos por doenças infecciosas intestinais. Este efeito é corroborado pelos resultados do modelo local, o qual indicou que as localidades com alto coeficiente estão situadas no Sul e Sudeste brasileiro, principalmente, nas microrregiões litorâneas e metropolitanas. Ainda, a oferta desses leitos nas microrregiões vizinhas levam a uma expansão das internações na microrregião de análise. Estes achados estão em consonância com o estudo de Pazó et al. (2017). Esses autores afirmam que a agilidade de acesso aos recursos secundários (como os leitos para internação) e a facilidade dos médicos em induzir o paciente a internação, podem induzir ao crescimento do registro de hospitalizações em virtude da maior oferta deste serviço.

Na mesma direção, a Atenção Primária retratada neste estudo pelas Equipes da Estratégia Saúde da Família possui relação positiva e significativa com as internações infantis por doenças infecciosas intestinais. Esses resultados vão ao encontro dos achados por Rasella (2013), que evidenciou uma relação negativa entre diarreia (um tipo de doença infecciosa intestinal) e o programa Estratégia Saúde da Família. Segundo o autor supramencionado, o caráter de prevenção do programa e o acompanhamento das famílias e crianças por equipes de saúde levariam a redução do número de casos da doença analisada.

Por outro lado, as doenças infecciosas intestinais retratadas pela quantidade de internação podem aumentar, como na presente pesquisa, decorrente da oferta de serviços de atenção primária dada pelas equipes do Estratégia Saúde da Família. O acesso ao atendimento e orientações das equipes de profissionais auxilia na detecção precoce das doenças e no encaminhamento aos hospitais. Este fato auxilia no geofereciamento dos casos e conseqüente,

pode aumentar o número de registros de internações infantis por essas doenças (OLIVEIRA; GONÇALVES; PIRES, 2011; GUANAIS, 2013; RASELLA, 2013; FARIA; SANTANA, 2016; REIS, 2014; SANTOS; JACINTO, 2017).

2.5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este ensaio analisou os determinantes espaciais globais e locais (socioeconômicos, demográfico e de gestão em saúde) das internações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais das microrregiões do Brasil, no ano de 2015. Foram utilizadas as técnicas geoespaciais mediante Análise Exploratória em Dados Espaciais (AEDE) e Econometria Espacial com apresentação de modelos globais e locais, e estritamente locais- Regressão Ponderada Geograficamente.

Os resultados encontrados inferiram na confirmação da existência de autocorrelação espacial entre as microrregiões do país, com associação Alto-Alto localizadas no Norte e Nordeste, e aglomerações Baixo-Baixo situadas, principalmente na parte litorânea, no Sul e Sudeste brasileiro. Observou-se que a taxa de pobreza monetária, esgotamento inadequado, acesso a atenção primária (Estratégia Saúde da Família) e terciária (leito pediátrico) podem levar ao aumento das internações; enquanto a densidade demográfica colaboram no sentido de reduzir as internações por doenças infecciosas intestinais. O impacto da vizinhança também foi verificado pela significância da variável defasada espacialmente internações por doenças infecciosas intestinais.

Portanto, atenta-se que as internações hospitalares por doenças infecciosas intestinais, podem ser reduzidas ou eliminadas ao fornecer um padrão de vida mínimo a população, com melhoras em indicadores sociais e econômicos. Além disto, o acesso a bens e serviços de saúde também são fatores que influenciam na qualidade de vida da criança. As diferenças geográficas, com destaque para as regiões mais precárias do Norte e Nordeste brasileiro, podem refletir as discrepâncias da qualidade de vida e as inequidades na oferta de serviços de saúde em todo o país. Neste sentido, políticas públicas que visem a melhora da qualidade de vida em todas as regiões de forma igualitária podem auxiliar no desenvolvimento saudável das crianças e evitar a perda de capital humano para o país, e conseqüentemente, auxiliam nas condições econômica e individual da população infantil.

Por fim, enfatiza-se que este trabalho contribuiu no sentido de fornecer informações aos formuladores de políticas públicas de quais fatores (sociais, econômicos, demográfico e de gestão) auxiliam para reduzir as internações infecciosas intestinais em crianças menores de

cinco anos - as quais são responsáveis por afetar parte expressiva das internações desta faixa etária. Além disto, pela análise regional, foi possível direcionar as localidades com associações espaciais, e indicar as áreas de maior precarização e suas relações com a vizinhança, o que visa orientar políticas focalizadas.

Em termos de pesquisa futura, recomenda-se a análise temporal a fim de se ter conhecimento do comportamento dos determinantes ao longo dos anos. Além disto, variáveis que reflitam as mudanças climáticas são interessantes para serem agregadas no modelo, pois a redução das chuvas e aumento da temperatura ocorrente nos últimos anos facilitam a proliferação de bactérias e protozoários. Esse fato pode aumentar a incidência das doenças infecciosas intestinais e possíveis complicações mais graves- como a internação ou mortalidade.

REFERÊNCIAS

AQUINO, R., DE OLIVEIRA, N. F. e BARRETO, M. L. Impact of the family health program on infant mortality in Brazilian municipalities. **American Journal of Public Health**, v. 99, n. 1, p. 87-93, 2009.

ALAM, N. et al. Mothers' personal and domestic hygiene and diarrhoea incidence in young children in rural Bangladesh. **International journal of epidemiology**, v. 18, n. 1, p. 242-247, 1989.

ALMEIDA, E. *Econometria Espacial Aplicada*. 1. ed. São Paulo: **Alínea**, 2012.

ANSELIN, L.. *Exploring spatial data with GeoDaTM: a workbook*. **Center for spatially integrated social science**, 2005.

ANSELIN, L.; REY, S. J. Perspectives on spatial data analysis. In: **Perspectives on Spatial Data Analysis**. Springer, Berlin, Heidelberg, 2010. p. 1-20.

ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Springer Science & Business Media, 2013.

BALLER, R. D. et al. Structural covariates of US county homicide rates: incorporating spatial effects. **Criminology**, v. 39, n. 3, p. 561-588, 2001.

BARCELLOS, C.; BASTOS, F. I. Geoprocessamento, ambiente e saúde: uma união possível? **Cadernos de Saúde Pública**, v. 12, p. 389-397, 1996.

BARCELLOS, C. et al. Inter-relacionamento de dados ambientais e de saúde: análise de risco à saúde aplicada ao abastecimento de água no Rio de Janeiro utilizando Sistemas de Informações Geográficas. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 14, p. 597-605, 1998.

BARUFI, A. M.; HADDAD, E.; PAEZ, A.. Infant mortality in Brazil, 1980-2000: A spatial panel data analysis. **BMC public health**, v. 12, n. 1, p. 181, 2012.

BASTOS, S. Q. A; GOMES, B. S. M. Distribuição dos profissionais de saúde: uma análise para os estados brasileiros, 2010. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 8, n. 2, p. 109-122, 2015.

BERENDES, D. et al. Household sanitation is associated with lower risk of bacterial and protozoal enteric infections, but not viral infections and diarrhoea, in a cohort study in a low-income urban neighbourhood in Vellore, India. **Tropical Medicine & International Health**, v. 22, n. 9, p. 1119-1129, 2017.

BLACK, M. M. et al. Early childhood development coming of age: science through the life course. **The Lancet**, v. 389, n. 10064, p. 77-90, 2017.

BRANCO, D. K. S.; BERMÚDEZ, B. C.; LIMA, J. E. d.. Avaliação do efeito do pacto pela redução da mortalidade infantil no Nordeste e Amazônia Legal. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.47, n. 2, 2017

BRASIL. **Ministério da Saúde**- Departamento de Informática do SUS. Morbidade Hospitalar do SUS, 2018. Disponível em: <http://datasus.saude.gov.br>. Acesso em: outubro 2018.

BRASIL. **Secretaria Especial do Desenvolvimento Social**, 2015. Disponível em: <http://mds.gov.br/assuntos/cadastro-unico/o-que-e-e-para-que-serve>. Acesso em: outubro 2019.

BRASIL. **Ministério da Cidadania**- Visualizador de Dados Sociais 2015. Disponível em: <https://aplicacoes.mds.gov.br/sagi/vis/data/home.php>. Acesso em: outubro 2018.

BRITES, M. et al. Pobreza feminina nas grandes regiões brasileiras (2012): uma aplicação do método Alkire Foster (AF). **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, Brasília, v. 17, n. 1, p. 81-100, 2017.

CALVO, M. C. M. et al. Estratificação de municípios brasileiros para avaliação de desempenho em saúde. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 25, p. 767-776, 2016.

CAMARGO-CRUZ, P. E. A. Distribuição espacial-temporal das internações por doenças infecciosas intestinais no estado de São Paulo, para a faixa etária de 5 a 14 anos, entre 2001 e 2010. **Atas de Saúde Ambiental-ASA**, v. 5, n. 1, p. 85-104, 2017.

CANCIAN, V.; VIDIGAL, V. G.; VIDIGAL, C. B. R. Pobreza e desigualdade de renda nos municípios da região sul do Brasil: uma análise espacial. **XVI Encontro de Economia da Região Sul (ANPEC SUL)**, Curitiba, 2013.

CARAZZA, L. E. B. SILVEIRA NETO, R. D. M. S. et al. Renda e desigualdade regional na saúde infantil: um estudo empírico para as regiões metropolitanas brasileiras. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 48, n. 3, p. 9-24, 2017.

CHARLTON, M.; FOTHERINGHAM, S.; BRUNSDON, C. Geographically weighted regression. **White paper. National Centre for Geocomputation. National University of Ireland Maynooth**, 2009.

CHAUDRY, A.; WIMER, C. Poverty is not just an indicator: the relationship between income, poverty, and child well-being. **Academic pediatrics**, v. 16, n. 3, p. S23-S29, 2016.

CHECKLEY, W. et al. Effect of water and sanitation on childhood health in a poor Peruvian peri-urban community. **The Lancet**, v. 363, n. 9403, p. 112-118, 2004.

DALL'ERBA S. Methods: Exploratory Spatial Data Analysis. **International Encyclopedia of Human Geography**, v. 3, P. 683-690, 2009.

DA SILVA FERREIRA, T. R.; MARIN, S. R.. Pobreza multidimensional feminina: Uma aplicação do método Alkire-Foster (AF) nas grandes regiões brasileiras nos anos de 2001 e 2011. **Pesquisa e Debate**, v. 27, n. 1, p. 174, 2016.

DE LIMA, V. M. A.; CALDARELLI, C. E.; DA CAMARA, M. R. G.. Análise do desenvolvimento municipal paranaense: uma abordagem espacial para a década de 2000. **Economia e Desenvolvimento**, v. 26, n. 1, 2014.

DE SOUSA, J. S. et al. Estimaco e Anlise dos Fatores Determinantes da Reduo da Taxa de Mortalidade Infantil no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 10, n. 2, p. 140-155, 2016.

DEATON, A. A grande sada: sade, riqueza e as origens da desigualdade. Rio de Janeiro: **Intrnseca**, 2017.

FARIA, R. Geografia da mortalidade infantil do Brasil: variaoes espaciais e desigualdades territoriais. **GEOUSP: Espaço e Tempo (Online)**, v. 20, n. 3, p. 602-618, 2016.

FARIA, R.; SANTANA, P. Variaoes espaciais e desigualdades regionais no indicador de mortalidade infantil do estado de Minas Gerais, Brasil. **Sade e Sociedade**, v. 25, p. 736-749, 2016.

FLORAX, R. J.; FOLMER, H.; REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. **Regional Science and Urban Economics**, v. 33, n. 5, p. 557-579, 2003.

FOLLAND, S.; GOODMAN, A.C; STANO, M. **The economics of health and health care**. Vol. 6. Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall, 2007.

FOTHERINGHAM, A. S.; CHARLTON, M. E.; BRUNSDON, C. Geographically weighted regression: a natural evolution of the expansion method for spatial data analysis. **Environment and planning A**, v. 30, n. 11, p. 1905-1927, 1998.

FREITAS, M. V. de; CABRAL, J. de. Anlise de Convergncia Local dos Gastos Municipais em Sade: 2003-2008. **Revista de Desenvolvimento Econmico**, v. 13, n. 24, p. 115-127, 2011.

JENNINGS, V.; LARSON, L.; YUN, J. Advancing sustainability through urban green space: Cultural ecosystem services, equity, and social determinants of health. **International Journal of environmental research and public health**, v. 13, n. 2, p. 196, 2016.

GALASSO, E.; UMAPATHI, N. Improving nutritional status through behavioural change: lessons from Madagascar. **Journal of development Effectiveness**, v. 1, n. 1, p. 60-85, 2009.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. Pearson Education Limited, 2012.

GROSSMAN, M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. **Journal of Political Economy**. v. 80, n. 2, p. 223-255, 1972.

GROSSMAN, M. The human capital model. In: **Handbook of health economics**. Elsevier, 2000. p. 347-408.

GUANAIS, F. C. The combined effects of the expansion of primary health care and conditional cash transfers on infant mortality in Brazil, 1998-2010. **American Journal of Public Health**, v. 103, n. 11, p. 2000-2006, 2013.

GWR USER MANUAL. **Windows Application for Geographically Weighted Regression Modelling**, 2016.

HELLER, L.; COLOSIMO, E. A.; ANTUNES, C. M. F. Environmental sanitation conditions and health impact: a case-control study. **Revista da Sociedade Brasileira de Medicina Tropical**, v. 36, n. 1, p. 41-50, 2003.

HENRIQUE, F.; CALVO, M. C. M. Avaliação do Programa Saúde da Família nos municípios do estado de Santa Catarina, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 24, p. 809-819, 2008.

HOFFMANN, J. F. Situação da saúde no RS. **Revista Estudos de Planejamento**, n. 3, P. 60-65, 2015.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Evolução e perspectivas da mortalidade infantil no Brasil. **Texto de discussão**, n. 2. Rio de Janeiro, 1999.

KARIMI, M.; BRAZIER, J. Health, health-related quality of life, and quality of life: what is the difference? **Pharmacoeconomics**, v. 34, n. 7, p. 645-649, 2016.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. **Introduction to spatial econometrics**. CRC Press, Boca Raton, 2009.

LEAL, M. do C. et al. Determinantes do óbito infantil no Vale do Jequitinhonha e nas regiões Norte e Nordeste do Brasil. **Revista de Saúde Pública**, v. 51, n. 12, p. 1-9, 2017.

LU, B. et al. Geographically weighted regression with a non-Euclidean distance metric: a case study using hedonic house price data. **International Journal of Geographical Information Science**, v. 28, n. 4, p. 660-681, 2014.

MACINKO, J.; GUANAIS, F. C.; DE SOUZA, M. D. F. M. Evaluation of the impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990–2002. **Journal of Epidemiology & Community Health**, v. 60, n. 1, p. 13-19, 2006.

OLIVEIRA, H. M.; GONÇALVES, M. J. F.; PIRES, R. O. M.. Caracterização da estratégia saúde da família no estado do Amazonas, Brasil: análise da implantação e impacto. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 27, p. 35-45, 2011.

OXFORD POVERTY AND HUMAN DEVELOPMENT INITIATIVE (OPHI). **Global Multidimensional Poverty Index 2018: The Most Detailed Picture To Date of the World's Poorest People**. University of Oxford, UK, 2018.

PAES, N. A.; SILVA, L. A.. Doenças infecciosas e parasitárias no Brasil: uma década de transição. **Revista Panamericana de Salud Pública**, v. 6, p. 99-109, 1999.

PAZ, M. G. A.; ALMEIDA, M. F.; GÜNTHER, W. M. R.. Prevalência de diarreia em crianças e condições de saneamento e moradia em áreas periurbanas de Guarulhos, SP. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 15, p. 188-197, 2012.

PAZÓ, R.G. et al. Panorama das internações por condições sensíveis à atenção primária no Espírito Santo, Brasil, 2000 a 2014. **Revista Brasileira de Medicina de Família e Comunidade**, v. 12, n. 39, p. 1-12, 2017.

PEDRAZA, D. F.; QUEIROZ, D. de; SALES, M. C.. Doenças infecciosas em crianças pré-escolares brasileiras assistidas em creches. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 19, p. 511-528, 2014.

PENNA, K. E. D. V. N.. Testes HEGY de raízes unitárias sazonais: efeitos de observações atípicas, erros de medida e quebras estruturais. **Dissertação** (Mestrado em Estatística)- Instituto de Matemática e Estatística, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2009.

PEREZ-HEYDRICH, C. et al. Social and spatial processes associated with childhood diarrheal disease in Matlab, Bangladesh. **Health & place**, v. 19, p. 45-52, 2013.

RAMALHO, W. M.. Desigualdades socioeconômicas e espaciais da mortalidade infantil no Brasil e Distrito Federal. **Tese de Doutorado** (Medicina Tropical). Brasília, 2014.

RASELLA, D.. Impacto do Programa Água para Todos (PAT) sobre a morbi-mortalidade por diarreia em crianças do Estado da Bahia, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 29, p. 40-50, 2013.

REIS, M. Public primary health care and children's health in Brazil: evidence from siblings. **Journal of Population Economics**, v. 27, n. 2, p. 421-445, 18 ago. 2014.

ROCHA, R.; FERNANDES, L. M. S.. O Impacto das Unidades de Pronto Atendimento (UPAs) 24h sobre indicadores de mortalidade: evidências para o Rio de Janeiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.46, n. 3, 2016.

RODRIGUES, M. B. Distribuição espacial da Mortalidade Infantil por Doenças Infecciosas e Parasitárias (DIP) em Jaboatão dos Guararapes – PE. 2007. **Dissertação** (Mestrado em Saúde Pública) - Centro de Pesquisas Aggeu Magalhães, Fundação Oswaldo Cruz, Recife, 2007.

RONCALLI, A. G.; LIMA, K. C. de. Impacto do Programa Saúde da Família sobre indicadores de saúde da criança em municípios de grande porte da região Nordeste do Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 11, p. 713-724, 2006.

SANTOS, A. M. A.; JACINTO, P. A.. O Impacto do Programa Saúde da Família Sobre a Saúde das Crianças da Área Rural do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 55, n. 2, p. 227-246, 2017.

SANTOS, S. M.; NORONHA, C. P. Padrões espaciais de mortalidade e diferenciais sócio-econômicos na cidade do Rio de Janeiro. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 17, p. 1099-1110, 2001.

SEN, A.. Health in development. **Bulletin of the World Health Organization**, v. 77, n. 8, p. 619, 1999.

SEN, A.. **Desenvolvimento como liberdade**. Editora Schwarcz S.A, São Paulo, 2010.

SWEENEY, K. et al. A health system–based investment case for adolescent health. **Journal of Adolescent Health**, v. 65, n. 1, p. S8-S15, 2019.

SOMMER, A.; WOODWARD, W. E. The influence of protected water supplies on the spread of classical/Inaba and El Tor/Ogawa cholera in rural East Bengal. **The Lancet**, v. 300, n. 7785, p. 985-987, 1972.

SOUZA, E.R. de; JORGE, M.H.P. de M. Impacto da violência na infância e adolescência brasileiras: magnitude da morbimortalidade. In: LIMA, C.A. et al. (Coord.). **Violência faz mal à saúde**. Brasília: Ministério da Saúde, 2006. p.23-28.

SOUZA, C.M. N. Relação Saneamento-Saúde-Ambiente: os discursos preventivista e da promoção da saúde. **Saude Soc.**, v. 16, n. 3, p.125-137, 2007.

UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME (UNDP). **Human Development Report 2016: Human Development for Everyone**, 2017. Disponível em: <http://www.br.undp.org/content/brazil/pt/home.html>. Acesso em 15/març./2019.

VANDEMOORTELE, J. Equity begins with children. **Global child poverty and well-being: Measurement, concepts, policy and action**, p. 39-53, 2012.

VENSON, A. H. Uma análise espacial do envio e recebimento de pacientes para internação nos municípios brasileiros em 2014. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 18, n. 1, 2018.

VERULAVA, T. Health capital, primary health care and economic growth. **Eastern Journal of Medicine**, v. 24, n. 1, p. 57-62, 2019.

TORRES, R. M. C. et al. Uso de indicadores de nível local para análise espacial da morbidade por diarreia e sua relação com as condições de vida. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 18, p. 1441-1450, 2013.

WAGSTAFF, A. et al. Child health: reaching the poor. **American journal of public health**, v. 94, n. 5, p. 726-736, 2004.

WICKHAM, S. et al. Poverty and child health in the UK: using evidence for action. **Archives of disease in childhood**, p. archdischild-2014-306746, 2016.

WILLIAMS, C. J. et al. Geographic correlation between deprivation and risk of meningococcal disease: an ecological study. **BMC public health**, v. 4, n. 1, p. 30, 2004.

WISE, P. H. Child poverty and the promise of human capacity: childhood as a foundation for healthy aging. **Academic pediatrics**, v. 16, n. 3, p. S37-S45, 2016.

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). Constitution of the World Health Organization. **Basic documents** (45th edition), Supplement, October 2006. Geneva: World Health Organization.

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). **State of Inequality**: Reproductive Maternal Newborn and Child Health: Interactive Visualization of Health Data. World Health Organization, 2015. Disponível em: <https://www.who.int/gho/publications/en/>. Acesso em 02 abril 2019.

APÊNDICE 1

Quadro 2.1A- Sistematização da literatura referente as pesquisas sobre doenças infecciosas intestinais em crianças e os seus fatores associados

Trabalhos internacionais								
Autor	Local	Idade	Objetivo	Variável		Método	Resultados	Conclusões
				Dependente	Controle			
Sommer e Woodward (1972)	Bengala, Índia- 1968-1969 e 1969-1970	2 a 11 anos	Realizar uma comparação entre a distância geográfica dos domicílios e a água potável com a incidência de cólera clássica e El Tor	Incidência de cólera clássica e El Tor	Distância entre a residência e o poço de água não contaminado	Identificação da proximidade geográfica	Para a cólera clássica os resultados foram significativos embora quando avaliado a cólera El-Tor a significância estatística não foi validada.	Os autores concluíram que fornecer suprimentos seguros de água potável embora seja eficaz na prevenção clássica, se mostra ineficaz contra o biótipo El Tor. Isto ocorre pois a cólera El Tor cólera é de contaminação intensa e por isso, necessita, para seu controle, de instalações mais complexas para descarte de resíduos.
Alam et al. (1989)	Teknaf, Bangladesh-1980 -1983	6 a 23 meses	Examinar o efeito da higiene pessoal e doméstica materna na incidência de diarreia em crianças de 6 a 23 meses de áreas rurais em torno de Teknaf, Bangladesh.	Incidência de diarreia	Tamanho do agregado familiar, educação e ocupação do chefe da família	Regressão logística múltipla	Os resultados apontaram que o uso da água limpa para beber, remover as fezes das crianças do quintal e lavagem das mãos materna diminuem a incidência anual de diarreia em 40%. Onde crianças pequenas têm as maiores taxas de ataque de diarreia durante o desmame que pode ser causado pela água suja e utensílios contaminados de alimentos ou pelas práticas anti-higiênicas da mãe.	Os autores concluíram que uma combinação de práticas de higiene pode reduzir significativamente as doenças diarreicas e melhorar a qualidade de vida em comunidades pobres. E que para reduzir doenças diarreicas deve-se combinar melhoria da água e do saneamento a melhora de higiene.
Checkley et al. (2004)	Lima, Peru - 1995-1998	0 a 35 meses	Avaliar os efeitos da água e do saneamento na saúde infantil em uma coorte de nascimentos de crianças peruanas.	Incidência de doenças diarreicas e prevalência de parasitas	Água e saneamento	Modelo linear log generalizado	Crianças com 24 meses de idade que tinham piores condições de fonte/armazenamento e saneamento tiveram 54% mais episódios de diarreia, embora não conduzam efeito em sua duração. E, crianças com acesso a pequenos recipientes de armazenamento de água tiveram 28% mais episódios de diarreia do que crianças de famílias com grandes recipientes.	Em conclusão, os autores destacam que há necessidade em melhorar a qualidade da água e saneamento em países em desenvolvimento pois fontes de água inadequadas aumentam a incidência de diarreia.
Perez-Heydrich et al. (2013)	Matlab, Bangladesh-1999-2003	0 a 5 anos	Abordar como as influências de parentesco e da interação entre pessoas afetam a incidência de doenças na infância	Incidência de diarreia	Influência de parentesco e interações entre pessoas e bairros	I de Moran e modelo espacial de lag com erros correlacionados	A incidência de diarreia na infância se agrupou de maneira significativa e o impacto do parentesco nesta variável foi significativo para apenas dois dos cinco anos (1999 e 2001)	Concluíram que o fator espaço torna-se relevante na análise da transmissão de doenças diarreicas, com destaque para fatores ambientais e sociais.
Berendes et al. (2017)	Vellure, Índia - 2010-2014	0 a 2 anos	Examinar as associações entre o saneamento doméstico e a infecção entérica, com resultados específicos da diarreia, em crianças de 0 a 2 anos de idade em um bairro urbano denso e de baixa renda.	Infecção entérica, bacteriana e protozoária; e diarreia	Saneamento domiciliar	Regressão de Poisson	Presença de banheiro impacta negativamente no risco à infecção entérica, bacteriana e por protozoários, e sem significância estatística na infecção diarreia e viral.	A infecção entérica pediátrica em razão do precário saneamento doméstico pode ter implicações importantes para a desnutrição, crescimento e desenvolvimento cognitivo, independentemente da diarreia.

Continua

Continuação

Trabalhos nacionais								
Autor	Local	Idade	Objetivo	Variável		Método	Resultados	Conclusões
				Dependente	Controle			
Paes e Silva (1999)	Grandes regiões do Brasil-1980	0 a 5 anos	Traçar o perfil da mortalidade por doenças infecciosas e parasitárias no Brasil e nos seus estados, por sexo e grupos etários, na década de 1980	Mortalidade infantil por doença infectocontagiosa	Padrão espacial	Mapeamento geográfico	Crianças menores de 1 ano são as mais vulneráveis à morrer e que embora ocorra uma queda na taxa de mortalidade infantil, há um padrão espacial persistente com as maiores taxas localizadas no Norte e Nordeste.	Em suma, conclui-se que a ocorrência de anos perdidos por doenças de baixo custo e fácil prevenção ainda são relevantes no Brasil. Uma alternativa é a expansão da cobertura médica e da atenção primária para toda população.
Heller, Colosimo e Antunes (2003)	Betim, Minas Gerais - 1993-1994	0 a 5 anos	Estudar o impacto das condições de saneamento ambiental e de práticas higiênicas sobre a ocorrência de diarreia entre crianças da área urbana	Ocorrência de diarreia	Saneamento ambiental e de práticas higiênicas	Regressão múltipla logística	Higienizar frutas e vegetais, acesso a água e esgoto, coleta do lixo, disposição das fezes de fraldas diminuem a ocorrência de diarreia.	Concluem que a ocorrência e transmissão da diarreia infantil possui múltiplas causas mas que podem ser minimizadas pela implementação de medidas de saneamento e programas de educação de higiene.
Rodrigues (2007)	Jaboatão dos Guararapes, Pernambuco-2000-2004	0 a 1 ano	Estudar a distribuição espacial da mortalidade infantil por doenças infecciosas e parasitárias (entre elas as infecciosas intestinais) em Jaboatão dos Guararapes e sua relação com o indicador de carência social	Mortalidade por doenças infectocontagiosas	Sexo, bairro, duração e tipo de gravidez e parto peso ao nascer, idade, educação materna, evitabilidade dos óbitos e Indicador de Carência Social	Estudo seccional com análise da distribuição geográfica	Os óbitos infantis ocorreram em maior proporção em crianças do sexo masculino, com peso adequado, ocorridos por gestação a tempo e parto normal, de filhos de mães com menos de 3 anos de estudo, e por tipo de doença diarreia. Há risco maiores de morte nos estrados de maior ICS.	Conclui-se que as doenças infecciosas e parasitárias, dentre elas as infecciosas intestinais, são um problema de saúde pública em Jaboatão dos Guarapes, com relevante importância dos aspectos socioeconômicos da determinação das mortes infantis. Evidenciou-se por fim, a necessidade de políticas públicas de maior dimensão para o município.
Paz, Almeida e Gunther (2012)	Guarulhos, São Paulo-2005/2006	0 a 2 anos	Verificar se há associação entre a variável prevalência de diarreia e as variáveis características da criança, saneamento e tipo de moradia.	Prevalência de diarreia	Sexo, idade, estado nutricional, aleitamento materno e peso ao nascer, abastecimento de água, tratamento de água no domicílio e coleta de esgoto e tipo de moradia.	Regressão logística multivariada	Contribuem para a prevalência de diarreia as variáveis: material utilizado na construção da moradia que não o tijolo e ausência de rede coletora de esgoto. Ainda, a variável acesso a água tratada não obteve significância estatística. Com relação as características individuais da criança, tem-se que a idade 10 meses e mais estava associada à ocorrência de diarreia.	Em grandes aglomerados urbanos, os indicadores de saneamento básico podem não ser eficientes para identificar populações que vivem situações de risco para a ocorrência de diarreia. Nessas condições, o estudo verificou que o risco de ocorrência de diarreia em crianças é quase 15 vezes maior do que entre aquelas que vivem em condições adequadas de habitação e saneamento.
Rasella (2013)	Bahia- 2005-2008	0 a 5 anos	Avaliar o impacto do Programa Água para Todos (PAT), implantado no Estado da Bahia, Brasil, por ampliar a cobertura do saneamento básico em áreas de maior vulnerabilidade.	Mortalidade e taxa de internações por doenças infectocontagiosas, respiratórias e por causas externas	Fecundidade, educação, acesso a banheiro e água encanada, médicos e cobertura do PSF	Regressão multivariada para dados em painel	Em geral, os resultados apontaram o grupo de doenças infectocontagiosas como único efeito estatisticamente significativo do programa	Concluem que a mortalidade por diarreia, bem como por outras causas de morte ligadas a pobreza, podem ser reduzidas por intervenções multisetoriais que ampliem o acesso dessas pessoas mais vulneráveis em questões como saneamento básico.

Continua

Conclusão

Trabalhos nacionais								
Autor	Local	Idade	Objetivo	Variável		Método	Resultados	Conclusões
				Dependente	Controle			
Torres et al. (2013)	Itaboraí, RJ-2006 a 2009	0 a 4 anos	Analisar a distribuição espacial da morbidade por diarreia em crianças e sua associação com condições de vida	Internações por diarreia	Indicador composto de condições de vida ³⁰ e aglomeração populacional	Técnica <i>Kernel</i>	Foi encontrado um alto nível de hospitalizações por diarreia entre 2006 e 2009 (15,5%) principalmente em regiões com maiores aglomerações e condições de vida. Ainda, para aquelas regiões com alta densidade e melhores condições de vida.	Atenta-se que as maiores internações hospitalares por diarreia estão localizadas em bairros com piores condições de vida, independente da aglomeração populacional. De forma, que os bairros com melhores condições de vida tiveram redução das internações entre os períodos 2006-2007 e 2008-2009, enquanto os bairros com médio e baixo padrão de vida sofreram um aumento na internação. Em suma, é crucial analisar a qualidade dos serviços prestados a população.
Camargo-Cruz (2017)	São Paulo - 2001-2010	5 e 14 anos	Estudar a distribuição espacial e a variação temporal das internações por doenças infecciosas espacial e a variação temporal das internações por doenças infecciosas intestinais em crianças na faixa etária de 5 a 14 anos, no Estado de São Paulo entre 2001 e 2010.	Internações por doenças infecciosas intestinais	Distribuição espacial	Índice espacial de Getis-Ord	Houve um aumento das doenças infecciosas intestinais de 2001 para 2010 e que as áreas mais afetadas foram as mesmas nos dois anos, com destaque para as regiões Noroeste e Oeste do estado.	Conclui-se que para melhora na qualidade de vida e controle de doenças deve-se fornecer provimento adequado de saneamento ambiental. No caso particular de São Paulo, os autores destacam a existência de áreas endêmicas para a incidência de diarreia que deveriam ser alvos de ampliação da atenção primária e de políticas públicas de educação ambiental.

Fonte: Elaboração própria (2020).

³⁰ Composto pelas variáveis rendimento familiar de até 1 salário mínimo mensal, proporção de responsáveis na residência sem instrução ou com até 3 anos de estudo, domicílios com abastecimento de água da rede geral e canalização em pelo menos um cômodo, com banheiro ou sanitário e esgotamento sanitário via rede geral de esgoto ou pluvial e com lixo coletado por serviços de limpeza.

APÊNDICE 2

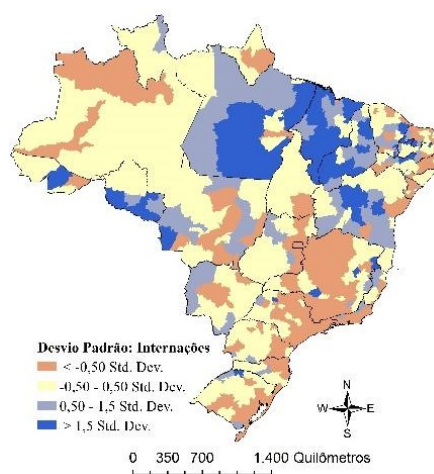


Figura 2.1A – Distribuição espacial das internações hospitalares infantis por doenças infecciosas intestinais, por desvio padrão, Microrregiões do Brasil, 2015

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

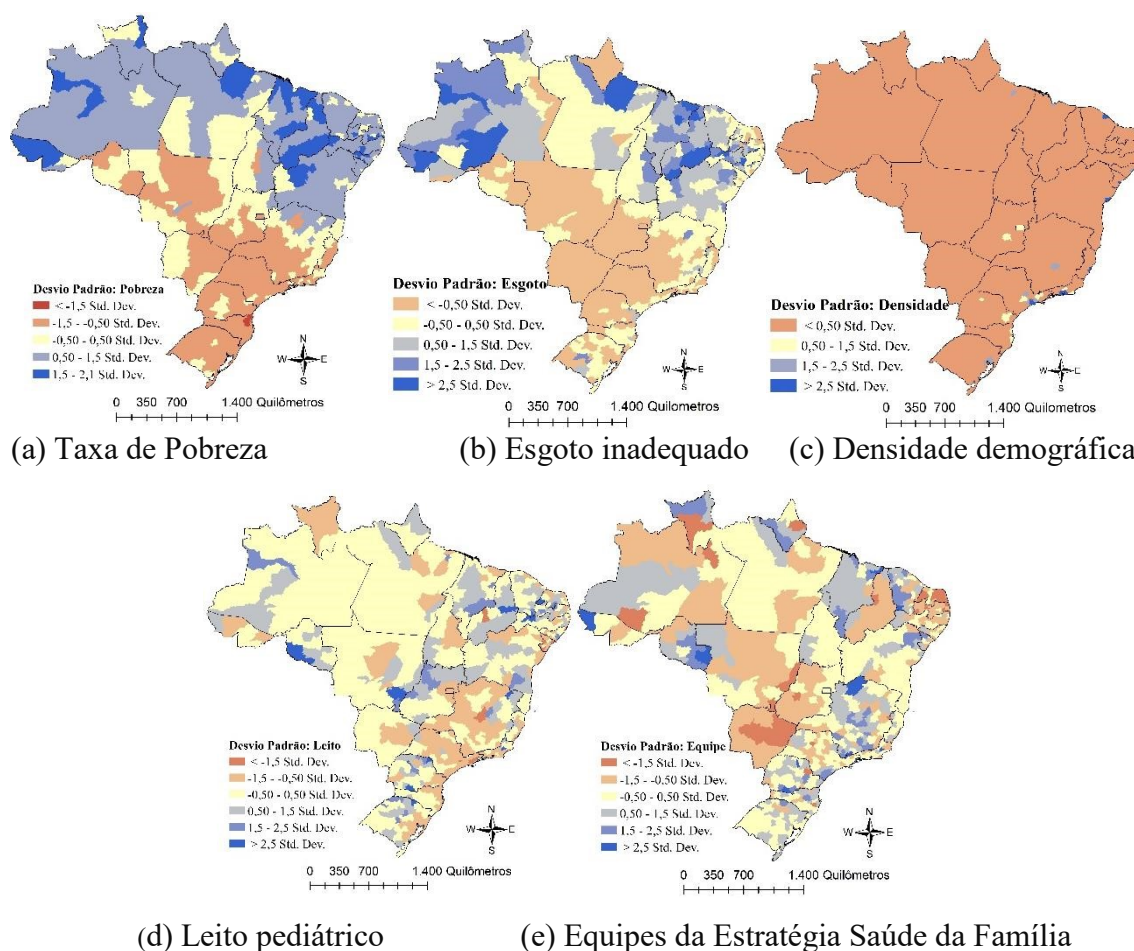


Figura 2.2A – Distribuição espacial das variáveis explicativas do modelo, por desvio padrão, Microrregiões do Brasil, 2015

Fonte: Resultados da pesquisa (2020). Elaboração própria.

Quadro 2.2A- Classificação das microrregiões brasileiras por *clusters*, 2015

	ALTO-ALTO	BAIXO-BAIXO	ALTO-BAIXO	BAIXO-ALTO
NORTE	11001- Porto Velho, 11003- Ariquemes, 11004- Ji-Paraná, 11005- Alvorada D'Oeste, 11006- Cacoal, 11007- Vilhena, 11008- Colorado Oeste, 15004- Portel, 15005- Furos de Breves, 15006- Arari, 15007- Belém, 15008- Castanhal, 15009- Salgado, 15010- Bragantina, 15011- Cametá, 15012- Tomé-Açu, 15013- Guamá, 15016- Tucuruí, 15017- Paragominas, 15018- São Félix Xingu, 15019- Parauapebas, 15022- Conceição do Araguaia, 17001- Bico Papagaio, 17002- Araguaína, 17003- Miracema TO			15020- Marabá 17007- Jalapão
NORDESTE	21001- Litoral Ocidental MA, 21003- Rosário, 21004- Lençóis MA, 21005- Baixada MA, 21007- Gurupi MA, 21008- Pindaré, 21009- Imperatriz, 21010- Médio Mearim, 21011- Grajaú, 21012- Presidente Dutra 21013- Bacia.Parnaíba MA, 21014- Chapadinha, 21018- Chapada Itapecuru, 21019- Porto Franco, 21020- Gerais Balsas, 21021- Chapada.Mangabeira, 22001- Bacia da Parnaíba PI, 22003- Teresina, 22005- Médio Parnaíba PI, 22006- Valença PI, 22007- Alto Parnaíba PI, 22008- Bertolinia, 22009- Floriano, 22010- Alvorada M.Gurgueia, 22011- São Raim.Nonato, 22012- Chapada Extremo.Sul PI, 22013- Picos, 22014- Pio IX, 22015- A.M.Canindé, 23024- Médio Jaguaribe, 23025- Serra Pereiro, 23026- Iguatu, 23031- Barro, 24005- Serra São Miguel, 24006- Pau dos Ferros, 24007- Umarizal, 25001- Catolé do Rocha, 25002- Cajazeiras, 25003- Sousa, 25008- Seridó Ocidental.PB, 26002- Salgueiro, 29002- Cotegipe, 29004- Juazeiro, 29005- Paulo Afonso, 29006- Barra, 29007- Bom Jesus da Lapa, 29009- Irecê, 29010- Jacobina, 29022- Boquira, 29023- Seabra, 29028- Vitória da Conquista, 29031- Ilhéus-Itabuna, 29032- Porto Seguro	26017- Recife, 26018- Suape, 26019- Fernando de Noronha, 28005- Tobias Barreto, 28006- Agreste de Lagarto, 28012- Boquim, 28013- Estância, 29017- Alagoinhas, 29018- Entre Rios	24017- Macaíba, 26014- Vitória de Santo Antão, 28008- Cotinguiba, 29015-Ribeira Pombal	21002- São Luís, 21015- Codó, 23021- Senador Pompeu, 23030- Caririáçu, 25006- Itaporanga, 29027-Brumado
SUDESTE	31013- Pedra Azul, 31014- Almenara, 31037- Governador Valadares, 31038- Mantena, 32001- Barra São Francisco, 32002- Nova Venécia, 32004- Montanha	31006- Pirapora, 31009- Bocaiúva, 31022- Uberaba, 31024- Três Marias, 31027- Sete Lagoas, 31029- Pará de Minas, 31030- Belo Horizonte, 31033- Ouro Preto, 31045- Campo Belo, 31046- Oliveira, 31050- Varginha, 31051- Poço de Caldas, 31053- Santa Rita Sapucaí, 31054- São Lourenço, 31055- Andrelândia, 31056- Itajubá, 31058- São João del Rei, 31065- Juiz de Fora, 33009- Bacia de São João, 33010- Lagos, 33011- Vale Paraiba RJ, 33013- Baía Ilha Grande, 33014- Vassouras, 33015- Serrana, 33016- Macacu-Caceribu, 33017- Itaguaí, 33018- Rio de Janeiro, 35010- São Joaquim Barra, 35011- Ituverava, 35013- Jaboticabal, 35025- São Carlos, 35027- Limeira, 35028- Piracicaba, 35029- Pirassununga, 35030- São João do Boa Vista, 35031- Mogi Mirim, 35032- Campinas, 35033- Amparo, 35042- Itapetininga, 35043- Tatui, 35044- Capão Bonito, 35045- Piedade, 35046- Sorocaba, 35047- Jundiá, 35048- Bragança SP, 35049- Campos Jordão, 35050- São José dos Campos, 35051- Guaratinguetá, 35052- Bananal, 35053- Paraitinga, 35054- Caragatatuba, 35055- Registro, 35056- Itanhaém, 35057- Osasco, 35058- Franco da Rocha, 35059- Guarulhos, 35060- Itapeccerica da Serra, 35061- São Paulo, 35062- Mogi das Cruzes, 35063- Santos	31019- Patrocínio, 31028- Conceição do Mato Dentro, 31034- Conselheiro Lafaiete, 33012- Barra do Piraí, 35015- Batatais, 35021- Jaú	31015-Teófilo Otoni
SUL	42001- São Miguel Oeste, 42002- Chapecó, 42005- Concórdia, 43001- Santa Rosa, 43006- Cerro Largo, 43007- Santo Ângelo, 43008- Ijuí, 43009- Carazinho	41038- Paranaguá, 41039- Rio Negro PR, 42007- São Bento do Sul, 42012- Blumenau, 42013- Itajaí, 42015- Tijucas, 42016- Florianópolis, 42017- Tabuleiro, 42018- Tubarão, 43024- Gramado-Canela, 43026- Porto Alegre, 43027- Osório, 43028- Camaquã	42014- Ituporanga	
CENTRO-OESTE	51012- Alto Guaporé	51019- Primavera Leste	50003- Alto Taquari, 51006- Alto Teles Pires	51014- Jauru

Fonte: Resultados da Pesquisa (2020). Elaboração própria.

Quadro 2.3A- Resultados dos modelos econométricos espaciais SEM e SDEM, em logaritmo natural – LN, Microrregiões do Brasil, 2015

Variáveis	Coefficientes modelo SEM	Coefficientes modelo SDEM
Constante	-1,70**	-2,24***
Pobreza	0,56*	0,63*
Esgoto inadequado	0,02	0,02
Densidade demográfica	-0,04	-0,03
Leito Pediátrico	0,64*	0,64*
Equipe Saúde da Família	0,05	0,05
W_Pobreza		-0,20
W_Esgoto inadequado		0,08**
W_Densidade demográfica		-0,05
W_Leito Pediátrico		0,32**
W_Equipe Saúde da Família		0,05
λ (erro)	0,52*	0,48*

Fonte: Resultados da Pesquisa (2020). Elaboração própria.

Nota: *Significativo a 1%. **Significativo a 5%. *** Significativo a 10%.

APÊNDICE 3

Saídas do GeodaSpace do modelo clássico, SAR, SEM, SDM, SDEM e SLX

Classic

>>11/18/19 11:08:38

REGRESSION

SUMMARY OF OUTPUT: ORDINARY LEAST SQUARES ESTIMATION

Data set : shape novo
 Dependent Variable : AIH Number of Observations: 558
 Mean dependent var : 6.22486 Number of Variables : 6
 S.D. dependent var : 1.04451 Degrees of Freedom : 552

R-squared : 0.382955 F-statistic : 68.5172
 Adjusted R-squared : 0.377365 Prob(F-statistic) : 0
 Sum squared residual: 375.646 Log likelihood : -681.364
 Sigma-square : 0.680518 Akaike info criterion : 1374.73
 S.E. of regression : 0.824935 Schwarz criterion : 1400.67
 Sigma-square ML : 0.673201
 S.E of regression ML: 0.820488

Variable	Coefficient	Std.Error	t-Statistic	Probability
CONSTANT	-1.30565	0.652614	-2.00064	0.04592
POBREZA	0.460232	0.057086	8.06208	0.00000
LEITO_TRAS	0.782914	0.0611313	12.8071	0.00000
EQUIPESF	0.0756871	0.0433872	1.74446	0.08164
LN DEN_DADE	-0.0547494	0.022862	-2.39478	0.01696
ESGOTO	0.0323549	0.0144986	2.23159	0.02604

REGRESSION DIAGNOSTICS

MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER 58.117371

TEST ON NORMALITY OF ERRORS

TEST	DF	VALUE	PROB
Jarque-Bera	2	672.6348	0.00000

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagan test	5	73.8600	0.00000
Koenker-Bassett test	5	21.3341	0.00070

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

FOR WEIGHT MATRIX : k5

(row-standardized weights)

TEST	MI/DF	VALUE	PROB
Moran's I (error)	0.2683	10.9008	0.00000
Lagrange Multiplier (lag)	1	112.5699	0.00000
Robust LM (lag)	1	11.6619	0.00064
Lagrange Multiplier (error)	1	110.4343	0.00000
Robust LM (error)	1	9.5263	0.00203
Lagrange Multiplier (SARMA)	2	122.0962	0.00000

===== END OF REPORT =====

SAR

REGRESSION

SUMMARY OF OUTPUT: SPATIAL TWO STAGE LEAST SQUARES

Data set : k5, ensaio 2.dbf
 Weights matrix : k5, ensaio 2.shp: distance: KNN, 5
 Dependent Variable : AIH Number of Observations: 558
 Mean dependent var : 6.2249 Number of Variables : 7
 S.D. dependent var : 1.0455 Degrees of Freedom : 551
 Pseudo R-squared : 0.4849
 Spatial Pseudo R-squared: 0.3975

Variable	Coefficient	Std.Error	z-Statistic	Probability
----------	-------------	-----------	-------------	-------------

```

-----
          CONSTANT      -1.6040227      0.5981609      -2.6815909      0.0073273
          EQUIPESF      0.0781337      0.0395030      1.9779200      0.0479377
          ESGOTO        0.0243381      0.0133301      1.8257993      0.0678805
          LEITO_TRAS    0.6339735      0.0655407      9.6729744      0.0000000
          LNDEN_DADE    -0.0424152      0.0210096      -2.0188492      0.0435029
          POBREZA       0.3221621      0.0610795      5.2744732      0.0000001
          W_AIH         0.3590735      0.0834572      4.3024865      0.0000169
-----

```

```

Instrumented: W_AIH
Instruments: W_EQUIPESF, W_ESGOTO, W_LEITO_TRAS, W_LNDEN_DADE, W_POBREZA

```

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

```

TEST          MI/DF          VALUE          PROB
Anselin-Kelejian Test      1          1.215          0.2704
=====
                          END OF REPORT
=====

```

SDM

REGRESSION

SUMMARY OF OUTPUT: SPATIAL TWO STAGE LEAST SQUARES

```

-----
Data set          :k5, ensaio 2.dbf
Weights matrix    :k5, ensaio 2.shp: distance: KNN, 5
Dependent Variable :      AIH          Number of Observations:      558
Mean dependent var :      6.2249      Number of Variables :      12
S.D. dependent var :      1.0455      Degrees of Freedom :      546
Pseudo R-squared  :      0.4995
Spatial Pseudo R-squared: omitted due to rho outside the boundary (-1, 1).
-----

```

```

-----
          Variable      Coefficient      Std.Error      z-Statistic      Probability
-----
          CONSTANT      -0.4421447      0.8080601      -0.5471680      0.5842633
          EQUIPESF      0.0429632      0.0468090      0.9178397      0.3587028
          ESGOTO        -0.0003130      0.0146533      -0.0213595      0.9829589
          LEITO_TRAS    0.5311702      0.0694470      7.6485666      0.0000000
          LNDEN_DADE    -0.0199357      0.0243036      -0.8202783      0.4120575
          POBREZA       0.6124907      0.1097315      5.5817191      0.0000000
          W_AIH         1.2662297      0.3025270      4.1855101      0.0000285
          W_ESF         -0.0310715      0.0761858      -0.4078379      0.6833927
          W_LEITO       -0.8032102      0.3116809      -2.5770275      0.0099654
          w_DENS        0.0272457      0.0425255      0.6406907      0.5217237
          w_ESGOTO      0.0213846      0.0254217      0.8411953      0.4002385
          w_POBREZA     -0.6790355      0.1475575      -4.6018378      0.0000042
-----

```

```

Instrumented: W_AIH
Instruments: W_EQUIPESF, W_ESGOTO, W_LEITO_TRAS, W_LNDEN_DADE, W_POBREZA,
             W_W_ESF, W_W_LEITO, W_w_DENS, W_w_ESGOTO, W_w_POBREZA
Warning: *** WARNING: Estimate for spatial lag coefficient is outside the boundary (-1, 1). ***

```

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

```

TEST          MI/DF          VALUE          PROB
Anselin-Kelejian Test      1          62.000          0.0000
=====
                          END OF REPORT
=====

```

SLX

REGRESSION

SUMMARY OF OUTPUT: ORDINARY LEAST SQUARES

```

-----
Data set          :k5, ensaio 2.dbf
Weights matrix    :k5, ensaio 2.shp: distance: KNN, 5
Dependent Variable :      AIH          Number of Observations:      558
Mean dependent var :      6.2249      Number of Variables :      11
S.D. dependent var :      1.0455      Degrees of Freedom :      547
R-squared         :      0.4169
Adjusted R-squared :      0.4062
Sum squared residual:      354.988      F-statistic :      39.1070
Sigma-square      :      0.649      Prob(F-statistic) :      6.391e-58
S.E. of regression :      0.806      Log likelihood :      -665.583
Sigma-square ML   :      0.636      Akaike info criterion :      1353.166
S.E of regression ML:      0.7976      Schwarz criterion :      1400.734
-----

```

```

-----
          Variable      Coefficient      Std.Error      t-Statistic      Probability
-----

```

CONSTANT	-1.5211190	0.8158194	-1.8645290	0.0627828
EQUIPESEF	0.0375349	0.0498449	0.7530353	0.4517527
ESGOTO	0.0139885	0.0151793	0.9215495	0.3571699
LEITO_TRAS	0.6512866	0.0673674	9.6676795	0.0000000
LN DEN_DADE	-0.0131911	0.0258328	-0.5106326	0.6098143
POBREZA	0.6847132	0.1154389	5.9313924	0.0000000
W_ESF	0.0902830	0.0750512	1.2029518	0.2295154
W_LEITO	0.4376059	0.1025055	4.2690975	0.0000231
w_DENS	-0.0653724	0.0386848	-1.6898749	0.0916217
w_ESGOTO	0.0375272	0.0267673	1.4019753	0.1614898
w_POBREZA	-0.3211265	0.1281022	-2.5067982	0.0124719

REGRESSION DIAGNOSTICS

MULTICOLLINEARITY CONDITION NUMBER 162.839

TEST ON NORMALITY OF ERRORS

TEST	DF	VALUE	PROB
Jarque-Bera	2	156.621	0.0000

DIAGNOSTICS FOR HETEROSKEDASTICITY

RANDOM COEFFICIENTS

TEST	DF	VALUE	PROB
Breusch-Pagan test	10	142.491	0.0000
Koenker-Bassett test	10	68.325	0.0000

DIAGNOSTICS FOR SPATIAL DEPENDENCE

TEST	MI/DF	VALUE	PROB
Lagrange Multiplier (lag)	1	100.559	0.0000
Robust LM (lag)	1	5.027	0.0250
Lagrange Multiplier (error)	1	95.911	0.0000
Robust LM (error)	1	0.379	0.5384
Lagrange Multiplier (SARMA)	2	100.938	0.0000

===== END OF REPORT =====

SEM

REGRESSION

SUMMARY OF OUTPUT: SPATIALLY WEIGHTED LEAST SQUARES (HOM)

Data set	:k5, ensaio 2.dbf			
Weights matrix	:k5, ensaio 2.shp: distance: KNN, 5			
Dependent Variable	: AIH	Number of Observations:	558	
Mean dependent var	: 6.2249	Number of Variables	: 6	
S.D. dependent var	: 1.0455	Degrees of Freedom	: 552	
Pseudo R-squared	: 0.3727			
N. of iterations	: 1			

Variable	Coefficient	Std.Error	z-Statistic	Probability
CONSTANT	-1.7055080	0.8705973	-1.9590089	0.0501117
EQUIPESEF	0.0569193	0.0443620	1.2830633	0.1994699
ESGOTO	0.0160651	0.0137879	1.1651585	0.2439548
LEITO_TRAS	0.6381059	0.0607245	10.5082079	0.0000000
LN DEN_DADE	-0.0352245	0.0230018	-1.5313833	0.1256747
POBREZA	0.5588263	0.0800087	6.9845736	0.0000000
lambda	0.5150120	0.0430769	11.9556468	0.0000000

===== END OF REPORT =====

SDEM

REGRESSION

SUMMARY OF OUTPUT: SPATIALLY WEIGHTED LEAST SQUARES (HOM)

Data set	:k5, ensaio 2.dbf			
Weights matrix	:k5, ensaio 2.shp: distance: KNN, 5			
Dependent Variable	: AIH	Number of Observations:	558	
Mean dependent var	: 6.2249	Number of Variables	: 11	
S.D. dependent var	: 1.0455	Degrees of Freedom	: 547	
Pseudo R-squared	: 0.4117			
N. of iterations	: 1			

Variable	Coefficient	Std.Error	z-Statistic	Probability
CONSTANT	-2.2381721	1.2919565	-1.7323897	0.0832042
EQUIPESF	0.0501991	0.0440015	1.1408495	0.2539326
ESGOTO	0.0152140	0.0138654	1.0972672	0.2725246
LEITO_TRAS	0.6377368	0.0604638	10.5474153	0.0000000
LNDEN_DADE	-0.0242579	0.0230736	-1.0513279	0.2931080
POBREZA	0.6306331	0.0976466	6.4583188	0.0000000
W_ESF	0.0474502	0.0848408	0.5592855	0.5759669
W_LEITO	0.3181777	0.1254686	2.5359148	0.0112154
w_DENS	-0.0528113	0.0458152	-1.1527017	0.2490328
w_ESGOTO	0.0758667	0.0319544	2.3742178	0.0175862
w_POBREZA	-0.2009269	0.1309625	-1.5342331	0.1249723
lambda	0.4791113	0.0454704	10.5367733	0.0000000

=====
===== END OF REPORT =====

CONCLUSÃO GERAL

A dissertação abordou o tema vulnerabilidade infantil no Brasil sob a ótica da Economia da Saúde. A faixa etária das crianças correspondeu aos menores de 5 anos, pois são classificados na literatura científica como o grupo de indivíduos mais vulneráveis. Este fato está relacionado aos seguintes aspectos: i) nesta idade tem-se o desenvolvimento do cognitivo dos indivíduos, logo qualquer privação sofrida na fase destacada pode impactar no bem-estar deles; ii) trata-se de indivíduos que compõem o capital humano futuro e, conseqüentemente, são responsáveis pelo crescimento e desenvolvimento de longo prazo de um país; iii) corresponde a faixa etária mais sensível as externalidades do meio social, econômico e ambiental, o que permite mensurar as desigualdades presentes na sociedade e; iv) geram efeitos de longo prazo, como maior probabilidade a doenças, baixa produtividade e renda, bem como sequelas para as próximas gerações.

Considerando a definição de saúde de crianças menores de cinco anos como um completo estado de bem-estar físico, social e emocional, que deve ser capaz de proporcionar a esse público oportunidades socioeconômicas adequadas para o seu desenvolvimento, a presente dissertação foi dividida em dois ensaios. No primeiro, mensurou-se e analisou-se a evolução de um Índice de Pobreza Multidimensional Infantil para as Unidades Federativas do Brasil, nos anos de 1998, 2003 e 2008. Foram usados os dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) – Suplemento de Saúde e aplicou-se o método Alkire-Foster na construção do índice, considerando os anos destacados. Salienta-se que o índice foi composto por dimensões e indicadores de educação (escolaridade da mãe), saúde (plano de saúde, mortalidade infantil domiciliar, autopercepção da saúde e internação de crianças) e padrão de vida (condição de habitação, acesso a água e saneamento, destino do lixo, iluminação domiciliar e ativos).

De acordo com os resultado do Ensaio 1, constatou-se que que embora a quantidade de crianças pobres tenha reduzido, a intensidade da pobreza aumentou e as desigualdades regionais se mantiveram ao longo da década. As Unidades Federativas do Norte e Nordeste apresentaram os maiores índices de pobreza, com precarização mais intensa em padrão de vida e saúde. Já as crianças residentes nas regiões do Sul, Sudeste e Centro-Oeste eram auto mais pobres no quesito educação materna.

O segundo ensaio, a partir da técnica de econometria espacial (Análise Exploratória em Dados Espaciais (AEDE), modelos econométricos globais e locais, e estritamente locais- Regressão Ponderada Geograficamente - GWR), analisou os determinantes espaciais globais e locais (socioeconômicos, demográfico e de gestão em saúde) das internações hospitalares

infantis do SUS por doenças infecciosas intestinais entre as microrregiões do Brasil, no ano de 2015. Pela análise exploratória espacial foi possível verificar aglomerações do tipo Alto-Alto no Norte e Nordeste do país, e Baixo-Baixo situadas, na maior parte, no Sul e Sudeste. A partir dos modelos espaciais inferiu-se que a taxa de pobreza, esgoto inadequado, leito pediátrico e equipe Estratégia Saúde da Família exerceram um impacto positivo no número de internações infantis por doenças infecciosas intestinais, enquanto a densidade demográfica afetou negativamente estas internações. Por fim, a variável defasada espacialmente internações mostrou-se significativa estatisticamente.

Nesta linha, a partir dos resultados dos Ensaios da presente pesquisa, pode-se observar uma inter-relação entre eles. No Ensaio 1 identificou-se as localidades que possuem maior pobreza multidimensional infantil e por isto, podem ser consideradas áreas de risco para a proliferação de doenças ligadas às condições socioeconômicas- como é o caso das doenças infecciosas intestinais tratadas no Ensaio 2. No Ensaio 2, além de se comprovar que regiões com piores condições socioeconômicas, demográficas e de gestão em saúde aumentam a internação infantil por esse tipo de doença, identificou-se o processo de transbordamento (autocorrelações espaciais) entre as microrregiões - isto é, foi mensurado como as condições de vida da vizinhança é capaz de afetar as internações na microrregião de análise. Ainda, é importante destacar que nos dois Ensaios foi evidenciado que as regiões brasileiras com maior precarização correspondem ao Norte e Nordeste do país.

Em termos de limitações da pesquisa para o Ensaio 1, pode-se destacar a inexistência ou escassez de dados de inquéritos populacionais que acompanhe os mesmos indivíduos (crianças e suas famílias) ao longo do tempo, ou seja, durante a fase entre zero e cinco anos. Outra razão, centra-se no nível de desagregação poder inferir apenas em Unidade Federativa, não podendo ser realizadas análises mais locais- como por municípios ou microrregiões. Já no Ensaio 2, a restrição refere-se ao tipo de dado de internação infantil que é disponibilizado pelo Sistema Único de Saúde, no sentido de que os mesmos estão por microrregiões e não por código de endereçamento postal (CEP) das crianças internadas.

Conclui-se que os Ensaios (em conjunto) da presente pesquisa atingiram os objetivos propostos e contribuíram, de forma teórica e empírica, com as pesquisas científicas na área de Economia da Saúde. Além dos resultados sobre as privações (pobreza multidimensional) que dificultam a obtenção do bem-estar infantil, informações regionalizadas foram mensuradas e analisadas para fornecer subsídios aos formuladores de políticas públicas dos fatores (econômicos, sociais, entre outros) que impactam a vida das crianças menores de 5 anos em

cada localidade e, conseqüentemente, podem prejudicar o desenvolvimento social delas e a construção de capital humano para o país.

REFERÊNCIAS GERAIS

- AQUINO, R., DE OLIVEIRA, N. F. e BARRETO, M. L. Impact of the family health program on infant mortality in Brazilian municipalities. **American Journal of Public Health**, v. 99, n. 1, p. 87-93, 2009.
- ALAM, N. et al. Mothers' personal and domestic hygiene and diarrhoea incidence in young children in rural Bangladesh. **International journal of epidemiology**, v. 18, n. 1, p. 242-247, 1989.
- ALKIRE, S.; FANG, Y. Dynamics of multidimensional poverty and uni-dimensional income poverty: An evidence of stability analysis from China. **Social Indicators Research**, v. 142, n. 1, p. 25-64, 2019.
- ALKIRE, S.; FOSTER, J. Counting and multidimensional poverty measurement. **Journal of public economics**, New York, v. 95, n. 7-8, p. 476-487, 2009.
- ALKIRE, S.; FOSTER, J. Understandings and misunderstandings of multidimensional poverty measurement. **The Journal of Economic Inequality**, Londres, v. 9, n. 2, p. 289-314, 2011.
- ALKIRE, S.; ROCHE, J. M. Beyond headcount: Measures that reflect the breadth and components of child poverty. **In: Global Child Poverty and Well-Being**, p. 103-133, 2012.
- ALKIRE, S.; ROCHE, J. M.; BALLON, P.; FOSTER, J.; SANTOS, M. E. ; SETH, S. (2015). **Multidimensional poverty measurement and analysis**. Oxford University Press, USA.
- ALMEIDA, E. *Econometria Espacial Aplicada*. 1. ed. São Paulo: **Alínea**, 2012.
- ANAND, S.; SEN, A. Concepts of human development and poverty! A multidimensional perspective. **United Nations Development Programme, Poverty and human development: Human development papers**, p. 1-20, 1997.
- ANSELIN, L.. Exploring spatial data with GeoDaTM: a workbook. **Center for spatially integrated social science**, 2005
- ANSELIN, L.; REY, S. J. Perspectives on spatial data analysis. In: **Perspectives on Spatial Data Analysis**. Springer, Berlin, Heidelberg, 2010. p. 1-20.
- ANSELIN, L. **Spatial econometrics: methods and models**. Springer Science & Business Media, 2013.
- APABLAZA, M.; YALONETZKY, G. Measuring the dynamics of multiple deprivations among children: the cases of Andhra Pradesh, Ethiopia, Peru and Vietnam. **Young Lives Research in Progress**, 2011.
- BALLER, R. D. et al. Structural covariates of US county homicide rates: incorporating spatial effects. **Criminology**, v. 39, n. 3, p. 561-588, 2001.

BANERJEE, A.; DEATON, A.; DUFLO, E.. Health care delivery in rural Rajasthan. **Economic and Political Weekly**, p. 944-949, 2004.

BARATA, R. B.. Como e por que as desigualdades sociais fazem mal à saúde. **Editora Fiocruz**, 2009.

BARCELLOS, C.; BASTOS, F. I. Geoprocessamento, ambiente e saúde: uma união possível? **Cadernos de Saúde Pública**, v. 12, p. 389-397, 1996.

BARCELLOS, C. et al. Inter-relacionamento de dados ambientais e de saúde: análise de risco à saúde aplicada ao abastecimento de água no Rio de Janeiro utilizando Sistemas de Informações Geográficas. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 14, p. 597-605, 1998.

BARUFI, A. M.; HADDAD, E.; PAEZ, A.. Infant mortality in Brazil, 1980-2000: A spatial panel data analysis. **BMC public health**, v. 12, n. 1, p. 181, 2012.

BARROS, A. J. et al. Child development in a birth cohort: effect of child stimulation is stronger in less educated mothers. **International Journal of Epidemiology**, Oxford, v. 39, n. 1, p. 285-294, 2010.

BASTOS, S. Q. A; GOMES, B. S. M. Distribuição dos profissionais de saúde: uma análise para os estados brasileiros, 2010. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 8, n. 2, p. 109-122, 2015.

BERENDES, D. et al. Household sanitation is associated with lower risk of bacterial and protozoal enteric infections, but not viral infections and diarrhoea, in a cohort study in a low-income urban neighbourhood in Vellore, India. **Tropical Medicine & International Health**, v. 22, n. 9, p. 1119-1129, 2017.

BLACK, M. M. et al. Early childhood development coming of age: science through the life course. **The Lancet**, v. 389, n. 10064, p. 77-90, 2017.

BOURGUIGNON, F.; CHAKRAVARTY, S. R. The measurement of multidimensional poverty. **The Journal of Economic Inequality**, v. 1, n. 1, p. 25-49, 2003.

BRANCO, D. K. S.; BERMÚDEZ, B. C.; LIMA, J. E. d.. Avaliação do efeito do pacto pela redução da mortalidade infantil no Nordeste e Amazônia Legal. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.47, n. 2, 2017

BRASIL. **Bolsa família**. Disponível em: <http://www.caixa.gov.br/programas-sociais/bolsa-familia/paginas/default.aspx>. Acesso em: dez./2019.

BRASIL. **Ministério da Saúde**- Departamento de Informática do SUS. Morbidade Hospitalar do SUS, 2018. Disponível em: <http://datasus.saude.gov.br>. Acesso em: outubro 2018.

BRASIL. **Secretaria Especial do Desenvolvimento Social**, 2015. Disponível em: <http://mds.gov.br/assuntos/cadastro-unico/o-que-e-e-para-que-serve>. Acesso em: outubro 2019.

BRASIL. **Ministério da Cidadania**- Visualizador de Dados Sociais 2015. Disponível em: <https://aplicacoes.mds.gov.br/sagi/vis/data/home.php>. Acesso em: outubro 2018.

- BRITES, M. et al. Pobreza feminina nas grandes regiões brasileiras (2012): uma aplicação do método Alkire Foster (AF). **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, Brasília, v. 17, n. 1, p. 81-100, 2017.
- CALLANDER, E. J.; SCHOFIELD, D. J.; SHRESTHA, R. N. Capacity for freedom- a new way of measuring poverty amongst Australian children. **Child Indicators Research**, v. 5, n. 1, p. 179-198, 2012.
- CALVO, M. C. M. et al. Estratificação de municípios brasileiros para avaliação de desempenho em saúde. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, v. 25, p. 767-776, 2016.
- CAMARGO-CRUZ, P. E. A. Distribuição espacial-temporal das internações por doenças infecciosas intestinais no estado de São Paulo, para a faixa etária de 5 a 14 anos, entre 2001 e 2010. **Atas de Saúde Ambiental-ASA**, v. 5, n. 1, p. 85-104, 2017.
- CANCIAN, V.; VIDIGAL, V. G.; VIDIGAL, C. B. R. Pobreza e desigualdade de renda nos municípios da região sul do Brasil: uma análise espacial. **XVI Encontro de Economia da Região Sul (ANPEC SUL)**, Curitiba, 2013.
- CARAZZA, L. E. B. SILVEIRA NETO, R. D. M. S. et al. Renda e desigualdade regional na saúde infantil: um estudo empírico para as regiões metropolitanas brasileiras. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 48, n. 3, p. 9-24, 2017.
- CHARLTON, M.; FOTHERINGHAM, S.; BRUNSDON, C. Geographically weighted regression. **White paper. National Centre for Geocomputation. National University of Ireland Maynooth**, 2009.
- CHAUDRY, A.; WIMER, C. Poverty is not just an indicator: the relationship between income, poverty, and child well-being. **Academic pediatrics**, v. 16, n. 3, p. S23-S29, 2016.
- CHECKLEY, W. et al. Effect of water and sanitation on childhood health in a poor Peruvian peri-urban community. **The Lancet**, v. 363, n. 9403, p. 112-118, 2004.
- CODES, A. L. M. **A Trajetória do Pensamento Científico Sobre Pobreza: Em direção a uma visão complexa**. Brasília: IPEA, 2008.
- COSTA, B. L. D.; COSTA, M. M. Concepções de pobreza e operacionalização do Índice de Pobreza Multidimensional para Minas Gerais. **Cadernos da Escola do Legislativo**, v. 16, n. 25, p. 74-99, 2014.
- CUTLER, D. M.; LLERAS-MUNEY, A. Understating differences in health behaviors by education. **Journal of health economics**, v. 19, n.1, p. 1-28, 2010.
- CRESPO, A. P. A.; GUROVITZ, E. A Pobreza como um Fenômeno Multidimensional. **Revista de Administração de Empresas**, v. 1, n. 2, p. 1-12, 2002.
- DALL'ERBA S. Methods: Exploratory Spatial Data Analysis. **International Encyclopedia of Human Geography**, v. 3, P. 683-690, 2009.

DA SILVA, E. P.; ROHENKOHL, J. E. Síndrome congênita do vírus zika e a pobreza multidimensional: uma aplicação do método Alkire-Foster com as mães paraibanas. **Pensamento & Realidade**, v. 33, n. 3, p. 49-67, 2018.

DA SILVA FERREIRA, T. R.; MARIN, S. R. Pobreza multidimensional feminina: Uma aplicação do método Alkire-Foster (AF) nas grandes regiões brasileiras nos anos de 2001 e 2011. **Pesquisa e Debate**, v. 27, n. 1, p. 174, 2016.

DATT, G.. Making Every Dimension Count: Multidimensional Poverty Without the " dual Cut Off". **Monash Univ., Department of Economics**, 2013.

DE LIMA, V. M. A.; CALDARELLI, C. E.; DA CAMARA, M. R. G.. Análise do desenvolvimento municipal paranaense: uma abordagem espacial para a década de 2000. **Economia e Desenvolvimento**, v. 26, n. 1, 2014.

DE SOUSA, J. S. et al. Estimção e Análise dos Fatores Determinantes da Redução da Taxa de Mortalidade Infantil no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**, v. 10, n. 2, p. 140-155, 2016.

DE SOUZA MORAIS, R. L., et al. Primeira infância e pobreza no Brasil: uma análise integrada a partir de indicadores em saúde, educação e desenvolvimento social. **Revista de Políticas Públicas**, 2015, 19.1: 303-314.

DE SOUZA FILHO, A. M. C.; NATENZON, S. M. Localizando o desenvolvimento humano: municípios pobres multidimensionais no Brasil 1991-2000-2010 In: **BOLZAN, A. (Coord.) Prêmio Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil**, p. 87-103, 2015.

DEATON, A. A grande saída: saúde, riqueza e as origens da desigualdade. Rio de Janeiro: **Intrínseca**, 2017.

DUFLO, A. Health Shocks and economic vulnerability in rural India: break the vicious circle. **Centre for Micro Finance Research Working Paper, Center for Micro Finance, IFMR**, 2005.

FARIA, R. Geografia da mortalidade infantil do Brasil: variações espaciais e desigualdades territoriais. **GEOUSP: Espaço e Tempo (Online)**, v. 20, n. 3, p. 602-618, 2016.

FARIA, R.; SANTANA, P. Variações espaciais e desigualdades regionais no indicador de mortalidade infantil do estado de Minas Gerais, Brasil. **Saúde e Sociedade**, v. 25, p. 736-749, 2016.

FLORAX, R. J.; FOLMER, H.; REY, S. J. Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. **Regional Science and Urban Economics**, v. 33, n. 5, p. 557-579, 2003.

FOLLAND, S.; GOODMAN, A.C; STANO, M. **The economics of health and health care**. Vol. 6. Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall, 2007.

FOTHERINGHAM, A. S.; CHARLTON, M. E.; BRUNSDON, C. Geographically weighted regression: a natural evolution of the expansion method for spatial data analysis. **Environment and planning A**, v. 30, n. 11, p. 1905-1927, 1998.

FREITAS, M. V. de; CABRAL, J. de. Análise de Convergência Local dos Gastos Municipais em Saúde: 2003-2008. **Revista de Desenvolvimento Econômico**, v. 13, n. 24, p. 115-127, 2011.

GALASSO, E.; UMAPATHI, N. Improving nutritional status through behavioural change: lessons from Madagascar. **Journal of development Effectiveness**, v. 1, n. 1, p. 60-85, 2009.

GALVÃO, R. D.; NOBRE, F. F.; VASCONCELLOS, M. M. Modelos matemáticos de localização aplicados à organização espacial de unidades de saúde. **Revista de Saúde Pública**, v. 33, n. 4, p. 422-434, 1999.

GARCÍA, S.; RITTERBUSCH, A. Child poverty in Colombia: Construction of a multidimensional measure using a mixed-method approach. **Child Indicators Research**, v. 8, n. 4, p. 801-823, 2015.

GIACOMELLI, G. S.; MARIN, S. R.; FEISTEL, P. R.. Da economia tradicional do bem-estar à Abordagem das Capacitações e a importância da equidade em saúde para o desenvolvimento humano. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 27, n. 1, p. 89-115, 2017.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. Pearson Education Limited, 2012.

GROSSMAN, M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. **Journal of Political Economy**. v. 80, n. 2, p. 223-255, 1972.

GROSSMAN, M. The human capital model. In: **Handbook of health economics**. Elsevier, 2000. p. 347-408.

GUANAIS, F. C. The combined effects of the expansion of primary health care and conditional cash transfers on infant mortality in Brazil, 1998-2010. **American Journal of Public Health**, v. 103, n. 11, p. 2000-2006, 2013.

GUIMARÃES, C. G.; AMARAL, P. V. M.; SIMÕES, R. F. Rede Urbana da Oferta de Serviços de Saúde: uma análise multivariada macrorregional-Brasil, 2002. **Revista de Desenvolvimento Econômico**, v. 9, p. 83-92, 2007.

GWR USER MANUAL. **Windows Application for Geographically Weighted Regression Modelling**, 2016.

HELLER, L.; COLOSIMO, E. A.; ANTUNES, C. M. F. Environmental sanitation conditions and health impact: a case-control study. **Revista da Sociedade Brasileira de Medicina Tropical**, v. 36, n. 1, p. 41-50, 2003.

HENRIQUE, F.; CALVO, M. C. M. Avaliação do Programa Saúde da Família nos municípios do estado de Santa Catarina, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 24, p. 809-819, 2008.

HOFFMANN, J. F. Situação da saúde no RS. **Revista Estudos de Planejamento**, n. 3, P. 60-65, 2015.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. **Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD)**. Disponível em: <https://ww2.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/trabalhoerendimento/pnad2015/microdados.shtm> Acesso em: 04 maio 2019.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Evolução e perspectivas da mortalidade infantil no Brasil. **Texto de discussão**, n. 2. Rio de Janeiro, 1999.

JENNINGS, V.; LARSON, L.; YUN, J. Advancing sustainability through urban green space: Cultural ecosystem services, equity, and social determinants of health. **International Journal of environmental research and public health**, v. 13, n. 2, p. 196, 2016.

KANUNGO, S. et al. Measuring Poverty in Eastern India through Multi-Dimensional Poverty Index (MPI): Tool to Focus Where to Invest in Public Health. **National Journal of Community Medicine**, v. 10, n.2, p. 55-61, 2019.

KARIMI, M.; BRAZIER, J. Health, health-related quality of life, and quality of life: what is the difference? **Pharmacoeconomics**, v. 34, n. 7, p. 645-649, 2016.

LEIGH, J. P. Direct and indirect effects of education on health. **Social and Medicine**, v. 17, n, 4, p. 227-234, 1987.

LESAGE, J. P.; PACE, R. K. **Introduction to spatial econometrics**. CRC Press, Boca Raton, 2009.

LEAL, M. do C. et al. Determinantes do óbito infantil no Vale do Jequitinhonha e nas regiões Norte e Nordeste do Brasil. **Revista de Saúde Pública**, v. 51, n. 12, p. 1-9, 2017.

LOCHNER, L. Non-production benefits of educations: crime, health and good citizenship. **Nation Bureau of Economic Research**, Working Paper n. 16722, 2011.

LU, B. et al. Geographically weighted regression with a non-Euclidean distance metric: a case study using hedonic house price data. **International Journal of Geographical Information Science**, v. 28, n. 4, p. 660-681, 2014.

MACINKO, J.; GUANAIS, F. C.; DE SOUZA, M. D. F. M.. Evaluation of the impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990–2002. **Journal of Epidemiology & Community Health**, v. 60, n. 1, p. 13-19, 2006.

MACINKO, J.; HARRIS, M. J. Brazil's family health strategy—delivering community-based primary care in a universal health system. **New England Journal of Medicine**, v. 372, n. 23, p. 2177-2181, 2015.

MARIN, S. R. et al. Pobreza multidimensional em Silveira Martins/RS: uma aplicação do Método Alkire-Foster (AF). **Revista de Administração da UFSM**, v. 11, n. 2, p. 247-267, 2018.

MARTINS, M. F. et al. Qualidade do ambiente e fatores associados: um estudo em crianças de Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 20, n. 3, p. 710-718, 2004.

MOHAQEKI KAMAL, S. H. et al. Multidimensional Child Poverty Index in Iran: Distribution of Deprivation across Provinces. **Journal of Poverty**, p. 1-12, 2019.

MOSANER, M. S. Pobreza infantil no Brasil: aplicação da metodologia Alkire-Foster de mensuração de pobreza multidimensional. **Economia Aplicada**, v. 20, n. 4, p. 489-507, 2016.

MORAES, M.; MARIN, S. R.; VIEIRA, C. Pobreza multidimensional em Santa Catarina (2000-2010): Uma aplicação do método Alkire-Foster. **Economia e Desenvolvimento**, v. 30, p. 7, 2018.

MOURA JR, J. F.; SARRIERA, J. C. Impactos das Diferentes Formas de Mensuração da Pobreza nas Variações do Índice de Bem-Estar Pessoal. **Psicologia: Teoria e Pesquisa**, v. 35, 2019.

NUSSBAUMER, P.; BAZILIAN, M.; MODI, V. Measuring energy poverty: Focusing on what matters. **Renewable and Sustainable Energy Reviews**, v. 16, n. 1, p. 231-243, 2012.

OLIVEIRA, H. M.; GONÇALVES, M. J. F.; PIRES, R. O. M.. Caracterização da estratégia saúde da família no estado do Amazonas, Brasil: análise da implantação e impacto. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 27, p. 35-45, 2011.

OMOTOSO, K. O.; KOCH, S. F. Exploring child poverty and inequality in post-apartheid South Africa: a multidimensional perspective. **Journal of Poverty and Social Justice**, v. 26, n. 3, p. 417-437, 2018.

OXFORD POVERTY AND HUMAN DEVELOPMENT INITIATIVE (OPHI). **Global Multidimensional Poverty Index 2018: The Most Detailed Picture To Date of the World's Poorest People**. University of Oxford, UK, 2018.

PAES, N. A.; SILVA, L. A.. Doenças infecciosas e parasitárias no Brasil: uma década de transição. **Revista Panamericana de Salud Pública**, v. 6, p. 99-109, 1999.

PAZ, M. G. A.; ALMEIDA, M. F.; GÜNTHER, W. M. R.. Prevalência de diarreia em crianças e condições de saneamento e moradia em áreas periurbanas de Guarulhos, SP. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 15, p. 188-197, 2012.

PAZÓ, R.G. et al. Panorama das internações por condições sensíveis à atenção primária no Espírito Santo, Brasil, 2000 a 2014. **Revista Brasileira de Medicina de Família e Comunidade**, v. 12, n. 39, p. 1-12, 2017.

PEDRAZA, D. F.; QUEIROZ, D. de; SALES, M. C.. Doenças infecciosas em crianças pré-escolares brasileiras assistidas em creches. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 19, p. 511-528, 2014.

PEMBERTON, S.; GORDON, D.; NANDY, S. Child rights, child survival and child poverty: The debate. In: MINUJIN, A; NANDY, S. (Coord.). **Global child poverty and well-being: Measurement, concepts, policy and action**, p. 19-37, 2012.

PENNA, K. E. D. V. N.. Testes HEGY de raízes unitárias sazonais: efeitos de observações atípicas, erros de medida e quebras estruturais. **Dissertação** (Mestrado em Estatística)- Instituto de Matemática e Estatística, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2009.

PEREZ-HEYDRICH, C. et al. Social and spatial processes associated with childhood diarrheal disease in Matlab, Bangladesh. **Health & place**, v. 19, p. 45-52, 2013.

PROGRAMA DAS NAÇÕES UNIDAS PARA O DESENVOLVIMENTO. Disponível em: <http://www.br.undp.org/content/brazil/pt/home/>. Acesso: 18 abr. 2017.

RAMALHO, W. M.. Desigualdades socioeconômicas e espaciais da mortalidade infantil no Brasil e Distrito Federal. **Tese de Doutorado** (Medicina Tropical). Brasília, 2014.

RASELLA, D.. Impacto do Programa Água para Todos (PAT) sobre a morbi-mortalidade por diarreia em crianças do Estado da Bahia, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 29, p. 40-50, 2013.

REIS, M. Public primary health care and children's health in Brazil: evidence from siblings. **Journal of Population Economics**, v. 27, n. 2, p. 421-445, 18 ago. 2014.

RIBEIRO, F. G.; SHIKIDA, C.; HILLBRECHT, R. O. Bolsa Família: Um survey sobre os efeitos do programa de transferência de renda condicionada do Brasil. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v.47, n., p. 805-862, 2017.

ROCHA, R.; FERNANDES, L. M. S.. O Impacto das Unidades de Pronto Atendimento (UPAs) 24h sobre indicadores de mortalidade: evidências para o Rio de Janeiro. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.46, n. 3, 2016.

RODRIGUES, M. B. Distribuição espacial da Mortalidade Infantil por Doenças Infecciosas e Parasitárias (DIP) em Jaboatão dos Guararapes – PE. 2007. **Dissertação** (Mestrado em Saúde Pública) - Centro de Pesquisas Aggeu Magalhães, Fundação Oswaldo Cruz, Recife, 2007.

RONCALLI, A. G.; LIMA, K. C. de. Impacto do Programa Saúde da Família sobre indicadores de saúde da criança em municípios de grande porte da região Nordeste do Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 11, p. 713-724, 2006.

SANTOS, A. M. A.; JACINTO, P. A.. O Impacto do Programa Saúde da Família Sobre a Saúde das Crianças da Área Rural do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 55, n. 2, p. 227-246, 2017.

SANTOS, S. M.; NORONHA, C. P. Padrões espaciais de mortalidade e diferenciais sócio-econômicos na cidade do Rio de Janeiro. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 17, p. 1099-1110, 2001.

SEN, A. Poverty: An Ordinal Approach to Measurement. **Econometrica**, v. 4, n.2, p 219-231, 1976.

SEN, A. Poverty in the human development perspective: concept and measurement. **Human Development Report**, p. 15-23, 1997.

SEN, A. Health in development. **Bulletin of the World Health Organization**, v. 77, n. 8, p. 619, 1999.

SEN, A. **Desenvolvimento como liberdade**. Editora Schwarcz S.A, São Paulo, 2010.

SERRA, A. S.; YALONETZKY, G. I.; BELIK, W. Pobreza Multidimensional no Brasil 2000/2010. In: 45º Encontro Nacional de Economia- ANPEC, Natal, p. 1-20, 2017.

SILVESTREIN, S. et al. Maternal education level and low birth weight: a meta-analysis. **Jornal de Pediatria**, Rio de Janeiro, v 89 n 4, p 339-345, 2013

SWEENEY, K. et al. A health system–based investment case for adolescent health. **Journal of Adolescent Health**, v. 65, n. 1, p. S8-S15, 2019.

SOMMER, A.; WOODWARD, W. E. The influence of protected water supplies on the spread of classical/Inaba and El Tor/Ogawa cholera in rural East Bengal. **The Lancet**, v. 300, n. 7785, p. 985-987, 1972.

SOUZA, E.R. de; JORGE, M.H.P. de M. Impacto da violência na infância e adolescência brasileiras: magnitude da morbimortalidade. In: LIMA, C.A. et al. (Coord.). **Violência faz mal à saúde**. Brasília: Ministério da Saúde, 2006. p.23-28.

TAVARES, P. A., et al. Uma avaliação do Programa Bolsa Família: focalização e impacto na distribuição de renda e pobreza. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.39, n.1, p. 25-58, 2009.

UNITED NATIONS. Transforming our world: The 2030 agenda for sustainable development. **Resolution adopted by the General Assembly, Division for Sustainable Development Goals: New York, NY, USA, 2015.**

UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME (UNDP). **Human Development Report 2016 Human Development for Everyone, 2017**. Disponível em: <http://www.br.undp.org/content/brazil/pt/home.html>. Acesso em 15/març./2019.

UNITED NATIONS CHILDREN’S FUND (UNICEF). **General Assembly adopts powerful definition of child povert**. New York, 2007. Disponível em: www.unicef.org/media/media_38003.html

UNITED NATIONS INTERNATIONAL CHILDREN'S EMERGENCY Fund (UNICEF). Pobreza na infância e adolescência, 2018. Disponível em: <https://www.unicef.org/brazil/relatorios/pobreza-na-infancia-e-na-adolescencia> Acesso em: 02 jun 2018.

UNITED NATIONS GENERAL ASSEMBLY (UNGA). Promotion and protection of the rights of children. **Report of the Third Committee**. New York: United Nations, 2006.

VANDEMOORTELE, J. Equity begins with children. **Global child poverty and well-being: Measurement, concepts, policy and action**, p. 39-53, 2012.

VENSON, A. H. Uma análise espacial do envio e recebimento de pacientes para internação nos municípios brasileiros em 2014. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 18, n. 1, 2018.

VERULAVA, T. Health capital, primary health care and economic growth. **Eastern Journal of Medicine**, v. 24, n. 1, p. 57-62, 2019.

TORRES, R. M. C. et al. Uso de indicadores de nível local para análise espacial da morbidade por diarreia e sua relação com as condições de vida. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 18, p. 1441-1450, 2013.

WAGSTAFF, A. et al. Child health: reaching the poor. **American journal of public health**, v. 94, n. 5, p. 726-736, 2004.

WANG, X.; ZHOU, L.; SHANG, X. Child poverty in rural China: multidimensional perspective. **Asian Social Work and Policy Review**, v. 9, n. 2, p. 109-124, 2015.

WICKHAM, S. et al. Poverty and child health in the UK: using evidence for action. **Archives of disease in childhood**, p. archdischild-2014-306746, 2016.

WILLIAMS, C. J. et al. Geographic correlation between deprivation and risk of meningococcal disease: an ecological study. **BMC public health**, v. 4, n. 1, p. 30, 2004.

WISE, P. H. Child poverty and the promise of human capacity: childhood as a foundation for healthy aging. **Academic pediatrics**, v. 16, n. 3, p. S37-S45, 2016.

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). Constitution of the World Health Organization. **Basic documents** (45th edition), Supplement, October 2006. Geneva: World Health Organization.

WORLD HEALTH ORGANIZATION (WHO). **State of Inequality: Reproductive Maternal Newborn and Child Health: Interactive Visualization of Health Data**. World Health Organization, 2015. Disponível em: <https://www.who.int/gho/publications/en/>. Acesso em 02 abril 2019.