



UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS EXATAS E DA NATUREZA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM MODELOS DE DECISÃO E SAÚDE-DOUTORADO

Everlane Suane de Araújo da Silva

**IMPACTO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NA MORTALIDADE
INFANTIL DO SEMIÁRIDO BRASILEIRO**

João Pessoa-PB
2017

EVERLANE SUANE DE ARAÚJO DA SILVA

**IMPACTO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NA MORTALIDADE
INFANTIL DO SEMIÁRIDO BRASILEIRO**

Tese apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Modelos de Decisão e Saúde - Nível Doutorado - do Centro de Ciências Exatas e da Natureza da Universidade Federal da Paraíba como requisito regulamentar para obtenção do título de Doutor.

Linha de Pesquisa: Modelos de Decisão

Orientadores:

Prof. Dr. Neir Antunes Paes

Prof. Dr. Cesar Cavalcanti da Silva

João Pessoa-PB
2017

S586i Silva, Everlane Suane de Araújo da.
Impacto do Programa Bolsa Família na mortalidade infantil
do semiárido brasileiro / Everlane Suane de Araújo da Silva. -
João Pessoa, 2017.
142 f. : il. -

Orientador: Neir Antunes Paes, Cesar Cavalcanti da Silva.
Tese (Doutorado) - UFPB/CCEN

1. Saúde – Modelos de Decisão. 2. Mortalidade Infantil. 3.
Programa Bolsa Família. 4. Desenvolvimento Humano –
Semiárido - Brasil. I. Título.

UFPB/BC

CDU: 614(043)

EVERLANE SUANE DE ARAÚJO DA SILVA

**IMPACTO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA NA MORTALIDADE
INFANTIL DO SEMIÁRIDO BRASILEIRO**

João Pessoa, 20 de julho de 2017

BANCA EXAMINADORA:



Prof. Dr. Neir Antunes Paes
Orientador – UFPB



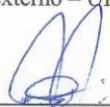
Prof. Dr. Cesar Cavalcanti da Silva
Orientador – UFPB



Prof. Dr. João Agnaldo do Nascimento
Membro Interno – UFPB



Prof. Dra. Marinalva de Sousa Conserva
Membro Externo – UFPB



Prof. Dr. Márcio André Veras Machado
Membro Externo – UFPB

A DEUS, pelo seu trabalhar tão perfeito em minha vida, por me conduzir às melhores decisões e dando forças para não desistir jamais.

Aos meus pais, pelo amor e apoio em todos os momentos.

A William, meu esposo, pelo incentivo, apoio e compreensão.

AGRADECIMENTOS ESPECIAIS

Ao Prof. Dr. Neir Antunes Paes, pela orientação, prontidão e dedicação de várias horas para um andamento qualificado do doutorado. Além disso, pelos valiosos e indescritíveis ensinamentos que seguirei sempre. Muito obrigada, pela paciência e dedicação.

Ao Prof. Dr. Cesar Cavalcanti da Silva, pelo valioso apoio no doutorado, pelos ensinamentos dignos de muitos aplausos e por sempre passar confiança e coragem.

AGRADECIMENTOS

Aos meus avós, Everton (irmão) e demais familiares, pela colaboração e incentivo que sempre deram em minha caminhada acadêmica.

Aos alunos e ex-alunos do Laboratório de Estudos Demográficos (LED/UFPB), pela troca de experiência e auxílio ao longo da realização deste estudo. Destaco a colaboração de Kelfanio Alves, na elaboração dos mapas.

A todos meus colegas de curso e profissão, pelo apoio e amizade, em especial aos meus amigos: Prof. Me. Eleazar Lucena, Dra. Francilene Jane, Prof. Dr. Jozemar Santos, Prof. Dr. Hemílio Coêlho, Profa. Ma. Tiê Coutinho e Prof. Dr. Jailson Rodrigues.

Ao Prof. Dr. João Agnaldo do Nascimento, pela presteza e colaboração no desenvolvimento da análise estatística em todos os momentos do estudo. Além disso, fico grata por aceitar os convites para as bancas examinadoras da Tese.

À Profa. Dra. Marinalva Conserva, pelo apoio e acolhimento no NEPPS/UFPB (Núcleo de Estudos e Pesquisas em Políticas Sociais). O incentivo transmitido, por todos que fazem o NEPPS, para uma produção de estudos qualificados e voltados para a população, é contagiante. Muito obrigada pela participação nas bancas examinadoras da Tese.

Ao Prof. Dr. Márcio Machado, por aceitar fazer parte da banca examinadora, assim, contribuindo para o enriquecimento e acréscimos positivos à Tese.

Ao Prof. Dr. Marcelo Ferreira, pela colaboração para a concretização da análise estatística da Tese.

Ao estimado secretário do PPGMDS/UFPB, Francisco Santos (Chico), pela sua agilidade e colaboração na resolução das questões que surgiram ao longo da caminhada.

Aos Professores do Programa de Pós-Graduação em Modelos de Decisão e Saúde/UFPB, que contribuíram de forma alargada para o crescimento do meu conhecimento.

À CAPES pelo apoio financeiro na execução dessa pesquisa.

“Por vezes sentimos que aquilo que fazemos não é senão uma gota de água no mar. Mas o mar seria menor se lhe faltasse uma gota.”

(Madre Teresa de Calcutá)

RESUMO

Em 2003, o governo federal lançou o Programa Bolsa Família, uma transferência condicional de renda destinada às famílias pobres que cumpram com certas condições relacionadas à Educação, Saúde, Nutrição, Assistência Social e Trabalho. Mais da metade da população pobre do País vive na região Semiárida, sendo marcada por grandes desigualdades sociais e altos níveis de mortalidade infantil. O objetivo consistiu em avaliar o impacto das ações do Programa Bolsa Família sobre a mortalidade infantil, no período 2004-2010, nos municípios da região Semiárida do Brasil. Foi realizado um estudo ecológico longitudinal de regressão a efeitos fixos com dados em painel, a partir dos microdados dos 1.133 municípios do Semiárido brasileiro. O Modelo Final de regressão conseguiu explicar a associação entre a variável dependente, Taxa de Mortalidade Infantil, e a variável independente, Cobertura do Programa Bolsa Família, controlada por covariáveis socioeconômicas, demográficas e da saúde. As intervenções governamentais (Programa Bolsa Família e Estratégia Saúde da Família), o aumento da Cobertura de Consultas de Pré-natal e a redução dos níveis de fecundidade têm contribuído, significativamente, para a diminuição da mortalidade infantil na região. Para manter o quadro de redução, é imprescindível que também sejam reforçadas medidas, tais como: redução do analfabetismo de pessoas com 15 anos ou mais, maior atenção ao fornecimento de água e condições de saneamento dos domicílios e atenção às demandas provenientes do aumento da taxa de urbanização. Concluiu-se que o Programa Bolsa Família teve um impacto positivo na redução dos níveis da mortalidade infantil, o qual foi potencializado com a intervenção de fatores sociais e demográficos.

Palavras-chave: Programa Bolsa Família. Mortalidade infantil. Semiárido brasileiro.

ABSTRACT

In 2003, the federal government launched the Bolsa Família Program, a conditional income transfer to poor families that fulfill certain conditions related to Education, Health, Nutrition, Social Assistance and Labor. More than half of the country's poor population live in the semi-arid region which is marked by large social inequalities and high levels of infant mortality. The objective was to evaluate the impact of the Bolsa Família Program actions on infant mortality in the municipalities of the semi-arid region of Brazil in the period from 2004 to 2010. A longitudinal ecological study on fixed effects regression with panel data was undertaken using the microdata of the 1,133 municipalities of the Brazilian semi-arid region. The final regression model was able to explain the association between the dependent variable Infant Mortality Rate and the independent variable Coverage of the Bolsa Família Program, controlled by socioeconomic, demographic and health covariables. Government interventions (Family Allowance Program and Family Health Strategy), increased coverage of antenatal appointments and reduced fertility levels have significantly contributed to the reduction of infant mortality in the region. In order to maintain the reduction framework, it is necessary to reinforce measures such as: reducing the illiteracy rate of those people aged 15 or more, paying more attention to water supply and sanitation, and paying attention to the demands related to the urbanization rate increase. It was concluded that the Bolsa Família Program had a positive impact on the reduction of infant mortality levels, which was strengthened by the intervention of social and demographic factors.

Keywords: Bolsa Família Program. Infant mortality. Brazilian semi-arid.

LISTA DE FIGURAS

Figura 2.1 –	Espaço geográfico do Semiárido brasileiro.....	26
Figura 2.2 –	Modelo teórico dos efeitos dos programas de transferência condicionada de renda e da atenção primária à saúde sobre a sobrevivência da criança.....	46
Figura 4.1 –	Dispersão do IDHM, municípios do Semiárido brasileiro, 1991, 2000 e 2010.....	81
Figura 4.2 –	Evolução da Taxa de Mortalidade Infantil, por mil nascidos vivos, Semiárido brasileiro, 1991, 2000 e 2010.....	82

LISTA DE TABELAS

Tabela 3.1 –	Classificações para a estratificação dos municípios do Semiárido brasileiro, para estudar o Programa Bolsa Família e a mortalidade infantil.....	67
Tabela 3.2 –	Interpretação do Coeficiente de correlação de Spearman.....	70
Tabela 3.3 –	Sinais esperados das variáveis, ao realizar a regressão de efeitos fixos, considerando a Taxa de Mortalidade Infantil como variável dependente, Semiárido brasileiro, 2004-2010.....	79
Tabela 4.1 –	Valores mínimo, máximo, amplitude, média e desvio padrão para os indicadores, Semiárido brasileiro, 2004 e 2010.....	84
Tabela 4.2 –	Classificação (PNAS/2004) e subclassificação (SNAS/2015) segundo os portes da população dos municípios do Semiárido brasileiro, 2004 e 2010.....	87
Tabela 4.3 –	Médias da Taxa de Mortalidade Infantil e da cobertura do Programa Bolsa Família dos agregados municipais formados a partir do porte da população (PNAS/2004) e da subclassificação (SNAS/2015). Semiárido brasileiro, 2004 e 2010.....	88
Tabela 4.4 –	Distribuição, população e médias da Taxa de Mortalidade Infantil e da cobertura do Programa Bolsa Família, segundo os agregados municipais formados a partir do porte da população (IBGE). Semiárido brasileiro, 2004 e 2010.....	89
Tabela 4.5 –	Distribuição, população, médias da Taxa de Mortalidade Infantil e da cobertura do Programa Bolsa Família dos agregados municipais formados a partir das faixas do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM/2010). Semiárido brasileiro, 2004 e 2010.....	90
Tabela 4.6 –	Amplitude total das médias da Taxa de Mortalidade Infantil e da cobertura do Programa Bolsa Família, segundo classificações selecionadas para os agregados municipais. Semiárido brasileiro, 2004 e 2010.....	91

Tabela 4.7 –	Descenso da média da Taxa de Mortalidade Infantil e incremento da média da cobertura do Programa Bolsa Família, por estratos, segundo classificações selecionadas para os agregados municipais. Semiárido brasileiro, 2004/2010.....	92
Tabela 4.8 –	Médias da Estratégia Saúde da Família e de indicadores selecionados dos agregados municipais formados a partir das faixas do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal/2010. Semiárido brasileiro, 2004 e 2010.....	93
Tabela 4.9 –	Matriz dos coeficientes de correlação de Spearman entre as variáveis do estudo. Semiárido brasileiro, 2004-2010.....	96
Tabela 4.10 –	Modelos de regressão de efeitos fixos ao considerar os fatores socioeconômicos e demográficos associados à mortalidade infantil, Semiárido brasileiro, 2004-2010.....	99
Tabela 4.11 –	Modelos de regressão de efeitos fixos ao considerar os fatores da atenção à saúde e demográficos associados à mortalidade infantil, Semiárido brasileiro, 2004-2010.....	101
Tabela 4.12 –	Modelos de regressão de efeitos fixos ao considerar os fatores socioeconômicos, da atenção à saúde, demográficos e interações associados à mortalidade infantil, Semiárido brasileiro, 2004-2010...	102
Tabela 4.13 –	Modelos de regressão de efeitos fixos ao considerar os fatores socioeconômicos, da atenção à saúde, demográficos e interações associados à mortalidade infantil, Semiárido brasileiro, 2004-2010...	104

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 2.1 –	Evolução do número de famílias beneficiárias do Programa Bolsa Família no espaço geográfico do Semiárido brasileiro.....	28
Gráfico 3.1 –	Representação da interpolação linear.....	65
Gráfico 3.2 –	Representação da equação da reta.....	65
Gráfico 4.1 –	Evolução da cobertura média do PBF, Semiárido brasileiro, 2004 a 2010.....	85
Gráfico 4.2 –	Evolução da cobertura média da ESF, Semiárido brasileiro, 1998 a 2010.....	86

LISTA DE ABREVIATURAS

CADÚNICO – Cadastro Único dos Programas Sociais do Governo Federal

DAB – Departamento de Atenção Básica

ESF – Estratégia Saúde da Família

FIRJAN – Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro

FJP – Fundação João Pinheiro

IBGE – Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística

IDHM – Índice de Desenvolvimento Humano Municipal

INSA – Instituto Nacional do Semiárido

IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

MDSA – Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário

MIN – Ministério da Integração Nacional

MS – Ministério da Saúde

ODM – Objetivos de Desenvolvimento do Milênio

OMS – Organização Mundial de Saúde

ONU – Organização das Nações Unidas

OPAS – Organização Pan-Americana da Saúde

PBF – Programa Bolsa Família

PNAB – Política Nacional da Atenção Básica

PNAD – Pesquisa Nacional de Amostra por Domicílio

PNUD – Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento

PSF – Programa de Saúde da Família

RIPSA – Rede Interagencial de Informações para a Saúde

SAGI – Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação

SENARC – Secretaria Nacional de Renda de Cidadania

SIAB – Sistema de Informação da Atenção Básica

SIM – Sistema de Informação sobre Mortalidade

SINASC – Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos

SUS – Sistema Único de Saúde

TMI – Taxa de Mortalidade Infantil

UF – Unidade da Federação

UNICEF – Fundo das Nações Unidas para a Infância

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	19
1.1	OBJETIVOS.....	24
1.1.1	Geral.....	24
1.1.2	Específicos.....	24
2	REVISÃO DA LITERATURA.....	25
2.1	CENÁRIO ESPACIAL E DEMOGRÁFICO DO SEMIÁRIDO BRASILEIRO.....	25
2.2	A CRIAÇÃO E O OBJETIVO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA.....	28
2.3	CONDICIONALIDADES DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA.....	31
2.4	TIPOS E VALORES DOS BENEFÍCIOS DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA.....	31
2.5	PLANO BRASIL SEM MISÉRIA (BSM).....	32
2.6	TRANSIÇÃO EPIDEMIOLÓGICA E DEMOGRÁFICA.....	33
2.7	MORTALIDADE INFANTIL.....	37
2.8	TÉCNICAS DEMOGRÁFICAS DE ESTIMAÇÃO DA MORTALIDADE INFANTIL.....	40
2.8.1	Cálculo da mortalidade infantil.....	40
2.9	QUALIDADE DOS REGISTROS VITAIS.....	42
2.10	IMPACTO DO BOLSA FAMILIA SOBRE A MORTALIDADE INFANTIL.....	45
2.11	CONDIÇÕES DE VIDA.....	47
2.12	RELACIONAMENTO ENTRE AS CONDIÇÕES DE VIDA E A MORTALIDADE INFANTIL.....	51
2.13	O TERRITÓRIO E SEUS DIFERENCIAS.....	56
3	METODOLOGIA.....	58
3.1	TIPOLOGIA DO ESTUDO.....	58
3.2	FONTES DOS DADOS E VARIÁVEIS DO ESTUDO.....	58
3.2.1	Programa Bolsa Família.....	59
3.2.2	Mortalidade infantil.....	60
3.2.3	Fatores associados à mortalidade infantil.....	61

3.3	MONTAGEM DA BASE DOS DADOS.....	63
3.4	ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS INDICADORES.....	66
3.5	ESTRATIFICAÇÃO DOS MUNICÍPIOS DO SEMIÁRIDO BRASILEIRO PARA ANÁLISE CONJUNTA DA MORTALIDADE INFANTIL E DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA.....	67
3.6	RELACIONAMENTO ENTRE A TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL E OS INDICADORES DO ESTUDO.....	70
3.7	MODELO ESTATÍSTICO PARA O ESTUDO DAS RELAÇÕES ENTRE MORTALIDADE INFANTIL E FATORES ASSOCIADOS.....	71
3.7.1	Análise de Regressão.....	71
3.7.2	Teste F para significância geral do modelo.....	80
4	RESULTADOS E DISCUSSÕES.....	81
4.1	EVOLUÇÃO DO ÍNDICE DE DESENVOLVIMENTO HUMANO MUNICIPAL NO SEMIÁRIDO BRASILEIRO.....	81
4.2	ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS INDICADORES.....	82
4.3	ESTRATIFICAÇÃO DOS MUNICÍPIOS DO SEMIÁRIDO BRASILEIRO PARA ANÁLISE DA MORTALIDADE INFANTIL E PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA.....	86
4.4	RELACIONAMENTO ENTRE A TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL E OS INDICADORES DO ESTUDO.....	96
4.5	ANÁLISE DE REGRESSÃO PARA O ESTUDO DAS RELAÇÕES ENTRE MORTALIDADE INFANTIL E EFEITOS DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA.....	97
4.5.1	Fatores socioeconômicos.....	99
4.5.2	Fatores associados à atenção à saúde.....	101
4.5.3	Fatores socioeconômicos, associados à atenção à saúde, demográficos e interações.....	102
4.5.4	Modelo Final.....	104
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	111
	REFERÊNCIAS.....	115

Apêndice A – Resultados dos modelos de regressão de efeitos fixos gerados utilizando o software estatístico Stata.....	136
Apêndice B – Justificativa da Ausência do Comitê de Ética em Pesquisa.....	137
Anexo 1 – Script para Análise de Dados em Paineis no Software Estatístico R	138
Anexo 2 – Script para geração dos mapas da Figura 4.2.....	140

1 INTRODUÇÃO

Os Programas de transferência condicional de renda foram criados para romper o ciclo intergeracional da pobreza, fornecendo uma fonte de renda regular mínima para famílias pobres que é "condicional" em seu investimento na saúde e educação de seus filhos (SHEI, 2013). A preocupação com a transferência de renda no mundo é histórica. Existem diversas gerações de programas de transferências de renda, onde a primeira geração desses programas começou na América Latina, no final do século XX (década de 1990), os quais concentraram suas ações nas áreas de saúde e educação (BASSETT, 2008).

O Programa Bolsa Família (PBF) do Brasil consiste na transferência condicional direta de renda que beneficia famílias em situação de pobreza e de extrema pobreza (BRASIL, 2017), criado em 2003 (RASELLA et al., 2013) e que é considerado o programa de transferência monetária de maior envergadura no mundo (WOLF, 2014). Os benefícios são específicos para famílias com crianças, jovens até 17 anos, gestantes e mães que amamentam (BRASIL, 2017).

As principais condicionalidades do PBF são: vacinação conforme o calendário vacinal e acompanhamento do crescimento e desenvolvimento das crianças menores de 7 anos, acompanhamento da saúde das mulheres na faixa de 14 a 44 anos e de gestantes e nutrízes. Na educação, todas as crianças e adolescentes entre 6 e 17 anos devem apresentar a frequência escolar mensal mínima exigida (COTTA; MACHADO, 2013). De acordo com as normas vigentes em 2017, o PBF brasileiro oferece às famílias seis tipos de benefícios: Básico, Variável Vinculado à Criança ou ao Adolescente de 0 a 15 anos, Variável Vinculado ao Adolescente (entre 16 e 17 anos), Variável Vinculado à Gestante, Variável Vinculado à Nutriz e Benefício para Superação da Extrema Pobreza (BRASIL, 2017).

Como o Programa Bolsa Família focaliza suas ações para a parcela pobre do País, então, merece destaque análises ligadas ao tema. Nesse contexto, a desigualdade de renda experimentada pelo Brasil pode ser considerada alarmante e passível de medidas que minimizem os pesados efeitos acarretados por essa problemática.

Estudos alertam que, para combater a mortalidade infantil no Brasil, fazem-se necessárias intervenções governamentais que minimizem as disparidades de renda experimentada por grande parte do povo deste território, e salientam que os gestores devem disponibilizar meios para cumprimento de maneira adequada das condicionalidades impostas aos beneficiários dos programas (RASELLA, 2013; GUANAIS, 2013; SHEI, 2013).

As questões relacionadas à pobreza são persistentes e recorrentes, onde inúmeros estudos buscam avaliar os efeitos desse fenômeno. A experiência brasileira e a de outros países em desenvolvimento indicam que a intensificação de investimentos em educação, saneamento básico e cuidados de saúde, incluindo o monitoramento do estado nutricional infantil e a detecção e correção precoce da desnutrição, serão essenciais para se alcançar a superação do problema (GILLESPIE; MASON; MARTORELL, 1996; SMITH; HADDAD, 2000; MONTEIRO; CONDE; POPKIN, 2002; MONTEIRO, 2003).

A pobreza é o resultado das desigualdades sociais e econômicas que acompanha a humanidade há séculos. A pobreza passou a desenvolver características peculiares nos últimos 200 anos, à medida que o sistema capitalista de organização da sociedade passou a imperar em todo o mundo. A concentração das pessoas nas grandes cidades, a reestruturação industrial e a forma desigual de distribuição do crescimento econômico contribuíram para a criação de um novo elenco de problemas e carências ligados à insegurança pessoal, à violência urbana e à desorganização dos grupos mais vulneráveis (SANTANA, 2007).

Reconhecendo a fundamental importância da variável renda, a extrema pobreza se manifesta de múltiplas formas. Além da insuficiência de renda, a insegurança alimentar e nutricional, baixa escolaridade, pouca qualificação profissional, fragilidade de inserção no mundo do trabalho, acesso precário à água, à energia elétrica, à saúde e à moradia são algumas delas. Superar a extrema pobreza requer, portanto, a ação intersetorial do Estado (BRASIL, 2015).

No Brasil, a pobreza apresenta grandes proporções e se espalha por todas as regiões, sendo mais cruel com as populações rurais e urbanas da região Nordeste e as populações rurais das demais regiões brasileiras (MONTEIRO, 2003). É comum observar abordagens que retratam a situação preocupante enfrentada por grande parte dos moradores da região Semiárida brasileira. Geralmente, são retratados problemas ligados à pobreza persistente instalada nessa área. Algumas soluções paliativas são dadas pelos governantes, mas ficam distantes da superação das severas dificuldades enfrentadas pela população dessa área.

Sendo a mortalidade a última resposta aos padrões de desenvolvimento de uma população, entende-se que o nível de desenvolvimento socioeconômico da região Semiárida brasileira articula-se, por sua vez, com o comportamento da mortalidade nessa região. A carência de análises sobre essa dialogicidade tende a agravar, ainda mais, a situação por falta de parâmetros que indiquem pontos de vulnerabilidade passíveis de superação pela ação de políticas públicas.

O Fundo das Nações Unidas para a Infância (UNICEF) tem como esfera prioritária de ação a abordagem dos aspectos relacionados ao direito à sobrevivência, nutrição e oferta de serviços básicos capazes de salvar vidas e contribuir para o crescimento saudável das crianças. A Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) é o primeiro indicador sociodemográfico usado pelo UNICEF para medir essa "sobrevivência", ou seja, estima o risco de morte dos nascidos vivos durante o primeiro ano de vida (mortalidade infantil clássica) e durante os cinco primeiros anos de vida (mortalidade de menores de 5 anos de idade) (BRASIL, 2010). Considerando o posicionamento do UNICEF perante a sobrevivência infantil, iniciativas governamentais que buscam colaborar com as ações protetoras das crianças são vistas como possibilidades de realização dos objetivos dos órgãos apoiadores da infância.

Durante a década de 1960, os níveis de mortalidade infantil se estabilizaram no Brasil, em praticamente todas as regiões (TAUCHER, 1978). Na década de 1970, a mortalidade infantil ultrapassou 90 óbitos por 1.000 nascidos vivos, onde considerável parcela desses óbitos foi atribuída a causas passíveis de prevenção, principalmente ao binômio infecção-desnutrição (MOREIRA et al., 2012). Pelo menos desde o ano 1970, a mortalidade infantil é vista como uma ocorrência “evitável” por serviços de saúde eficazes, constituindo-se em um “evento sentinela” da qualidade da atenção médica (RUTSTEIN et al., 1976; HARTZ et al., 1996). Já em 1990, a Taxa de Mortalidade Infantil era de 48,3 óbitos por 1.000 nascidos vivos, caindo ainda mais na década seguinte, chegando em 2009 a 14,8 óbitos de menores de um ano por 1.000 nascidos vivos (MOREIRA et al., 2012). Segundo o Ministério da Saúde, de 1990 a 2012, a TMI no Brasil reduziu 70,5% (BRASIL, 2014).

Em 2000, a redução da mortalidade na infância fez parte dos oito Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODM) delineados pelo Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento - PNUD (United Nations Development Programme - UNDP), ao analisar os maiores problemas mundiais. Segundo o Relatório Nacional de Acompanhamento dos ODM 2013, o Brasil já alcançou a meta, estando à frente de muitos países signatários. O Brasil também já atingiu a meta estabelecida em relação às mortes de crianças com menos de 1 ano de idade, passando de 47,1 para 15,3 óbitos por 1.000 nascidos vivos, superando a meta de 15,7 óbitos estimada para 2015 (BRASIL, 2014a).

Se os níveis da mortalidade infantil atingiram no Brasil patamares razoáveis, a desigualdade relacionada a ela ainda é grande: crianças pobres têm mais do que o dobro de chance de morrer do que as ricas, e as nascidas de mães negras e indígenas têm maior taxa de mortalidade. Regionalmente, o Nordeste apresentou a maior queda nas mortes de zero a cinco

anos, mas a mortalidade na infância ainda é quase o dobro das taxas registradas no Sudeste, no Sul e no Centro-Oeste (BRASIL, 2014a).

É preciso notar que as Taxas de Mortalidade Infantil já estavam caindo antes do início do Bolsa Família (2003), mas o declínio parece ter aumentado após a implementação desse programa (SHEI, 2013). Ao todo, 36 milhões de brasileiros estão fora da extrema pobreza em decorrência da transferência de renda (BRASIL, 2014a).

Embora os estudos realizados por Guanais (2013), Rasella et al. (2013) e Shei (2013) tenham buscado associar as intervenções do PBF com a mortalidade infantil, nenhum deles enfocou exclusivamente na região Semiárida brasileira. Ainda nessa linha, não tem ficado claro como investigar essa associação de modo a destacar os diferenciais regionais em um espaço geográfico tão amplo e multifacetado. Ou seja, como a territorialidade na análise do espaço social que contemple as transferências de renda e a mortalidade infantil pode ser empregada de modo que enfatize as fragmentações regionais perante distintos estratos que as caracterizam? Qual seria o recorte geográfico-populacional que melhor capte as variações regionais desses dois indicadores?

Desta forma, fica claro que a análise estatística da mortalidade propicia valiosos esclarecimentos para avaliar o nível de saúde, traçar perfis epidemiológicos, contribuir para a definição de prioridades e alocação de recursos, além da vigilância de problemas específicos sendo de grande relevância para o campo da demografia e da saúde, além de constituírem em excelentes aportes para a tomada de decisões por partes dos gestores públicos, bem como da investigação que sucedem as ações em desenvolvimento. Ressalta-se que as estatísticas de óbitos representam, em muitos casos, o único instrumento para medir o nível de programas de saúde de uma comunidade.

Configura-se, assim, como um *Problema*, a necessidade de estudos referentes ao impacto do programa de transferência condicional de renda (Programa Bolsa Família) sobre a mortalidade infantil, na região Semiárida brasileira. Estudos com essa temática, voltados à população residente no Semiárido são inexistentes, ou seja, um contingente populacional considerável fica à margem do conhecimento de vários setores (políticos e acadêmicos) por falta de pesquisas que possibilitariam revelar o estado real experimentado por esses contingentes. Estudos nessa perspectiva guardam potencial suficiente para conhecer se o PBF influencia diretamente ou indiretamente na conquista de redução dos níveis de mortalidade infantil em uma área que enfrenta diversas situações desfavoráveis ao convívio humano.

Com a disponibilização das bases de dados do PBF nas plataformas do Ministério de Desenvolvimento Social e Agrário – MDSA, a partir de 2004, e o reconhecimento da

importância dos sistemas de informação para avaliação do impacto do PBF em prol do Brasil, era esperado que houvesse uma crescente produção sobre a utilização desses dados em nível acadêmico. No entanto, o que se tem notado é o uso político desses resultados.

A produção de estudos voltados à análise do impacto do Programa Bolsa Família sobre a mortalidade infantil é incipiente, sendo completamente ausente quando se trata de desagregações espaciais regionais ou áreas específicas do Brasil. Os trabalhos encontrados lançam mão de uma abordagem quantitativa, evidenciando uma lacuna no enfoque qualitativo.

A escassez de estudos sobre essa temática na literatura especializada, capaz de estabelecer uma dialogicidade entre os efeitos do Programa Bolsa Família sobre a mortalidade infantil na região Semiárida brasileira e a necessidade de avaliar os efeitos do Programa, *justificam* o enfoque e relevância do estudo.

A Estratégia Saúde da Família (ESF) atua em paralelo com o PBF e tem sido apontada, também, como um importante redutor da mortalidade infantil (RASELLA, 2013). Estudos relacionados às tendências de mortalidade, particularmente à mortalidade infantil, são importantes aportes para o monitoramento das ações de prevenção, pois evidenciam problemas existentes e emergentes, fortalecendo a necessidade crescente de debates e intervenções nessas áreas.

Estudos enfatizam que, desde sua criação, o Programa Bolsa Família vem contribuindo de forma positiva e substancial sobre a queda das Taxas de Mortalidade Infantil no Brasil. Entretanto, alertam para a importância dos efeitos combinados do PBF junto ao Estratégia Saúde da Família (ESF) na luta pelo alcance do decréscimo na Taxa de Mortalidade Infantil (RASELLA, 2013; GUANAIS, 2013; SHEI, 2013).

O Semiárido brasileiro pode ser facilmente reconhecido como uma área que sofre graves consequências trazidas pela alta desigualdade de renda da nação, portanto, qualquer intervenção que atente para a realidade vivida por essa parcela da população pode constituir-se como importante sinalização para a necessidade de enfrentamento dos problemas antes esquecidos e sem visibilidade. É esperado, portanto, que a construção deste trabalho contribua com a identificação das maiores necessidades da região Semiárida brasileira e possibilite a implementação de políticas sociais que resultem em avanços significativos para toda a população.

O *Objeto de Estudo* desta investigação é o Programa de Transferência Condicional de Renda (Programa Bolsa Família) e sua influência sobre os índices de mortalidade infantil no Semiárido brasileiro.

Defende-se a *tese* de que o Programa Bolsa Família impactou na redução dos níveis da mortalidade infantil na região Semiárida brasileira, no período 2004-2010.

Na busca de resposta para esses questionamentos, formulam-se os objetivos a seguir.

1.1 OBJETIVOS

1.1.1 Geral

Avaliar o impacto das ações do Programa Bolsa Família sobre a mortalidade infantil, no período 2004-2010, nos municípios da região Semiárida do Brasil.

1.1.2 Específicos

- Analisar o perfil temporal das Taxas de Mortalidade Infantil, da cobertura do Programa Bolsa Família e de indicadores associados;
- Identificar uma classificação para os municípios do Semiárido brasileiro, que capte as diferenças regionais, ao considerar a mortalidade infantil e o Programa Bolsa Família;
- Avaliar o impacto do Programa Bolsa Família sobre a mortalidade infantil por meio do uso da análise de regressão multivariada por dados em painel.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Sendo o Brasil um país de contrastes, através de um olhar social, ou pela ótica geográfica, os distintos "Brasis" se expressam em variadas formas: na desigualdade de renda, de acesso à educação, aos serviços de saúde, ao poder político, etc. As diversas regiões refletem diferentes graus de desigualdade provocados pelo modelo de desenvolvimento por elas adotado, que conduzem a sociedade brasileira a díspares condições de vida, entre aqueles que conseguem tirar proveito das benesses do desenvolvimento econômico e aqueles que permanecem à margem dele (CASTRO; RODRIGUES-JÚNIOR, 2012).

2.1 CENÁRIO ESPACIAL E DEMOGRÁFICO DO SEMIÁRIDO BRASILEIRO

O Semiárido brasileiro é o maior do mundo em termos de extensão (982.563,3 km²) e de densidade demográfica, sendo formado por 1.133 municípios. A Região Nordeste ocupa 89,5% da área Semiárida do País, perfazendo parte dos seguintes Estados: Piauí, Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco, Alagoas, Sergipe e Bahia; e mais a região setentrional de Minas Gerais (10,5%) (BRASIL, 2015a). No Semiárido, predomina a vegetação caatinga, rica em espécies vegetais que não existem em nenhum outro lugar do planeta (BRASIL, 2010a).

No Semiárido, em 2010, viviam aproximadamente 23,5 milhões de pessoas, que representavam 43% da população do Nordeste. A densidade populacional era de 23,06 hab./km², sendo superior aos observados nas Regiões Norte e Centro-Oeste e inferior às demais Regiões do País (BRASIL, 2012).

O Ministério da Integração Nacional (MIN) delimitou a região Semiárida brasileira, tomando por base os seguintes critérios: precipitação pluviométrica média anual inferior a 800 milímetros; índice de aridez de até 0,5 calculado pelo balanço hídrico que relaciona as precipitações e a evapotranspiração potencial, no período compreendido entre os anos de 1961 e 1990; e risco de seca maior que 60%, tomando-se por base o período entre os anos de 1970 e 1990 (BRASIL, 2005; BRASIL, 2015a).

Os três critérios de delimitação do Semiárido foram aplicados consistentemente a todos os municípios que pertencem à área da antiga Superintendência do Desenvolvimento do Nordeste (SUDENE), inclusive os municípios do norte de Minas e do Espírito Santo.

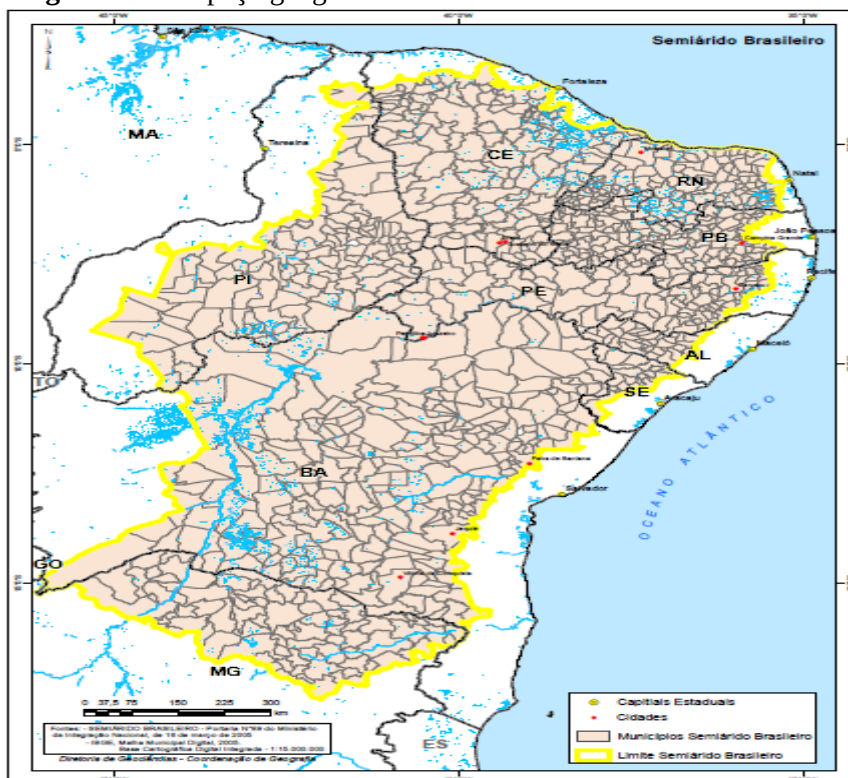
Segundo o Instituto Nacional do Semiárido – INSA, a população residente do Semiárido brasileiro é superior a das Regiões Norte e Centro-Oeste, e representa

aproximadamente 12% da população brasileira. Os Estados que detêm maior percentual de área no Semiárido são: Rio Grande do Norte, Pernambuco, Ceará e Paraíba, com 93,0%, 87,6%, 86,7% e 86,2%, respectivamente (BRASIL, 2012).

Levantamento da população total residente no Semiárido aponta que 62,0% de seus habitantes residem no meio urbano e 38,0% no meio rural. Considerando a porção Semiárida dos Estados e sua população residente, constatou-se que o Piauí e o Rio Grande do Norte apresentaram o maior e o menor percentual de sua população no meio rural, com 50,2% e 31,3%, respectivamente (BRASIL, 2012). A Figura 2.1 representa o espaço geográfico do Semiárido brasileiro.

O Semiárido enfrenta vulnerabilidades climáticas e grande parte dos solos encontra-se degradada. Os recursos hídricos da região são insuficientes ou apresentam níveis elevados de poluição. As ações humanas vêm prejudicando a fauna e a flora. E a falta de proteção dos frágeis ecossistemas regionais ameaçam a sobrevivência de muitas espécies vegetais e animais, além disso, gerando riscos à ocupação humana, inclusive associados a processos, em curso, de desertificação (BRASIL, 2015b).

Figura 2.1 – Espaço geográfico do Semiárido brasileiro



Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, 2005.

Para o ano 2010, o nível da Taxa de Fecundidade Total na região Semiárida revelou o valor de 2,2 filhos em média por mulher, quase atingindo o nível de reposição populacional, estabelecido em 2,1 (BRASIL, 2012).

Em 2010, a região Semiárida apresentou uma Taxa Bruta de Natalidade de 14,98 nascidos vivos para cada grupo de mil habitantes, um valor superior aos observados para as regiões Sul e Sudeste e, inferior a das regiões Norte, Centro-Oeste e Nordeste. No espaço geográfico dos nove Estados que formam o Semiárido brasileiro, foram nas porções Semiáridas de Alagoas, Bahia, Minas Gerais e Pernambuco que se observaram as maiores Taxas Bruta de Natalidade, enquanto, no Ceará, Paraíba, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe esse comportamento foi observado no espaço fora do Semiárido (BRASIL, 2012).

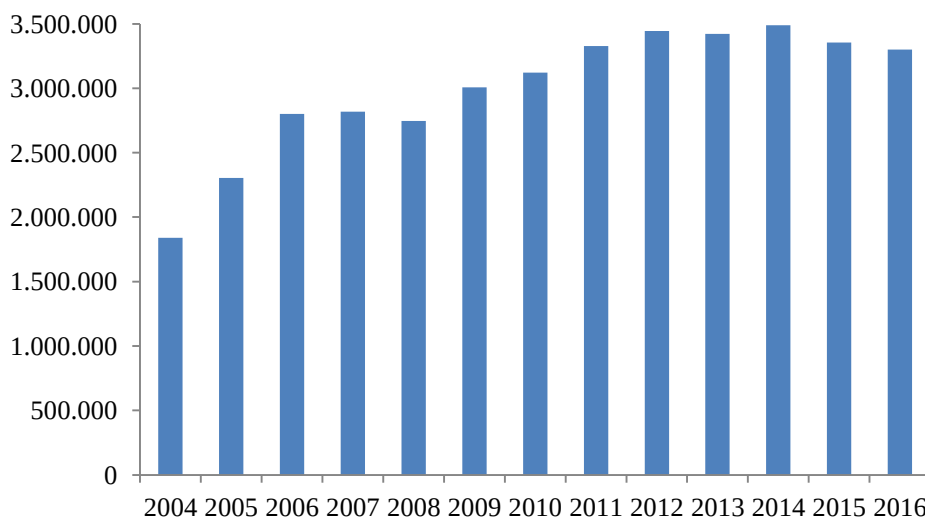
A hidrografia do Semiárido é pobre, sendo um reflexo das condições climáticas dominantes de semiaridez. O rio São Francisco tem uma significância especial para as populações ribeirinhas e da zona do Sertão que serve como sustento hídrico em longos períodos de ausência de precipitações (BRASIL, 2015b).

Alguns fatores agravam as condições de sobrevivência nessa região, dentre eles é possível citar: questões relacionadas a processos produtivos exóticos à região; titularidade da terra; dimensões do latifúndio; baixa oferta de alimentos; rede de serviços insuficiente e baixa oferta de trabalho e renda. Esses fatores, contraditoriamente, tem ocupado um lugar limitado nos temas discutidos pelos gestores públicos por ocasião das discussões, formulação e implementação de políticas para promoção do bem comum nessa região (UNICEF, 2005).

Segundo o Ministério da Integração Nacional, mais da metade (58%) da população pobre do País vive no Semiárido brasileiro, sendo essa região marcada por grandes desigualdades sociais. Estudos do Fundo das Nações Unidas para a Infância (UNICEF) mostram que 67,4% das crianças e adolescentes no Semiárido são afetados pela pobreza, sendo quase nove milhões de crianças e adolescentes desprovidos dos direitos humanos e sociais mais básicos, e dos elementos indispensáveis ao seu desenvolvimento pleno (ASA BRASIL, 2014).

A evolução do número de famílias beneficiadas pelo Programa Bolsa Família no Semiárido brasileiro é apresentada no Gráfico 2.1. Em 2014, aproximadamente, 3,5 milhões de famílias foram beneficiadas, envolvendo uma transferência de 7,1 bilhões de reais. A partir do ano 2015, foi observada uma diminuição no número de famílias beneficiadas. O Governo Federal realiza levantamentos e ao detectar irregularidades relacionadas ao recebimento do benefício, bloqueia ou cancela o vínculo do beneficiário. Em 2016, a transferência de renda beneficiou, aproximadamente, 3,3 milhões de famílias (BRASIL, 2016).

Gráfico 2.1 – Evolução do número de famílias beneficiárias do Programa Bolsa Família, no espaço geográfico do Semiárido brasileiro, 2004-2016



Fonte de dados básicos: Ministério de Desenvolvimento Social e Agrário/MDSA, 2017.

2.2 A CRIAÇÃO E O OBJETIVO DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA

Nos últimos anos, quase todos os países da América Latina já criaram formas de intervenção estatal na tentativa de alcançar melhorias nas condições de vida dos menos favorecidos da sociedade. O Brasil tem destaque pelo escopo e relevância do programa de transferência condicional de renda, Programa Bolsa Família. De maneira semelhante ao Brasil, o México possui o *Oportunidades* (2000) e o Chile conta com o *Chile Solidário* (2002) e a Argentina possui o *Asignacion Universal per Hijo* (2009) (BICHR, 2010; SPOSATI, 2011). Esse cenário também pode ser observado para países asiáticos como Bangladesh, Indonésia, Malawi e Turquia (MATTEI, 2010).

Vários programas sociais já foram criados no Brasil, beneficiando milhões de pessoas, por exemplo, o Bolsa Escola, vinculado ao Ministério da Educação, o Auxílio Gás, vinculado ao Ministério de Minas e Energia e o Cartão Alimentação, vinculado ao Ministério da Saúde. Buscando a unificação e superação das limitações desses programas sociais, foi criado o Programa Bolsa Família, com cadastro e administração centralizados no Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário (BRASIL, 2017).

Alguns municípios brasileiros tiveram a primeira experiência com a implantação de um programa de transferência direta de renda antes mesmo que esse tipo de política social ganhasse espaço em nível nacional. Por exemplo, o Bolsa Escola foi um programa educacional brasileiro idealizado pelo prefeito de Campinas, no Estado de São Paulo, José

Roberto Magalhães Teixeira, implantado naquele município em 1994. O objetivo do programa era incentivar a permanência de crianças de famílias pobres na escola através do pagamento de uma bolsa. Em 2001, o programa federal Bolsa Escola foi implantado pelo governo do então Presidente Fernando Henrique Cardoso e extinto em 2003. Para isso, destinava às famílias com renda *per capita* inferior a R\$ 90,00 e com crianças de 6 a 15 anos matriculadas no ensino fundamental regular o benefício mensal de R\$ 15,00 por criança. Cada família poderia ter, no máximo, três crianças inscritas no programa, ou seja, poderia receber um benefício de até R\$ 45,00 e era exigida a contrapartida de frequência à escola das crianças de 90% das aulas.

Em 2001, o Governo Federal brasileiro implantou um programa de distribuição de renda denominado Auxílio Gás. O objetivo do programa foi subsidiar, para as famílias pobres, a compra de botijão de gás para cozinhar. Esse benefício era destinado a famílias de baixa renda que estavam inscritas no Programa Bolsa Escola e no Cadastro Único dos Programas Sociais. O Auxílio Gás teve um diferencial de pagamento em relação aos outros programas, ele ofereceu um valor de benefício mensal de R\$ 7,50 que era pago a cada bimestre. Esse programa não exigia nenhum tipo de contrapartida por parte da família beneficiária e foi extinto em 2008.

O programa Bolsa Alimentação foi lançado pelo então Ministro da Saúde, José Serra, e teve início, em módulo piloto, em julho de 2001. O lançamento nacional ocorreu durante o governo do Presidente da República, Fernando Henrique Cardoso, em setembro de 2001 e o encerramento do programa se deu em 2003. Esse programa foi destinado à melhoria das condições de saúde e nutrição de gestantes e nutrízes (mães que estivessem amamentando filhos com até seis meses de idade) e também para crianças com seis meses a seis anos e onze meses de idade em famílias com renda *per capita* de até R\$ 90,00. O valor do benefício era de R\$ 15,00 mensais por beneficiário com limite de três beneficiários por família, perfazendo um valor máximo de R\$ 45,00. Esse programa também exigia contrapartida familiar. O benefício era vinculado a uma agenda de participação em ações básicas de saúde como exames pré-natal, vacinação, acompanhamento do crescimento, incentivo ao aleitamento materno e atividades educativas em saúde.

O Cartão Alimentação, criado no governo Lula, foi um programa de transferência de renda para aquisição de alimentos por meio de cartão magnético destinado às famílias atendidas pelo Programa Fome Zero. O valor do benefício era de R\$ 50,00 e a ele se agregavam outros benefícios que eventualmente as famílias já recebiam. O objetivo final

desse programa era garantir a emancipação socioeconômica das famílias assistidas e foi extinto em 2003.

Em relação ao foco do estudo, o Programa Bolsa Família (PBF) foi implantado em outubro de 2003 pela Medida Provisória nº 132, posteriormente convertida na Lei nº 10.836, de 9 de janeiro de 2004. O PBF unificou os seguintes programas de transferência de renda do Governo Federal: Bolsa Escola, Auxílio Gás, Cartão Alimentação e Bolsa Alimentação, sendo estes chamados de Programas Remanescentes.

O PBF já beneficiou, aproximadamente, 14 milhões de famílias em todos os municípios brasileiros, integra o Plano Brasil Sem Miséria, e tem como foco de atuação os milhões de brasileiros com renda familiar *per capita* de até R\$ 85,00 mensais e famílias com renda por pessoa entre R\$85,01 e R\$170,00 mensais, desde que tenham crianças ou adolescentes de 0 a 17 anos. O Programa está baseado na garantia de renda, inclusão produtiva e no acesso aos serviços públicos (BRASIL, 2017). O Programa contribuiu para o decréscimo da porcentagem de pessoas que vivem em miséria extrema entre 2003 e 2011 (passando de 24,4% para 10,2% da população total) (FONSECA; FAGNANI, 2013).

O Bolsa Família é executado pelos municípios, sendo estes, apoiados tecnicamente e supervisionados pelo Estado. É papel das prefeituras a realização do cadastramento das famílias, através do Cadastro Único dos Programas Sociais do Governo Federal (Cadastro Único), instrumento de coleta e gestão de dados que tem como objetivo identificar todas as famílias de baixa renda existentes no Brasil. A seleção das famílias elegíveis, no entanto, é feita pela Secretaria Nacional de Renda de Cidadania (SENARC) do Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário (MDSA). As avaliações de impacto do programa são realizadas pela Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação (SAGI).

A contribuição para a superação da pobreza é o principal objetivo do Programa Bolsa Família, em três eixos de atuação: a) Transferência direta de renda às famílias, permitindo o alívio imediato da situação de pobreza; b) Ampliação do acesso a serviços públicos que representam direitos básicos nas áreas de Saúde, Educação e Assistência Social, por meio das condicionalidades, contribuindo para que as famílias rompam o ciclo intergeracional de reprodução da pobreza e c) Coordenação com outras ações e com outros programas dos governos, nas suas três esferas, e da sociedade, de modo a apoiar as famílias para que superem a situação de vulnerabilidade e pobreza.

2.3 CONDICIONALIDADES DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA

As famílias beneficiárias do Bolsa Família e o poder público assumem alguns compromissos (Condicionalidades), que servem para ampliar o acesso dessas famílias a seus direitos sociais básicos. O cumprimento das Condicionalidades deve ser dado da seguinte forma: por um lado, as famílias devem assumir e cumprir esses compromissos para continuar recebendo o benefício, e por outro, as condicionalidades responsabilizam o poder público pela oferta dos serviços públicos de saúde, educação e assistência social.

No tocante à área de saúde, as famílias beneficiárias devem acompanhar o cartão de vacinação, o crescimento e desenvolvimento das crianças menores de 7 anos. As mulheres na faixa etária de 14 a 44 anos também devem fazer o acompanhamento e, se gestantes ou nutrizes (lactantes), devem realizar o pré-natal e o acompanhamento da sua saúde e do bebê. O estudo realizado por Sousa, Ximenes e Jaime (2014), em parceria com o Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário (MDSA) e o Ministério da Saúde (MS), apontou avanços na gestão das condicionalidades de saúde e expressiva melhora do estado nutricional das crianças acompanhadas no PBF, demonstrando o impacto positivo do programa na vida de seus beneficiários para além da superação de situações de pobreza e miséria.

Dois impactos relacionados às condicionalidades de saúde do PBF já foram apontados: primeiro, na saúde dos seus beneficiários, principalmente em grupos com maior vulnerabilidade social; segundo, na organização operacional que o Estado mobiliza para fazer cumprir as medidas. Dessa maneira, o programa vai além da transferência de renda, ao reforçar a inclusão das famílias em ações e serviços básicos de saúde, contribui para universalizar a atenção no SUS, e tem, em suas condicionalidades, oportunidade de cuidado continuado à população mais vulnerável (SOUSA, XIMENES E JAIME, 2014).

Na educação, todas as crianças e adolescentes entre 6 e 15 anos devem estar devidamente matriculados e com frequência escolar mensal mínima de 85% da carga horária. Já os estudantes entre 16 e 17 anos devem ter frequência mínima de 75%.

Na área de assistência social, crianças e adolescentes com até 15 anos em risco ou retiradas do trabalho infantil pelo Programa de Erradicação do Trabalho Infantil (PETI), devem participar dos Serviços de Convivência e Fortalecimento de Vínculos (SCFV) do PETI e obter frequência mínima de 85% da carga horária mensal.

O poder público deve fazer o acompanhamento gerencial para identificar os motivos do não cumprimento das condicionalidades. Nos municípios, o acompanhamento é realizado intersetorialmente entre as áreas da saúde, educação e assistência social. Esgotadas as chances

de reverter o descumprimento das condicionalidades, a família pode ter o benefício do Bolsa Família bloqueado, suspenso ou até mesmo cancelado. O Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário (MDSA) faz o acompanhamento das condicionalidades de forma articulada com os Ministérios da Educação e da Saúde.

2.4 TIPOS E VALORES DOS BENEFÍCIOS DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA

O PBF oferece seis tipos de benefícios, sendo eles: Básico, Variável Vinculado à Criança ou ao Adolescente de 0 a 15 anos, Variável Vinculado ao Adolescente (entre 16 e 17 anos), Variável Vinculado à Gestante, Variável Vinculado à Nutriz e Benefício para Superação da Extrema Pobreza. Os benefícios são baseados no perfil da família registrado no Cadastro Único. Algumas informações são consideradas, dentre elas: a renda mensal por pessoa, o número de integrantes, o total de crianças e adolescentes de até 17 anos, além da existência de gestantes e nutrízes.

O *Benefício Básico (R\$85,00)* é concedido às famílias em situação de extrema pobreza, com renda *per capita* igual ou inferior a esse valor. O *Benefício Variável (R\$39,00)*, até cinco por família, é destinado às famílias que se encontram com renda familiar *per capita* de até R\$170,00 mensais, desde que as famílias apresentem em sua composição gestante, nutrízes, crianças ou adolescentes com até 15 anos de idade. O *Benefício Variável Vinculado ao Adolescente*, no valor de R\$46,00 (até dois por família) é pago às famílias com renda mensal de até R\$ 170,00 por pessoa e que tenham adolescentes entre 16 e 17 anos em sua composição. Por fim, o *Benefício para Superação da Extrema Pobreza*, calculado caso a caso, é transferido às famílias do Programa Bolsa Família que continuem em situação de extrema pobreza (renda mensal por pessoa inferior a R\$85,00), mesmo após o recebimento dos outros benefícios. Ele é calculado para garantir que as famílias ultrapassem o limite de renda da extrema pobreza.

Preferencialmente, os benefícios do PBF são pagos às mulheres, que se responsabilizam por gerir os recursos. Considera-se que as mulheres sejam mais habilitadas a promover um emprego correto do recurso, por exemplo, investir em alimentação, remédios, material escolar, vestuários e calçados (BRASIL, 2017).

2.5 PLANO BRASIL SEM MISÉRIA (BSM)

Em 2 de junho de 2011, o Governo Federal lançou o Plano Brasil Sem Miséria, na tentativa de aglutinar vários setores de governo (Ministérios do Desenvolvimento Social, Educação, Desenvolvimento Agrário e Saúde) e efetivar políticas públicas para inclusão social e produtiva (PAES-SOUSA, 2013). O Plano tem o objetivo de elevar a renda e as condições de bem-estar da população. As famílias extremamente pobres, ainda não atendidas, são localizadas e incluídas de forma integrada nos mais diversos programas de acordo com as suas necessidades (BRASIL, 2017).

O Plano Brasil Sem Miséria é direcionado aos brasileiros que vivem em lares cuja renda familiar é de até R\$70 por pessoa. De acordo com o Censo 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), estavam nessa situação 16,2 milhões de brasileiros. O Plano atua no PBF ao incluir famílias que atendem às exigências de entrada no programa, mas não recebem o recurso por ainda não ser cadastradas. Para efetuar o cadastramento, realiza-se um trabalho pró-ativo de localização desses potenciais beneficiários (BRASIL, 2017).

Uma alteração trazida pelo Plano Brasil Sem Miséria ao Programa Bolsa Família foi o limite do número de crianças e adolescentes com até 15 anos para o recebimento do benefício. Antes, independentemente do número de crianças na família, a quantidade máxima de benefícios era para três crianças, agora, passado para cinco, ou seja, aumentando a inclusão no programa.

Em março de 2013, os últimos brasileiros do Programa Bolsa Família que ainda viviam na miséria superaram a linha da extrema pobreza. Com eles, 22 milhões de pessoas superaram tal condição, desde o lançamento do Plano Brasil Sem Miséria (BRASIL, 2014b).

2.6 TRANSIÇÃO EPIDEMIOLÓGICA E DEMOGRÁFICA

A implantação do PBF ocorreu em um contexto em que certas transformações estavam em curso no Brasil e em suas regiões. Entre elas destacam-se duas importantes transições conhecidas como Epidemiológica e Demográfica. Abdel Omran (1971) propôs a teoria da Transição Epidemiológica na tentativa de responder às importantes e complexas mudanças na saúde das populações nos países industrializados em diferentes períodos históricos. Omran propôs três grandes eras, ou estágios, para a Transição Epidemiológica, descritas a seguir:

- A “Era da Pestilência e da Fome”, durante toda a idade média, estendendo-se até seu final. Esse período teve como característica uma mortalidade elevada e fluente, predominando

a desnutrição, situações relacionadas à saúde reprodutiva e das doenças infecciosas e parasitárias, trazendo grande impacto na dinâmica populacional, levando a uma expectativa de vida média abaixo de 30 anos de idade;

– “Era do Declínio das Pandemias”, que se estendeu da Renascença até o início da Revolução Industrial, com a redução progressiva das grandes pandemias e epidemias, apesar de as doenças infecciosas e parasitárias continuarem a ser uma das principais causas de morte. Houve uma melhoria geral do padrão de vida e a esperança de vida alcançou os 40 anos de idade, devido à queda progressiva dos coeficientes de mortalidade com variações no espaço e no tempo. Esse contexto propiciou um crescimento populacional e da urbanização; até a segunda metade do século XIX, as doenças infecciosas e parasitárias e a fome de caráter endêmico, mesmo reduzidas em importância, mantinham-se entre os principais problemas de saúde pública. Estando esse perfil epidemiológico relacionado à falta de saneamento, moradias inadequadas, condições de trabalhos insalubres e baixo nível de escolaridade, acarretando elevados coeficientes de mortalidade por diarreia, varíola, peste, cólera e tuberculose, mesmo em países mais industrializados;

– A “Era das Doenças Degenerativas e das Provocadas pelo Homem”, se estendeu da Revolução Industrial até o período contemporâneo, caracterizada pela redução ou estabilização da mortalidade em níveis baixos, pela queda da importância das doenças infecciosas e parasitárias e pelo fato de as doenças crônico-degenerativas (cardiovasculares e neoplasias) e as causas externas se tornarem cada vez mais frequentes. Ocorrendo uma progressiva melhoria das condições sociais da população ocorreu a revolução científica, com a descoberta dos agentes etiológicos, antibióticos e vacinas. Houve uma visível queda da fecundidade acompanhada pelo envelhecimento da população e a expectativa de vida ao nascer ultrapassando os 50 anos, tendendo com o tempo para idades cada vez maiores, acima dos 70 anos.

Como novas doenças continuam a surgir, enquanto outras reaparecem em regiões onde elas estavam em declínio ou não mais ocorriam, se espera numerosas Transições Epidemiológicas, conectadas ao processo histórico em desenvolvimento, às diferenças socioeconômicas, de gênero e raça, entre outras. Logo, diferentes modelos explicativos, articulados ao modelo geral da transição epidemiológica, vêm sendo formulados para responder novas questões.

Em relação aos aspectos regionais, Frenk et al. (1989) se contrapõem ao modelo proposto por Omran (1971) devido à não aderência de países com economias intermediárias, como o Brasil, e sugerem um novo modelo para a América Latina: Modelo Tardio-polarizado

(*protacted-polarised model*) (PAES-SOUSA, 2002), sendo esse modelo definido em função da ausência de uma resolução do processo transicional em muitos países, dada a justaposição das patologias infecciosas e crônico-degenerativas, levando a uma dupla carga de doenças. Outras considerações levantadas pelo Modelo Tardio-polarizado são: as diferenças sociais e regionais na distribuição de bens e serviços de promoção da saúde; o fenômeno da contratransição (retorno de doenças pressupostamente controladas); variação da sequência de eras sugeridas por Omran em diferentes países; e os grupos sociais distintos apresentam diferentes padrões epidemiológicos (PONTES et al., 2009).

Para tratar o tema “mortalidade” no Brasil, é necessário considerar a Transição Epidemiológica que o País experimenta, e que vem provocando grandes transformações nos níveis e na estrutura da mortalidade. O cenário epidemiológico brasileiro mostra um processo em que as doenças infecciosas que respondiam por 46% das mortes em 1930, passaram em 2003 a serem responsáveis por apenas 5% da mortalidade, dando lugar às doenças cardiovasculares, aos cânceres, aos acidentes e à violência. À frente do grupo das dez principais causas da carga de doença no Brasil já figuravam, em 1998, o diabetes mellitus, as doenças isquêmicas do coração, as doenças cérebro-vasculares e os transtornos depressivos recorrentes.

Segundo a Organização Mundial de Saúde, até o ano de 2020, as condições crônicas serão responsáveis por 60% da carga global de doença nos países em desenvolvimento (OMS, 2003). No Brasil, segundo Rouquayrol e Almeida Filho (1999); Barreto e Carmo (2000), o processo de Transição Epidemiológica adquiriu características de uma ‘transição incompleta’. Há que se reconhecer uma ‘simultaneidade’ de problemas, pois são epidemiologicamente relevantes, tanto as enfermidades com origem na escassez e na pobreza absoluta, quanto aquelas associadas ao processo de ‘modernização’ da sociedade, como as neoplasias, as doenças circulatórias e as causas externas.

Existem diferenças no padrão de mortalidade brasileiro, mesmo para as doenças ditas da “modernidade”, quando comparado aos países desenvolvidos. Como por exemplo, as mortes por câncer de colo de útero, em grande parte evitável e/ou tratável com tecnologias disponíveis; pelas doenças cerebrovasculares decorrentes de quadros de hipertensão inadequadamente tratados; ou pelas mortes por causas externas, onde predominam os homicídios que atingem, na sua maioria, a população masculina em idade economicamente ativa (FERRAZ, 2006).

Ao analisar os níveis de mortalidade de uma localidade, torna-se possível subsidiar processos de planejamento, gestão e avaliação de políticas de saúde, visando à adoção de medidas preventivas e assistenciais por grupo de causas (BRASIL, 2005).

Ligado à Transição Epidemiológica desponta uma outra conhecida como Transição Demográfica, Nadalin (2004) define esse fato por meio de uma contextualização feita por Massimo Livi-Bacci (1993), onde diz que a expressão “Transição Demográfica” pode ser usada para definir o processo complexo da passagem da desordem para a ordem e do desperdício para a economia: esse trânsito implica uma diminuição dos níveis altos a níveis moderados de mortalidade e fecundidade.

A Transição Demográfica está relacionada a três períodos principais, que tomou a industrialização como ponto de referência: a fase pré-industrial, caracterizada por um crescimento populacional lento; a fase de industrialização, com crescimento populacional intenso; e a fase de consolidação da sociedade industrial, com uma tendência populacional estável ou regressiva. Considera-se, como um dos fatores mais importantes no processo de envelhecimento da população brasileira, a queda da fecundidade, que leva a uma diminuição gradativa das faixas etárias mais jovens e ao consequente envelhecimento populacional, especialmente quando associada a baixos níveis de mortalidade (PONTES et al., 2009).

O Brasil apresenta uma originalidade em relação à Transição Demográfica que está definida pelas particularidades históricas onde ela se insere, permeadas pelos fortes desequilíbrios regionais e sociais. Nessa perspectiva, ela é única, enquanto um processo global que atinge toda a sociedade brasileira, mas, ao mesmo tempo, múltipla, pois se manifesta diferentemente segundo as diversidades regionais e, principalmente, sociais (BRITO, 2008).

Muitas consequências são trazidas com a mudança da estrutura etária da população, sendo uma delas relacionada à capacidade da população adulta – potencialmente ativa em termos produtivos – suportar a inativa (crianças e idosos). Em outros termos, essa capacidade seria uma forma de quantificar a população potencialmente ativa e, portanto, a necessidade de geração de trabalho e renda que permita a essa população suprir a parcela inativa (SEADE, 2006).

Assim, o processo de Transição Epidemiológica e a forma rápida com que ocorrem as mudanças na organização demográfica do País trazem consigo novos desafios para os setores sociais e da saúde.

2.7 MORTALIDADE INFANTIL

A Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) é a frequência com que ocorrem os óbitos infantis (menores de um ano) em uma população, em relação ao número de nascidos vivos em determinado ano civil. Ela é expressa para cada mil crianças nascidas vivas. A mortalidade infantil pode ser decomposta em neonatal precoce (número de óbitos de 0-6 dias de vida por 1.000 nascidos vivos), neonatal tardio (número de óbitos de 7-27 dias de vida por 1.000 nascidos vivos) e pós-neonatal (número de mortes de 28 dias e mais, mas antes de um ano de vida para cada 1.000 nascidos vivos) (RIPSA, 2012).

Segundo Duarte (2007), a literatura aponta relações existentes entre a mortalidade infantil e uma série de fatores: condições biológicas infantis e da mãe (baixo peso ao nascer, atraso no crescimento intra-uterino, paridade, idade da mãe, intervalo entre partos etc.); condições ambientais (acesso à água potável e saneamento básico adequados, poluição, acessibilidade da população aos serviços de saúde etc.) e, fundamentalmente, as relações sociais que organizam a vida das pessoas (emprego, moradia, renda, nível de informação, proteção social etc.). R^2

A mortalidade infantil é destacada historicamente como um dos principais problemas sociais (MOREIRA et al., 2012). Desde a década de 1950, se observa tendência à queda da Taxa de Mortalidade Infantil em todo o mundo e de maneira ainda mais acentuada a partir dos anos 1980 (VASCONCELOS; GOMES, 2012). No Brasil, a redução nas Taxas de Mortalidade Infantil (TMI) se intensificou a partir da década de 1960, quando apresentava uma média nacional de 117,0/1.000 nascidos vivos, decrescendo para 50,2/1.000 nascidos vivos na década de 1980 (CARMO et al., 2003). Já nas décadas seguintes, seus níveis foram reduzidos para 44,68; 30,57 e 16,70/1.000 nascidos vivos, em 1991, 2000 e 2010, respectivamente (BRASIL, 2013).

Segundo o Ministério da Saúde (2004), a mortalidade infantil caiu rapidamente entre os anos de 1980 e 2000. Alguns programas e ações adotados nesse período podem ser apontados como explicação para esse fato: Programas de Atenção Integral à Saúde da Mulher, Terapia de Reidratação Oral, Programa Nacional de Imunização e Atenção ao Pré-Natal.

Até o final da década de 1980 prevalecia, no Brasil, a componente pós-neonatal. A partir de então, começou a predominar o peso da componente neonatal (precoce e tardia), atingindo, em 2010, 68,3% do total de óbitos de menores de 1 ano. Essa mudança pode ser explicada por avanços nas questões estruturais relacionados com as áreas de saneamento e maior acesso à saúde.

Segundo a Rede Interagencial de Informações para a Saúde - RIPSa (2012):

Em todas as regiões brasileiras tem decrescido o número de mulheres com filhos nascidos vivos sem qualquer consulta de pré-natal. A maior queda ocorreu nas regiões Norte e Nordeste, que continuam sendo, no entanto, aquelas com maior proporção de nascimentos sem consulta de pré-natal. Nessas regiões, o maior crescimento ocorreu na fração de 1 a 6 consultas, atingindo, em 2004, quase dois terços dos casos. Nas demais regiões, mais de 60% das mulheres com filhos nascidos vivos tiveram mais de 6 consultas em 2004.

A mortalidade infantil chega a concentrar 90% dos seus eventos na faixa etária de 0 a 6 dias de idade em países com níveis mais elevados de desenvolvimento. Para o Brasil, os percentuais de óbitos pós-neonatais ainda se mantêm significativos, mesmo nas áreas mais desenvolvidas do País. Essa realidade é indicativa de que nessas regiões, apesar da menor mortalidade infantil, problemas de natureza social e econômica que influenciam no perfil da mortalidade não foram totalmente suprimidos, impedindo uma maior convergência da mortalidade infantil entre os distintos estratos sociais (BRASIL, 2010b).

O Censo Demográfico (2010) revelou a continuidade de queda do índice de mortalidade infantil brasileiro. Ao comparar o Brasil com países desenvolvidos, como Singapura e Japão, que apresentam aproximadamente três mortes por mil nascidos vivos, ou mesmo a alguns países sul-americanos, como Argentina e Uruguai, que apresentam Taxa de Mortalidade Infantil equivalente a 13,4 e 13,1, respectivamente, o Brasil ainda tem o que melhorar (SECRETARIA DE SAÚDE/SP, 2015).

A Lista Brasileira de Causas de Mortes Evitáveis por intervenções do Sistema Único de Saúde classifica os óbitos de menores de um ano em causas evitáveis, mal definidas e demais causas (não claramente evitáveis). Os óbitos por causas evitáveis são classificados da seguinte forma: a) Reduzíveis por ações de imunoprevenção; b) Reduzíveis por adequada atenção à mulher na gestação, parto, feto e ao recém-nascido; c) Reduzíveis por ações adequadas de diagnóstico e tratamento e d) Reduzíveis por ações adequadas de promoção à saúde, vinculadas a ações adequadas de atenção à saúde (MALTA et al., 2010).

As causas de mortes evitáveis ou redutíveis são passíveis de prevenção, total ou parcialmente, por meio de ações efetivas dos serviços de saúde que estejam acessíveis em um determinado local e época. Essas causas devem ser revisadas à luz da evolução do conhecimento e tecnologias para as práticas da atenção à saúde (MALTA et al., 2010).

Nos países em desenvolvimento, particularmente na América Latina, a maior parte dos estudos de mortalidade evitável baseia-se na tipologia criada por Taucher (1978), que

estabelece uma categorização de causas evitáveis, considerando aquelas passíveis de serem evitadas por meio de ações de saúde pública e melhorias nas condições de vida da população (ABREU et al., 2010).

No período de dez anos (2000-2010), o número de óbitos de crianças menores de um ano caiu de 29,7 para 15,6 para cada 1.000 nascidos vivos, um decréscimo de 47,6% na taxa brasileira de mortalidade infantil. Entre as regiões, a maior queda foi no Nordeste, de 44,7 para 18,5 óbitos, apesar de ainda ser a região com o maior indicador. O Sul manteve os menores indicadores em 2000 (18,9‰) e 2010 (12,6‰) (BRASIL, 2014c). A região Nordeste expressa um padrão muito distante do desejável e possível, situação explicada por fatores como a falta de saneamento básico, a carência de assistência em saúde e a desnutrição (FISCHER et al., 2007).

O Estado de Alagoas reflete a tendência de queda da taxa brasileira de mortalidade infantil, em 2010, a taxa caiu para 17,5 por 1.000 nascidos vivos, redução de 43,2% em comparação ao ano 2000 (58,4 óbitos por 1.000 nascidos vivos) (UNICEF, 2012).

A Organização Mundial de Saúde (OMS) define como parâmetro para uma taxa de mortalidade infantil aceitável quando se apresenta inferior a dois dígitos (OMS, 2010). Sob esse ponto de vista, apesar dos avanços observados, a TMI brasileira ainda encontra-se em níveis eticamente inaceitáveis (MOREIRA et al., 2012).

No Brasil, a Constituição Federal assegura, em seu Artigo 227: “É dever da família, da sociedade e do Estado assegurar à criança, ao adolescente e ao jovem, com absoluta prioridade, o direito à vida, à saúde, à alimentação, à educação, ao lazer, à profissionalização, à cultura, à dignidade, ao respeito, à liberdade e à convivência familiar e comunitária, além de colocá-los a salvo de toda forma de negligência, discriminação, exploração, violência, crueldade e opressão” (BRASIL, 1988). O primeiro aspecto tratado pelo Artigo 227 é assegurar à criança o direito à vida. Desse modo, todo o empenho da família, sociedade e do Estado deve ser prioritariamente em prol da luta pelo afastamento da morte, ou seja, pela redução ou eliminação da mortalidade infantil.

A mortalidade infantil, um dos indicadores clássicos da saúde pública, expressa muito bem a necessidade de articulação de distintas políticas setoriais. Não é à toa que é um indicador das condições de desenvolvimento de um determinado país ou território (BRASIL, 2010d).

O programa do Governo Federal, Pacto Pela Saúde, destaca a redução da mortalidade infantil como sendo um dos itens dos Termos de Compromisso de Gestão da União, Estados e municípios. Considerando o maior percentual de óbitos infantis em determinadas localidades

e suas referências de atenção ao nascimento, ações estratégicas foram concentradas em 154 municípios prioritários em oito Estados do Nordeste: Alagoas, Bahia, Ceará, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe (BRASIL, 2010d).

O Programa Bolsa Família pode afetar a mortalidade infantil através de diferentes caminhos (SHEI, 2013). Um estudo do Ministério da Saúde e Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário apontou que a desnutrição crônica caiu 51,4% entre as crianças do Bolsa Família em cinco anos – passando de 17,5% para 8,5% entre 2008 e 2012 (BRASIL, 2014d). Esse programa é reconhecido pela Organização das Nações Unidas (ONU) como bom exemplo de política pública para redução das desigualdades sociais e combate à fome (BRASIL, 2014e).

Um estudo desenvolvido por Rasella et al. (2013) avaliou o Programa Bolsa Família e a Estratégia Saúde da Família, sendo estes programas do Governo Federal que atuam respectivamente sobre os determinantes sociais e sobre a promoção, prevenção e assistência à saúde. Os resultados do estudo demonstraram efetividade destes programas perante a redução da mortalidade na infância, e em particular para mortes atribuíveis a causas relacionadas com a pobreza, em um grande País de renda média, como o Brasil. Estudos similares a esse foram desenvolvido por Shei (2013) e Guanais (2013).

2.8 TÉCNICAS DEMOGRÁFICAS DE ESTIMAÇÃO DA MORTALIDADE INFANTIL

A seguir, descrevem-se os métodos utilizados para a estimação da mortalidade infantil, no Brasil.

2.8.1 Cálculo da mortalidade infantil

A Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) é obtida ao dividir o número de óbitos de residentes com menos de um ano de idade pelo número de nascidos vivos de mães residentes, geralmente expressa para cada 1.000 nascidos vivos. O cálculo da TMI é possível através das informações disponíveis pelos sistemas de informações do Ministério da Saúde (MS): Sistema de Informação sobre Mortalidade - SIM e Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos - SINASC (RIPSA, 2012).

O instrumento oficial de coleta de dados do SIM é a Declaração de Óbito (DO) que deve ser preenchida pelo médico. O MS é responsável pela consolidação e divulgação dos dados (MELLO JORGE; LAURENTI; GOTLIEB, 2009). Os dados são informados por

município brasileiro, desde 1979, por meio de consulta na internet através do sítio do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde - DATASUS (www.datasus.gov.br). O SINASC tem como instrumento oficial de coleta a Declaração de Nascido Vivo (DNV). A divulgação dos dados ocorre de maneira similar ao SIM e está disponível no sítio do DATASUS. Para o Brasil, os dados estão disponíveis a partir de 1994 (MELLO JORGE et al., 2007). O fluxo de encaminhamento da DO e da DNV, assim como as normas de preenchimento e processamento das informações, são definidos pelo MS, que fornece manuais de procedimentos e de preenchimentos das declarações (ALMEIDA et al., 2009).

O método direto seria preferencial para estimação da mortalidade infantil, caso as estatísticas vitais fossem adequadas em todos os Estados brasileiros. Mas, por causa do sub-registro de óbitos e nascimentos em algumas áreas do País, inviabiliza estimar a mortalidade infantil pelo método direto em todo o território nacional. A Rede Interagencial de Informações para a Saúde aponta oito UF onde é possível calcular a mortalidade infantil pelo método direto: Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Mato Grosso do Sul e Distrito Federal (RIPSA, 2012).

Especialmente nas regiões Norte e Nordeste, a Rede Interagencial de Informações para a Saúde – RIPSA (2012) aponta a necessidade de correções da subenumeração de óbitos e nascimentos para obtenção da Taxa de Mortalidade Infantil. Assim, recorre-se ao uso de estimativas indiretas baseadas em procedimentos demográficos específicos, que podem oferecer boa aproximação da probabilidade de morte no primeiro ano de vida.

Uma técnica de estimação indireta de indicadores de mortalidade, originalmente proposta por William Brass (1975), se baseia em relacionar proporções de filhos sobreviventes, classificados por grupo quinquenal de idade das mães, às probabilidades de morte ao nascimento em diferentes idades na infância, a partir da inclusão de perguntas sobre o número total de filhos nascidos vivos e o número de filhos vivos sobreviventes, nos censos ou pesquisas por amostragem (ONU, 1983; FRIAS, 2013).

Ao longo dos anos, foram surgindo adaptações da técnica original de Brass, principalmente em relação aos modelos de mortalidade e de fecundidade utilizados para a conversão das proporções de filhos sobreviventes em probabilidades de morte. As técnicas passaram a incluir situações de mortalidade variável com o tempo e a relacionar probabilidades de sobrevivência dos filhos, categorizadas por grupos de idade da mãe, a tendências temporais da mortalidade infantil em anos anteriores à pesquisa, solucionando o

problema de corresponder um ponto do tempo à estimativa da mortalidade infantil (COALE; TRUSELL, 1978; PALLONI; HELIGMAN, 1985; ONU, 1990).

A Fundação IBGE fornece estimativas da mortalidade infantil realizadas pelo método demográfico indireto, a partir das informações coletadas nos censos e nas Pesquisas Nacionais de Amostra por Domicílio (PNAD) (FRIAS, 2013).

Pesquisas domiciliares podem subsidiar o cálculo da mortalidade infantil, mas alguns problemas são apontados relacionados às pesquisas. A qualidade da estimativa fica sujeita ao tamanho de amostra, ao desenho do estudo e à forma da condução do inquérito. Ainda mais, apesar das estimativas serem provenientes de amostras da população, são tratadas como parâmetros populacionais, sem estimação do erro das estimativas médias e sem considerar o efeito do desenho (MURRAY et al., 2007; SZWARCOWALD, 2008).

Tentando minimizar limitações da utilização do método indireto de estimação, a RIPSa recorre à utilização de um modelo denominado “mix”. O modelo calcula a Taxa de Mortalidade Infantil pelo método direto para as Unidades da Federação (UF), cujas informações sobre nascidos vivos (NV) e óbitos são consideradas adequadas, e nas UF com dados considerados inadequados é usado o método indireto proposto pelo IBGE (RIPSa, 2012). Comparando as estimativas para o ano de 2007, a mortalidade infantil baixou de 24,3 para 20,0 por 1.000 nascidos vivos, utilizando-se, respectivamente, técnicas indiretas de estimação para todos os Estados brasileiros e o modelo "mix" adotado pela RIPSa (FRIAS, 2013).

2.9 QUALIDADE DOS REGISTROS VITAIS

No que se refere à mortalidade infantil, alguns problemas cercam o cálculo do indicador pelo método direto. Nos Estados com precariedade dos registros de óbitos e nascimentos, não tem sido recomendada a utilização direta dos dados dos sistemas de informações vitais do MS (RIPSa, 2012).

Independente da técnica de estimação da mortalidade infantil que se adote, sempre é recomendável verificar a qualidade dos registros vitais. Eles servem como demarcadores para a utilização ou não do procedimento direto, além de fornecer uma estimativa do grau de cobertura dos registros.

Portanto, avaliar a qualidade das informações é fundamental para utilizá-la como fonte de informação relevante para qualquer estudo. Embora com críticas, desde seu início, as estatísticas de mortalidade sempre foram e continuam sendo a principal fonte de dados para se

conhecer o perfil epidemiológico de uma área, analisar tendências, indicar prioridades, avaliar programas, entre outras finalidades (LAURENTI et al., 2004).

A Rede Interagencial de Informações para a Saúde (RIPSA) aponta limitações relacionadas ao uso da *Taxa de Mortalidade Infantil*: **a)** Eventual necessidade de informações adicionais sobre a composição do indicador, que podem sinalizar a adoção de intervenções diferenciadas sobre a qualidade da atenção à saúde (mortalidade neonatal) ou sobre o ambiente (mortalidade pós-neonatal), **b)** Correção da subenumeração de óbitos e de nascidos vivos (esta em menor escala), para o cálculo direto da taxa a partir de dados de sistemas de registro contínuo e **c)** As estimativas envolvem dificuldades metodológicas e imprecisões inerentes às técnicas utilizadas, cujos pressupostos podem não se cumprir por mudanças da dinâmica demográfica. A imprecisão é maior no caso de pequenas populações.

Com relação ao item **b)**, os cuidados merecem uma atenção especial com a mortalidade. Deficiências nas estatísticas de óbitos são historicamente retratadas em grande parte dos países em desenvolvimento, inclusive no Brasil, onde os registros de óbitos são conhecidamente subenumerados e que somados às altas proporções de causas de óbitos mal definidas, tornam-se um problema duplo. O Semiárido brasileiro ocupa uma posição diferenciada, quando comparado ao restante do País, já que a qualidade de seus registros tem apresentado maiores problemas que as demais regiões (PAES et al., 2014).

O valor do sub-registro de óbitos estimado para o Brasil, em 2000, foi de 14,6%, declinando para 13,4% em 2005 e, atingindo 7,7%, em 2010. Nas regiões Norte e Nordeste também se comprovam melhorias na cobertura dos óbitos, mas a magnitude do sub-registro nessas regiões ainda é elevada, sendo, respectivamente, de 22,4% e de 24,5%, em 2010. As regiões Sudeste e Sul têm coberturas elevadas e, na Região Centro-Oeste, a subnotificação de óbitos também é baixa, (4,0%). A maior parte da omissão de registros de óbitos é atribuída ao sub-registro de óbitos infantis (menores de 1 ano de idade) (BRASIL, 2010b).

Ao considerar os Estados da região Nordeste, observa-se que Maranhão (48,2%) e Piauí (32,7%) tinham, em 2010, as mais elevadas proporções de sub-registro de óbitos. Pernambuco, com sub-registro em torno de 16,7%, e Paraíba, com 16,8%, se destacam, por apresentarem as menores proporções de sub-registro de óbitos (BRASIL, 2010b).

No Brasil, a cobertura dos óbitos de menores de 1 ano, apesar da evolução ocorrida desde 1991 (55,6%), a razão permanece, em 2004, abaixo de 70%, sendo que nenhuma região atinge 90%. Apenas os Estados do Rio de Janeiro, São Paulo, Rio Grande do Sul e Mato Grosso do Sul ultrapassam este valor (RIPSA, 2008). Segundo a RIPSA (2012a), a cobertura

dos óbitos de menores de 1 ano atingiu 85%, em 2011. A Região Nordeste, em 2000, possuía uma cobertura de 60,8% dos óbitos de menores de 1 ano e passou para 77,5%, em 2011.

Mesmo sabendo que houve importantes avanços nas últimas décadas, essas proporções ainda são preocupantes. A diminuição do sub-registro pode ser explicada por melhores condições de vida da população e particularmente pelas políticas de incentivo ao aumento na captação dos registros de óbitos e melhorias nos sistemas das informações.

Por sua vez, a Região Nordeste registrou a maior queda no indicador – proporção de causas mal definidas de óbitos, com redução importante entre 1998 (30,5%) e 2008 (7,9%). Em 2010, verificou-se que quase todos os Estados da Região registraram índice inferior a 10% nas mortes por causas mal definidas. A melhora na informação na Declaração de Óbito é resultado de uma série de iniciativas para qualificar o preenchimento da Declaração de Óbito, entre as quais se destacam a realização de oficinas de capacitação dos profissionais e a investigação sistemática das mortes pelos municípios, Estados com o apoio do Ministério da Saúde (BRASIL, 2010b).

Ressalta-se que, embora o indicador percentual de causas mal definidas não altere a qualidade do indicador sub-registro de óbitos, indiretamente ajuda a entender a qualidade do sub-registro, já que a melhora de um está relacionada à melhora do outro.

Os registros de nascimentos, que faz parte do cálculo da TMI, também são atingidos tanto com respeito à subenumeração quanto à completitude das informações declaradas (PAES; SILVA, 2010). Até o início de 1990, os registros eram baseados exclusivamente no Sistema de Registro Civil. Mas, ao reconhecer a importância das informações sobre os nascimentos vivos, o Ministério da Saúde implantou em 1990, o Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC). O objetivo principal do Sistema é conhecer o perfil epidemiológico dos nascimentos vivos. Sua implantação ocorreu de forma lenta e gradual em todas as Unidades da Federação. Em 2009, o SINASC já estava implantado em todo o território nacional e disponibilizando informações em nível municipal (PEDRAZA, 2012).

Desde o ano 2000 até 2010, as notificações de nascidos vivos vem diminuindo, mas em 2011, houve aumento, exceto para o Ceará e o Distrito Federal (BRASIL, 2013a). Em 2002, o percentual do sub-registro de nascimento (conjunto de nascimentos não registrados no ano ou até o fim do primeiro trimestre do ano seguinte) era 20,3%, passando para 8,2% em 2011 e para 6,7% em 2012 (BRASIL, 2012a).

Andrade e Szwarcwald (2007) listam indicadores que podem ser utilizados para estabelecer os critérios de adequação das estatísticas vitais nos municípios brasileiros. Os seguintes indicadores foram apontados: Coeficiente Geral de Mortalidade padronizado por

idade (CGM), Desvio médio relativo do CGM, Razão entre nascidos vivos informados e estimados, Desvio médio relativo da taxa de natalidade e Proporção de óbitos sem definição da causa básica.

2.10 IMPACTO DO BOLSA FAMÍLIA SOBRE A MORTALIDADE INFANTIL

Rasella et al. (2013) avaliaram, utilizando fontes do governo, o efeito do PBF em mortes de crianças menores de 5 anos, em geral, associadas à pobreza: desnutrição, diarreia e infecções respiratórias inferiores. O período de referência coberto pelo estudo compreende de 2004-2009 e inclui apenas municípios brasileiros considerados com estatísticas vitais de qualidade adequada (óbitos e registro de nascimento). Nesse estudo, foram utilizados modelos de regressão binomial negativa para dados em painel com efeitos fixos e ajustados para covariáveis que expressaram relevantes aspectos sociais e econômicos, bem como o efeito do maior programa de cuidados primários da saúde no País (Estratégia Saúde da Família – ESF). Os autores concluíram que as taxas de mortalidade em menores de cinco anos, geral e por causas relacionadas com a pobreza, diminuíram com o aumento da cobertura do PBF no Brasil. Considerando as causas específicas, a queda foi mais acentuada no número de mortes por desnutrição (58,2%) e doenças diarreicas (46,3%). Ao considerar os municípios com cobertura do PBF consolidada (beneficiamento de aproximadamente 100% do público-alvo por mais de quatro anos), a mortalidade de crianças de até 5 anos, causada por infecções nas vias respiratórias, foi 20% menor que em cidades com baixa cobertura do programa (até 17%).

Shei (2013) usou todos os municípios brasileiros para avaliar se as diferenças anuais das Taxas de Mortalidade Infantil eram associadas às alterações anuais da cobertura do Programa Bolsa Família. A mortalidade infantil foi decomposta em neonatal e pós-neonatal. O estudo considerou como referência o período 1998-2008. Foi utilizado como método de análise os modelos de regressão de mínimos quadrados ordinários com efeitos fixos. Os resultados do estudo revelaram que o PBF foi associado com melhorias significativas na saúde infantil no Brasil, sendo essas melhorias maiores no período pós-neonatal, em municípios com alta cobertura da Estratégia Saúde da Família e os com maiores Taxas de Mortalidade Infantil relacionadas à pobreza.

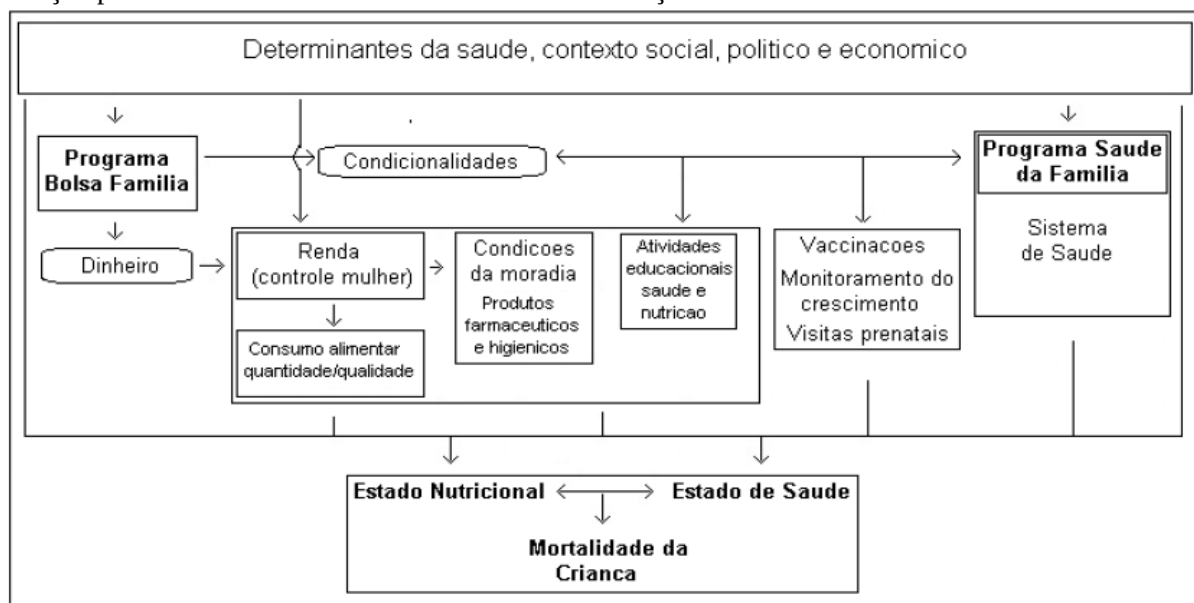
Guanais (2013) por sua vez, avaliou os efeitos do PBF sobre a mortalidade infantil pós-neonatal, justificando a escolha por causa da sua maior receptividade aos cuidados primários de saúde. O estudo longitudinal considerou o período 1998 até 2010 e incluiu 4.583

municípios brasileiros (82,4% do total), sendo excluídos 449 Municípios localizados na região Norte (indisponibilidade de dados de co-variáveis) e outros 533 municípios (apontados em estudos anteriores com baixa qualidade das estatísticas vitais). O estudo considerou como método de análise a estimação de modelos de regressão de mínimos quadrados ordinários com efeitos fixos. O autor ressaltou a importância do programa brasileiro Estratégia Saúde da Família (ESF) que objetivava ampliar o acesso aos serviços públicos de saúde, especialmente em áreas carentes, oferecendo gratuitamente cuidados de saúde à comunidade. O estudo indicou que a aceleração do efeito da cobertura da ESF na redução da mortalidade infantil nos últimos anos dependia da expansão do Programa Bolsa Família.

Ao considerar o número de estudos analisados e as desigualdades regionais presentes nos diferentes municípios brasileiros, é necessário admitir limitações em relação às inferências mais conclusivas, podendo citar também a chance da existência de dados negativos ligados ao efeito do PBF que possam não ter sido esclarecidos nos estudos investigados.

Rasella (2013), baseando-se em uma revisão sistemática da literatura, desenvolveu um modelo teórico do impacto dos programas de transferência condicional de renda, juntamente com programas de atenção primária, sobre a saúde e a sobrevivência da criança nos países em desenvolvimento. A Figura 2.2 sintetiza o modelo proposto pelo autor.

Figura 2.2 – Modelo teórico dos efeitos dos programas de transferência condicionada de renda e da atenção primária à saúde sobre a sobrevivência da criança



Fonte: Tese de doutorado - Rasella (2013).

O modelo enfatiza que os programas de transferência condicional de renda, ao agir como políticas intersetoriais que lidam com a saúde infantil, abordando seus determinantes distais e proximais, poderiam representar, associados a programas de atenção primária à saúde, um meio eficaz para reduzir a mortalidade das crianças.

2.11 CONDIÇÕES DE VIDA

É evidente que o Programa Bolsa Família, devido à sua concepção, está fortemente atrelado às condições de vida, no tocante à renda, saúde, educação e assistência social. Sendo assim, cabe destacar essas interações. As condições de vida resultam da ação humana, que por elas é diretamente influenciada. Delineiam um leque de características conjunturais e estruturais que, ao ser analisado em perspectiva e comparativamente ao de outros grupos e classes sociais, expressam os diferentes níveis de bem-estar existentes em uma determinada etapa do processo histórico, definindo as múltiplas qualidades sociais (e, portanto, de vida) que podem, ou não, ser usufruídas pelos seres humanos (MOREIRA et al., 2003).

Para Ribeiro e Barbosa (2006, p.2)

Condições de vida é um conceito eminentemente subjetivo, uma vez que, na sua concepção, estão aspectos relacionados com o atendimento de necessidades vitais básicas tais como: moradia, alimentação, educação, saúde, lazer, vestuário, higiene, transporte, dentre outras. O atendimento dessas necessidades garante aos indivíduos melhores condições de vida e bem-estar.

Avaliar as condições de vida de uma população pressupõe a utilização de indicadores sociais. Para Jannuzzi (2001), os indicadores sociais se prestam a subsidiar as atividades de planejamento público e formulação de políticas sociais nas diferentes esferas de governo, possibilitam o monitoramento das condições de vida e bem-estar da população por parte do poder público e da sociedade civil e permitem aprofundamento da investigação acadêmica sobre a mudança social e sobre os determinantes de diferentes fenômenos sociais. A avaliação do desenvolvimento humano, econômico e social consiste em uma área que espelha com maior nitidez a realidade de uma região e visa orientar ações públicas e acompanhar impactos sobre o desenvolvimento (FIRJAN, 2016).

A educação constitui um dos elementos chave do desenvolvimento humano, aumentando as oportunidades do indivíduo em sociedade. A educação é também essencial para o crescimento econômico, porque aumenta a quantidade e a qualidade do capital humano

disponível ao processo de produção. A Taxa Nacional de Analfabetismo para os adolescentes e jovens entre 15 e 24 anos atingiu 2,5% em 2010. Porém, no mesmo ano, na região do Semiárido, esse índice foi bem mais elevado do que a média para o País, tendo registrado 24,3%, ou seja, quase dez vezes a média nacional (PIMENTEL, 2013).

A saúde da população é um elemento igualmente importante do desenvolvimento humano e constitui uma condição necessária, para o crescimento econômico. De fato, para poder participar no processo produtivo, e se beneficiar das oportunidades que advenham do crescimento econômico, o indivíduo precisa gozar de boa saúde. O desenvolvimento humano requer que sejam ampliadas as oportunidades que as pessoas têm de evitar a morte prematura, e que seja garantido a elas um ambiente saudável, com acesso à saúde de qualidade, para que possam atingir o padrão mais elevado possível de saúde física e mental (BRASIL, 2013).

O emprego e formação profissional jogam um papel essencial na diminuição dos índices de pobreza, dado que contribuem diretamente para o exercício de atividades geradoras de rendimento para as famílias, assim, promovem a valorização do capital humano nacional que é o sustento de um crescimento econômico.

Um dos principais eixos para a análise das condições de vida é a mensuração das condições de habitação das famílias, desde o acesso de seu domicílio a serviços de saneamento até a posse de bens considerados essenciais para o bem-estar e o conforto de seus membros. A análise da qualidade da moradia deve considerar, além do custo da moradia, densidade, condições de abastecimento de água, saneamento, iluminação, pavimentação, conforto e estética das habitações (BRASIL, 2012b).

De acordo com Pontes et al. (2009, p.146)

O Brasil apresenta uma situação paradoxal, considerando-se a existência de indicadores econômicos em níveis incompatíveis com os dos seus indicadores sociais, incluindo-se os de saúde, como, por exemplo, os coeficientes de mortalidade infantil e a expectativa de vida ao nascer. Ainda que seja observada uma tendência de melhoria de alguns indicadores de saúde no país, a diferença dessas tendências propicia a persistência, ou a ampliação, das desigualdades regionais.

Alguns indicadores ou índices que buscam expressar as condições de vida podem ser utilizados para análise da relação entre a mortalidade e os indicadores socioeconômicos. Dentre estes é possível destacar:

– *Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM)* abrange longevidade, educação e renda dos municípios, além disso, adequa a metodologia global do IDH ao contexto brasileiro

e à disponibilidade de indicadores nacionais. Os indicadores considerados para compor o IDHM são adequados para avaliar o desenvolvimento dos municípios. As faixas variam desde desenvolvimento humano *muito baixo* (0,000-0,499), *baixo* (0,500-0,599), *médio* (0,600-0,699), *alto* (0,700-0,799) até *muito alto* (0,800-1,000), sendo um indicador sintético calculado pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – IPEA, Fundação João Pinheiro – FJP e Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento – PNUD (BRASIL, 2013). Segundo o PNUD, os três pilares que constituem o IDHM são mensurados da seguinte forma:

- Uma vida longa e saudável (longevidade) é medida pela expectativa de vida;
- O acesso ao conhecimento (educação) é medido por: i) percentual de pessoas de 18 anos ou mais de idade com ensino fundamental completo - tem peso 1 (escolaridade da população adulta); e ii) média aritmética do percentual de crianças de 5 a 6 anos frequentando a escola, do percentual de jovens de 11 a 13 anos frequentando os anos finais do ensino fundamental, do percentual de jovens de 15 a 17 anos com ensino fundamental completo e do percentual de jovens de 18 a 20 anos com ensino médio completo - tem peso 2 (fluxo escolar da população jovem);
- E o padrão de vida (renda) é medido pela renda municipal *per capita* , ou seja, a renda média dos residentes do município (BRASIL, 2013).

– *Índice de FIRJAN* (Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro) que responde a necessidade de se monitorar anualmente o desenvolvimento socioeconômico de uma região, podendo ser considerado até as diferentes realidades de sua menor divisão federativa: o município. Os índices de FIRJAN variam entre 0 e 1, indo do menor ao maior nível de desenvolvimento da localidade. A interpretação do índice é classificada entre 0 e 0,4 (*baixo estágio de desenvolvimento*); entre 0,4 e 0,6 (*regular*); entre 0,6 e 0,8 (*moderado*); e entre 0,8 e 1,0 (*alto desenvolvimento*). Cada um dos Índices de FIRJAN está relacionado às três principais áreas de desenvolvimento: Emprego e Renda, Educação e Saúde (FIRJAN, 2016);

– *Coeficiente de Gini* que expressa as desigualdades na distribuição de renda. Quanto maior for o coeficiente, que varia de 0 a 1, maior será a concentração de renda do local em estudo. No caso brasileiro, esse indicador é informado por município e disponibilizado pelo Atlas de Desenvolvimento Humano (BOING, 2008);

– *Razão de Educação* que se baseia em cortes nos extremos da distribuição da variável anos de estudo. Essa razão consiste no quociente entre a proporção das pessoas com 25 anos ou mais de idade com menos de quatro anos e com mais de doze anos de estudo, $R(-4AE/+12AE)$

como *proxy* do Índice de Gini, medida tradicionalmente usada nos estudos de desigualdade de renda e educacional (FRANÇA; PAES, 2008);

- *Produto Interno Bruto (PIB) per capita* que representa a razão entre a totalidade da produção econômica em valores financeiros do município e a população global do mesmo;
- *Renda per capita*, ou seja, razão entre o somatório da renda de todos os indivíduos residentes em domicílios particulares permanentes e o número total desses indivíduos. Consideram-se os valores em reais para uma data considerada referência;
- *Percentual de Pessoas em Domicílios com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados*, ou seja, razão entre as pessoas que vivem em domicílios cujo abastecimento de água não provém de rede geral e cujo esgotamento sanitário não é realizado por rede coletora de esgoto ou fossa séptica e a população total residente em domicílios particulares permanentes multiplicado por 100. Apenas os domicílios particulares permanentes são considerados;
- *Percentual de Mães Chefes de Família Sem Ensino Fundamental Completo e Com Filhos Menores de 15 anos*, sendo a razão entre o número de mulheres que são responsáveis pelo domicílio, não têm o ensino fundamental completo e têm pelo menos 1 filho de idade inferior a 15 anos morando no domicílio e o número total de mulheres chefes de família, multiplicado por 100. Consideram-se apenas os domicílios particulares permanentes;
- *Cobertura da Estratégia Saúde da Família*

Com a criação do Sistema Único de Saúde (SUS) em 1988 e a publicação da legislação que o regulamentou, inúmeros foram os avanços obtidos em relação às políticas públicas de atenção à saúde no Brasil (MOREIRA et al., 2012). A partir de então, várias ações foram desenvolvidas, dentre as quais dois marcos importantes se destacam. O primeiro foi a criação, em 1994, do Programa de Saúde da Família (PSF), que promoveu a reorganização dos serviços básicos, aproximando sua oferta aos cidadãos e concentrando o foco na qualidade de vida (BRASIL, 1994). Sendo o outro, a publicação da Norma Operacional Básica nº.1/1996 (NOB-96), que alterou a lógica de financiamento do SUS, ao combinar critérios pautados nas características da população e na oferta de serviços para definir o volume da transferência de recursos, além de fornecer incentivos financeiros para programas de saúde considerados estratégicos (ALVES et al., 2006).

Macinko et al. (2006) mostraram no estudo “Uma avaliação do impacto do Programa Saúde da Família sobre a Mortalidade Infantil no Brasil” que a cada 10% de aumento da cobertura da Saúde da Família nos Estados foi observada uma redução de 4,6% na

mortalidade infantil, sendo esse impacto mais significativo que outras intervenções, como a ampliação do acesso à água (2,9%) ou ampliação de leitos hospitalares (1,3%).

Em 1997, o PSF foi redefinido como uma estratégia de reorientação do modelo assistencial que considera os seguintes princípios: família como foco de abordagem, território definido, adscrição da clientela, trabalho em equipe interdisciplinar, co-responsabilização, integralidade, resolutividade, intersetorialidade e estímulo a participação social (MAGALHÃES, 2011).

A Estratégia Saúde da Família (ESF) faz parte da reorganização da Atenção Básica no Brasil (BRASIL, 2011), sendo composta por equipe multiprofissional que possui, no mínimo, médico generalista ou especialista em saúde da família ou médico de família e comunidade, enfermeiro generalista ou especialista em saúde da família, auxiliar ou técnico de enfermagem e agentes comunitários de saúde. Pode-se acrescentar a essa composição, como parte da equipe multiprofissional, os profissionais de saúde bucal (ou Equipe de Saúde Bucal): cirurgião-dentista generalista ou especialista em saúde da família, auxiliar e/ou técnico em Saúde Bucal (BRASIL, 2014f).

Estudos revelaram que impactos mais severos da Saúde da Família sobre a mortalidade infantil foi observado em municípios com menores índices de desenvolvimento humano e maior cobertura da ESF, ratificando a importância dessa estratégia para a redução das iniquidades sociais em saúde no País. A redução da mortalidade infantil em municípios com altas coberturas da ESF (-22%) foi quase duas vezes maior do que nos municípios sem ESF ou com coberturas baixas (-13%) (AQUINO, R.; OLIVEIRA, N. F.; BARRETO, 2009; BRASIL, 2010d).

Guanais (2013) concluiu em seu estudo, usando dados para o período 1998-2010, no Brasil, que a associação de uma maior cobertura da Estratégia Saúde da Família (ESF) com uma menor taxa de mortalidade pós-neonatal se tornou mais forte quando a cobertura do Programa Bolsa Família aumentou. Assim, os resultados sugerem que a introdução dos programas de transferência condicional de renda é um fator adicional importante em relação à redução da mortalidade infantil.

2.12 RELACIONAMENTO ENTRE AS CONDIÇÕES DE VIDA E A MORTALIDADE INFANTIL

Scochi (1999) afirma que “a informação sobre os óbitos pode parecer o fim da linha do processo saúde-doença, sendo pobre para expressar a diversidade das enfermidades.

Porém, após um diagnóstico geral da situação das mortes nas cidades, é possível identificar grupos de óbitos que, naquele município, mereçam auditorias específicas. A investigação detalhada desses óbitos sentinelas, em geral, revela as variadas circunstâncias que favorecem a morte; desde as mazelas dos serviços de saúde e outros setores da administração pública, até determinantes mais gerais da situação de vida e de trabalho”.

O estudo das desigualdades em saúde tem sido relevante para auxiliar na compreensão do complexo processo de determinação das doenças e tem possibilitado a utilização dessa informação para a adoção de estratégias de intervenção sanitária que visem ampliar a equidade em saúde. Na América Latina e no Brasil, em particular, onde as desigualdades sociais apresentam grande magnitude, o monitoramento da situação de saúde a partir da utilização de indicadores de mortalidade e morbidade, segundo diferentes grupos e espaços sociais, impõe-se enquanto as estatísticas oficiais continuarem sendo produzidas globalmente para uma população hipoteticamente homogênea (SILVA et al., 1999).

Segundo Cerqueira e Paes (2008, p.3)

Trabalhos envolvendo técnicas estatísticas, relacionando a mortalidade com fatores socioeconômicos no Brasil, começaram a surgir com maior intensidade a partir da década de setenta, sendo que a grande maioria trata da mortalidade infantil de forma agregada, observando-se uma acentuada escassez de estudos envolvendo a mortalidade por causas e seus determinantes socioeconômicos.

A incorporação da categoria espaço nos estudos de saúde permite estabelecer diferenciações entre regiões conforme características que as distingam e também discutir diferenças entre estas regiões e sua relação com a estrutura espacial na qual estão inseridas (VEDOVATO; LOURENÇO; DONALISIO, 2011). Para a apreensão de diferenciais de mortalidade e de outros indicadores de saúde, a estratificação do espaço segundo a condição de vida da população tem sido recomendada (CASTELLANOS, 1991; PAIM, 1997; GUIMARÃES et al., 2003).

As políticas governamentais destinadas a resolver os problemas do Semiárido brasileiro giram em torno da "emergência", como o combate à seca e políticas assistenciais. Tais políticas públicas baseiam-se na lógica de que a seca exige medidas de combate e de que a miséria é gerada por ela, concentrando-se nas cestas básicas, frentes de serviços e oferta da água, via carro-pipa. Todas essas ações, caracterizadas pela emergência e pelo clientelismo, constituem-se na prática em instrumentos eleitoreiros e de manipulação política, nunca tendo suprido verdadeiramente as necessidades da região, firmando nas populações uma

dependência cada dia maior dessas ações que não dão sustentabilidade às comunidades, as colocam à mercê da manipulação dos que detêm tais benefícios (BEZERRA; ROSITO, 2011).

No Brasil, a acentuada desigualdade na distribuição de renda, no acesso aos recursos de saúde, no saneamento básico, na educação e em outros constituintes do padrão de vida da população, tem se revelado por meio de profundas diferenças no risco de morte dos diversos estratos sociais (OLIVEIRA; MENDES, 1995; GUIMARÃES et al., 2003).

As desigualdades nos perfis da mortalidade por causas mais susceptíveis ao controle têm sido relacionadas com as condições, estilos de vida e acesso aos serviços básicos de saúde. Uma redução nos níveis da mortalidade por essas causas, superior àquela verificada pelas demais, foi relacionada com a efetividade dos serviços de saúde em seis países europeus, entre 1950 e 1980 e no Québec, entre 1982 e 1990 (SILVA et al., 2005).

As diferenças nas Taxas de Mortalidade Infantil entre as regiões, áreas de residência (maior mortalidade na área rural), escolaridade materna (PONTES et al., 2009; JOBIM; AERTS, 2008) e renda (MACINKO et al., 2006; BOING; BOING, 2008) revelam as desigualdades nas condições de vida da população brasileira (BRASIL, 2010d). Para o UNICEF (2005), melhorias nas condições de vida e na atenção à saúde da criança em relação a questões como segurança alimentar e nutricional, saneamento básico e vacinação estão associadas à queda da mortalidade infantil no Brasil. Mas, esses progressos não beneficiam a população de maneira uniforme, havendo desigualdades regionais.

A diminuição das desigualdades sociais e regionais contribuiu para a formação do quadro atual de baixa na mortalidade infantil e de maior convergência entre as regiões. Todavia, ainda há um longo caminho a percorrer para que o Brasil se aproxime dos níveis das regiões mais desenvolvidas do mundo, em torno de cinco óbitos de crianças menores de um ano para cada 1.000 nascidas vivas (BRASIL, 2014c).

Uma rede complexa de determinantes, em diversos níveis, é responsável pela sobrevivência das crianças. No nível distal, estão fatores socioeconômicos, como educação e renda, que afetam outros determinantes em nível intermediário, como características ambientais e comportamentos relacionados à saúde, que, por sua vez, ocasionam as causas de morte mais proximais, tais como as infecções ou a desnutrição (MOSLEY; CHEN, 2003; BLACK; MORRIS; BRYCE, 2003; RASELLA, 2013). Identificar esses determinantes em cada município brasileiro continua a ser um processo imprescindível para acelerar a atuação destinada a modificá-los e a minimizar o possível impacto das políticas públicas sobre as iniquidades em saúde (GEIB et al., 2010).

Sardinha (2014) fez uma Revisão Sistemática da Literatura e verificou que os fatores associados à mortalidade infantil podem ser agregados em biológicos, socioeconômicos, comportamentais, demográficos e da atenção à saúde.

a) Fatores biológicos: baixo peso ao nascer, sexo da criança, idade materna, idade gestacional (prematuridade), magnitude e evolução do Apgar do 1º e 5º minutos de vida, paridade, malformação congênita, afecções perinatais, gestação múltipla, entre outros (POLES; PARADA, 2002; FISHER et al., 2007; SCHOEPS et al., 2007; MARAN; UCHIMURA, 2008; NASCIMENTO et al., 2008; RIBEIRO et al., 2009; ZANINI et al., 2009).

b) Fatores socioeconômicos: escolaridade, renda (absoluta e relativa), acesso a saneamento básico, migração, área de residência (urbano/rural), número de moradores por domicílio, Produto Interno Bruto (PIB), emprego, raça/cor, entre outros (CESAR, 1990; DELGADO et al., 2003; RIBEIRO et al., 2004; MENEZES et al., 2005; KAEMPFFER; MEDINA, 2006; FISCHER et al., 2007; SCHOEPS et al., 2007; SCHELL, 2007; BOING; BOING, 2008; ZANINI et al., 2009).

c) Fatores associados à atenção à saúde: atenção ao pré-natal, tipo de parto, parto realizado em hospitais do SUS, baixa cobertura de recursos de saúde, incluindo leitos hospitalares e Estratégia Saúde da Família, entre outros (POLES; PARADA, 2002; MACINKO et al., 2006; FISHER et al., 2007; MARAN; UCHIMURA, 2008; RIBEIRO et al., 2009; ZANINI et al., 2009).

d) Fatores comportamentais: mãe ser tabagista, fazer uso de drogas ilícitas e/ou álcool e não possuir peso adequado para altura, entre outros (DELGADO et al., 2003; SCHOEPS et al., 2007; PAUL, 2009).

e) Fatores demográficos: situação conjugal, idade materna no momento da gestação, taxas de natalidade e fecundidade, entre outros (CHANDRASHEKAR et al., 1998; FRANK; FINCH, 2004; RIBEIRO et al., 2004; MENEZES et al., 2005; SCHOEPS et al., 2007; RIBEIRO et al., 2009; LIMA, 2010; VASCONCELOS; GOMES, 2012).

A Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) sofre impacto direto dos determinantes sociais em saúde, pois estes estruturam outros determinantes que incidem sobre o indicador. Os determinantes da saúde podem ser classificados em estruturais e intermediários (OMS, 2005). Os estruturais geram estratificação social e estão ligados à renda e à educação, sendo considerados os principais responsáveis pelas iniquidades regionais e de mais difícil resolução em curto prazo. Os intermediários determinam as diferenças na exposição e vulnerabilidade a agravos de saúde e compreendem as condições de vida, de trabalho, a disponibilidade de

alimento, os comportamentos, o estilo de vida e o próprio sistema de saúde – este especialmente quando diminui o acesso aos fatores de proteção, por exemplo, assistência pré-natal (CALDEIRA et al., 2001; GEIB et al., 2010).

Estudos apontam como determinantes distais da mortalidade infantil a escolaridade dos pais inferior a oito anos, a situação conjugal das mães e o trabalho da mãe fora do lar (MARTINS; VELÁSQUEZ-MELÉNDEZ, 2004).

Entre os determinantes intermediários, estão a multiparidade (VÍCTORA; BARROS, 2001), a ordem e o intervalo de nascimentos, a situação conjugal materna e a baixa qualidade da atenção de saúde (médica e gerencial) (FRANÇA et al., 2001), o número de consultas pré-natais inferior a seis (MORAES NETO; BARROS, 2000; VÍCTORA; BARROS, 2001) e o fumo na gestação (SILVA et al., 2006).

Quanto aos proximais, tanto da mortalidade neonatal quanto pós-neonatal, os estudos indicam o sexo masculino (MORAES NETO; BARROS, 2000; SILVA et al., 2006), a prematuridade, o baixo peso ao nascer e o escore de Apgar inferior a sete no primeiro e quinto minutos de vida (TARLOV, 1996; MORAES NETO; BARROS, 2000; CALDEIRA et al., 2001; VÍCTORA; BARROS, 2001; FRANÇA et al., 2001; SILVA et al., 2006).

A relação entre renda e saúde da criança já é bem estabelecida na literatura (SHAH et al., 1987; WAGSTAFF et al., 2004). Em geral, as crianças de baixa renda são mais propensas a terem todas as condições de doenças crônicas ou agudas, incluindo problemas de saúde mental, e são mais propensas a serem limitadas ao longo da vida por essas condições (CURRIE et al., 2007).

A educação da mãe pode ser apontada como determinante da saúde da criança, e tem sido associada em vários estudos ao aumento da sobrevivência infantil e diminuição da desnutrição infantil (HOBBCRAFT et al., 1993). Comportamentos ligados à fecundidade, como a idade da maternidade ou o intervalo entre os nascimentos, mostraram estar associados com a mortalidade infantil (RUTSTEIN, 2000).

Outros determinantes importantes da saúde é o saneamento e a água e, em conjunto aos hábitos ligados à higiene, são responsáveis por uma importante parcela da mortalidade infantil, causada principalmente por diarreia e doenças parasitárias (FEWTRELL et al., 2005; PRUSS et al., 2002).

Por sua vez, os serviços de saúde desempenham um papel importante na sobrevivência da criança, que depende da acessibilidade geográfica e econômica e da efetividade (CAVAGNERO et al., 2008). Já foi demonstrado que, a implantação da Atenção Primária à Saúde (instrumento fundamental para melhorar a saúde em todo o mundo desde a Conferência

de Alma Ata), especialmente em áreas carentes e rurais, tem aumentado o acesso equitativo à saúde, reduzindo as diferenças entre ricos e pobres (WHO, 2008; KRUK et al., 2010).

Segundo Silva et al. (2008), a mortalidade é influenciada por processos de caráter contraditório, dentre os quais podem-se destacar: as iniquidades sociais e desigualdade nas condições de vida; o processo de urbanização; mudanças na estrutura de idade da população, na composição da força de trabalho e no mercado de trabalho, no nível de educação da população e mudanças na organização dos serviços de saúde.

Desse modo, fica clara a complexa lista de relações e determinantes que interagem com a mortalidade infantil.

2.13 O TERRITÓRIO E SEUS DIFERENCIAIS

As diferenças presentes no território brasileiro são extensas: lugares mais povoados do que outros, áreas com um maior contingente populacional nas cidades e outras onde há uma maior concentração de habitantes no campo, lugares com uma maior assistência à saúde, outros com um maior acesso à educação. Assim, as características citadas refletem os diferenciais existentes entre os municípios que constituem o Brasil, consequentemente, o Semiárido.

Silveira (2011, p.162) ao analisar o livro de sua coautoria com Milton Santos (2001), intitulado *O Brasil: Território e Sociedade no início do século 21* diz que talvez a principal conclusão da obra foi:

...um apelo para que o território nacional seja visto, na teoria, na empiria, e na política, como espaço banal e não apenas como espaço hegemônico e homogêneo. Se a desigualdade é o grande problema político, a diversidade é uma grande riqueza cultural e também política. As diversidades socioeconômicas e regionais seriam, assim, vistas como um princípio de método fundamental para interpretar o fenômeno urbano.

A região Nordeste do Brasil, que concentra quase a totalidade do Semiárido, apresenta os piores indicadores econômicos e sociais do país. Neto (2014, p. 70) destaca em estudo relacionado às desigualdades regionais no Brasil:

Em particular, a região Nordeste, que se caracterizou durante o século XX como uma região de atraso econômico, conseguiu internalizar uma estratégia de contenção de perdas e de aceleração do crescimento que resultou na expansão, ainda que lenta, de seu patamar de participação relativa no contexto nacional. Continua sendo, entretanto, a região em que a concentração da produção econômica no Brasil se expressa mais desfavoravelmente, pois sua participação no PIB nacional atingida em 2010 ainda é equivalente àquela do início da década de 1960, quando Celso Furtado, por meio do Grupo de Trabalho para Desenvolvimento do Nordeste (GTDN), preocupou-se com as causas e manifestações de seu subdesenvolvimento.

Ao fazer referência às diferenças existentes entre os municípios, ressaltam-se as desigualdades na área da saúde. Para Buss e Filho (2007), os Determinantes Sociais da Saúde podem ser investigados ao analisar as relações entre a saúde das populações, as desigualdades nas condições de vida e o grau de desenvolvimento da trama de vínculos e associações entre indivíduos e grupos. A luta contra as disparidades em saúde exige dos governos a atuação sobre os Determinantes Sociais da Saúde (DSS) (PEARCY; KEPPEL, 2002; MARMOT, 2005), valendo destacar a importância das discussões relacionadas ao potencial do impacto que os sistemas de saúde podem produzir, especialmente em contextos de persistente desigualdade social (SEN, 2002; BARRETO; NERY, 2016).

3 METODOLOGIA

O Ministério da Integração Nacional lançou através da Portaria nº 89, de 2005, a “Nova Delimitação do Semi-Árido Brasileiro”, estabelecendo oficialmente 1.133 municípios que compõem a região (BRASIL, 2005). No entanto, esta análise considera 1.125 municípios justificada por problemas de consistência nos dados básicos de oito municípios que inviabilizaram incluí-los no estudo (São José de Peixe, Santana do Piauí, Juazeiro do Piauí, Alvorada do Gurguéia, Bocaína, Dirceu Arcoverde, todos no Piauí, Quixabá no estado da Paraíba e Severiano Melo no estado do Rio Grande do Norte).

3.1 TIPOLOGIA DO ESTUDO

Trata-se de um estudo ecológico longitudinal relacionado ao Semiárido brasileiro, com abordagem quantitativa e que faz uso de informações sociodemográficas e econômicas, bem como dos programas de apoio social tais como: População, Mortalidade, Renda, Educação, Saúde, Programa Bolsa Família e Estratégia Saúde da Família, no período 2004-2010.

Os municípios do Semiárido brasileiro foram organizados e agrupados em seus respectivos Estados para a geração da série temporal 2004-2010. A utilização desse período deve-se ao acesso aos dados e a implantação do PBF em 2003, cujas primeiras informações somente ficaram disponíveis a partir de 2004.

A unidade de análise observacional do estudo é o município, sendo este o nível mais relevante para o Programa Bolsa Família (AQUINO et al., 2009). Os dados analisados são secundários e provenientes de bancos de dados de uso público, assim, como os dados possuem livre acesso *online*, justifica-se a ausência de submissão à Plataforma Brasil e posterior encaminhamento ao Comitê de Ética em Pesquisa (Apêndice B).

3.2 FONTES DOS DADOS E VARIÁVEIS DO ESTUDO

As informações sobre a *população* de residentes da região Semiárida brasileira foram obtidas por meio dos dados disponibilizados pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). A contagem populacional realizada pela Fundação IBGE para o ano 2007 e os dados dos censos demográficos 2000 e 2010 foram utilizados para a obtenção dos dados referente ao contingente populacional. Através do sítio do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (BRASIL, 2003; BRASIL, 2013), foi acessado o Índice de Desenvolvimento

Humano Municipal (IDHM) para os anos censitários (2000 e 2010) e outros 200 indicadores referentes à demografia, educação, renda, trabalho, habitação e vulnerabilidade para os municípios brasileiros.

Para estratificar os municípios, foram consideradas três fontes de classificações baseadas no porte populacional: caracterização dos grupos territoriais da Política Nacional de Assistência Social – PNAS/2004, subclassificação dos grupos territoriais da PNAS/2004 proposta pela Secretaria Nacional de Assistência Social – SNAS/2015 e classes de tamanho da população adotadas pelo IBGE. A quarta classificação teve como referência o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal – IDHM, extraído do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil.

3.2.1 Programa Bolsa Família

Os dados relacionados ao Programa Bolsa Família utilizados neste estudo foram obtidos, utilizando a ferramenta computacional Matriz de Informação Social desenvolvida pelo Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário (MDSA), que organiza informações sobre os programas sociais do ministério e os disponibilizam através do endereço eletrônico: <<http://www.mds.gov.br/>>.

A *Cobertura do Programa Bolsa Família* é uma importante variável do estudo. Existe a possibilidade do cálculo de diversos indicadores ligados à cobertura do PBF, sendo possível destacar: **a)** considerar o número de famílias beneficiárias do PBF dividido pelo número de famílias elegíveis (segundo os critérios adotados pelo PBF) e **b)** considerar a cobertura do PBF em relação à população total, ou seja, número de indivíduos beneficiários do PBF dividido pela população total do mesmo município (RASELLA, 2013; GUANAIS, 2013).

O indicador **a)** pode ser obtido diretamente do sítio do MDSA. Segundo Rocha (2011), o Programa Bolsa Família atingiu em dezembro de 2006 a meta de cobertura de sua população alvo estabelecida pelo Governo. Assim sendo, a cobertura atingindo 100%, significa não apresentar variabilidade entre os municípios para fins estatísticos. Portanto, para superar a restrição da variabilidade, torna-se mais viável a utilização de **b)**, uma vez que não possui essa restrição.

3.2.2 Mortalidade Infantil

A Taxa de Mortalidade Infantil contém erros de estimação que provém dos sub-registros de óbitos e nascimentos. Para o cálculo da TMI, é possível utilizar o método direto e o método indireto. Para Frias (2013), um problema que ocorre com frequência na estimação indireta da mortalidade infantil é a variabilidade das estimativas. Romero (2009) diz que, dependendo das perguntas utilizadas nos inquéritos nacionais, as estimativas podem ser díspares e, para Burkhalter (1995), dificultam a interpretação das tendências temporais e o conhecimento do nível real da mortalidade infantil na população sob estudo.

Mesmo reconhecendo essas dificuldades, as estimativas indiretas têm a vantagem de ser uniformes para todos os estados, de não ser afetadas pelo sub-registro e ser internacionalmente aceitas (UNICEF, 2012). Assim, recorreu-se a utilização dos dados do Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil, por serem dados oficiais e disponíveis. Os erros são toleráveis e possibilitam uma expressão razoável da real magnitude da TMI. O procedimento indireto proposto pelo Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil (BRASIL, 2003; BRASIL, 2013) para estimar a mortalidade infantil é largamente utilizado no mundo todo, particularmente, quando as estatísticas vitais são deficientes como é o caso do Semiárido brasileiro.

O indicador *Mortalidade Infantil* utilizado neste estudo compõe os indicadores propostos para o bloco demográfico do Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil. Desde 1970, as tabulações dos Censos Demográficos permitem a utilização da técnica de Brass de estimação, ao fornecer as informações necessárias para o cálculo do total de nascidos vivos (fecundidade retrospectiva ou parturição) – e de mortalidade – total de filhos nascidos vivos e total de filhos na data do Censo – por faixa etária das mulheres (BRASIL, 2003; BRASIL, 2013).

Embora possam ser colocadas restrições com relação à fidedignidade das estimativas da mortalidade infantil obtidas a partir do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, desenvolvido em parceria pela Fundação João Pinheiro (FJP), Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) e Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD), elas foram consideradas como *proxy* satisfatória de seus níveis para os municípios.

É importante notar que esse indicador não pode ser calculado diretamente das informações dos Censos Demográficos. Por sua vez, a maioria dos municípios do Semiárido não possuem estatísticas vitais confiáveis que permitam seu cálculo diretamente. Assim, essa lacuna foi preenchida pelo Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, adotando-se o

padrão de mortalidade correspondente ao Estado de cada município, recorrendo-se, então, a técnicas indiretas para sua obtenção. Para tanto, o Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil fez uso da técnica de Mortalidade Infanto-Juvenil desenvolvida por William Brass (1968) (BRASIL, 2013).

A *Técnica de Mortalidade Infanto-Juvenil de Brass* tem como base as informações sobre o número total de filhos nascidos e o número de filhos sobreviventes na data do censo, ambos classificados por grupos de idade das mulheres. A técnica fornece estimativas das probabilidades de morrer até determinadas idades exatas (q_x). A razão entre o número total de filhos vivos na data do censo (FV) e o número total de filhos nascidos vivos até a data do censo (FNV) corresponde à proporção de filhos vivos na data do censo. Subtraindo este resultado de um, obtém-se a proporção de filhos mortos entre todos os nascidos vivos de mulheres por grupos etários quinquenais de idade (BRASS, 1968).

A utilização das técnicas indiretas necessita de algumas adaptações para serem aplicadas em níveis espaciais com baixos volumes populacionais, como em muitos municípios ou áreas intramunicipais. Para alguns recortes espaciais, não são conhecidos os padrões de mortalidade que, para tanto, deveriam dispor de estatísticas vitais fidedignas. Essa lacuna foi preenchida, adotando-se o padrão de mortalidade de seu Estado (BRASIL, 2013). Desta forma, foram calculadas as TMI para todos os 1.133 municípios do Semiárido.

É importante ter em conta que as estimativas da mortalidade infantil obtidas pelo método indireto são consideradas robustas por renomadas instituições internacionais e nacionais (UNITED NATIONS, 1983; SIMÕES, 1997; IBGE, 2009; IBGE, 2012b; RIPSAs 2012; BRASIL, 2013; BRASIL, 2014g). A Representação da Organização Pan-Americana da Saúde (OPAS)/Organização Mundial da Saúde (OPAS/OMS) no Brasil pode ser citada pela utilização da Taxa de Mortalidade Infantil e de outros indicadores disponibilizados no sítio do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil para construir o documento “Desenvolvimento sustentável e saúde: tendências dos indicadores e desigualdades no Brasil” (BRASIL, 2014g).

3.2.3 Fatores associados à mortalidade infantil

A classificação proposta por Sardinha (2014), após realizar uma Revisão Sistemática da Literatura, foi empregada para agrupar os fatores relacionados à mortalidade infantil. Esses fatores podem ser agregados em biológicos, socioeconômicos, comportamentais, demográficos e da atenção à saúde. O seguinte elenco de fatores foi considerado neste trabalho:

a) Fatores socioeconômicos: Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais), Percentual de Pessoas em Domicílios com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados e Percentual da População Urbana.

b) Fatores associados à atenção à saúde: Cobertura de Consultas de Pré-natal, Cobertura do Programa Bolsa Família e Cobertura da Estratégia Saúde da Família.

c) Fator demográfico: Taxa de Fecundidade Total.

Alguns fatores foram selecionados a partir do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, sendo esses: Taxa de Fecundidade Total, Taxa de Analfabetismo - 15 anos ou mais, Percentual de Pessoas em Domicílios com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados e Percentual da População Urbana (HOBcraft et al., 1993; Souza et al., 2001; Ortiz, 2002; Alves; Belluzzo, 2004; Duarte, 2007; Rasella, 2013).

A *Cobertura de Consultas de Pré-natal* (7 ou mais consultas) foi acessada através do SINASC (Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos), no sítio do Ministério da Saúde (MS). Esse indicador mede a realização de consultas de pré-natal, a partir de informações prestadas pelas mulheres durante a assistência ao parto. O MS preconiza, no mínimo, seis consultas de pré-natal, mas justifica-se o corte dado para o estudo em função do agrupamento do número de consultas no formulário de Declaração de Nascido Vivo (nenhuma, 1 a 3, 4 a 6, 7 e mais consultas) (Victoria, 2001; Boing; Kel; Boing, 2006; Ripsa, 2012; UNICEF, 2012; Guanaís, 2013).

A fonte de dados para a obtenção das informações referentes à Estratégia Saúde da Família (ESF) foi o endereço eletrônico do Ministério da Saúde (<http://datasus.saude.gov.br/>), na área do Sistema de Informação da Atenção Básica (SIAB), sendo acessada a série 2004-2010. O mês de dezembro foi tomado como referência para o cálculo da *Cobertura da Estratégia Saúde da Família* (ESF).

O indicador *Cobertura da Estratégia Saúde da Família* foi obtido pelo seguinte cálculo: número de equipes de Saúde da Família no município definido (eSF) x 3.450 (média de pessoas acompanhadas por uma eSF) / População IBGE, com limitador de cobertura de 100%. Vários estudos já analisaram o relacionamento existente entre Estratégia Saúde da Família e a mortalidade infantil (Macinko et al., 2006; Roncalli; Lima, 2006; Guimarães et al., 2009; Aquino et al., 2009; Guanaís, 2013; Rasella, 2013).

3.3 MONTAGEM DA BASE DOS DADOS

Para a geração da base de dados do estudo, foram consultadas várias fontes de dados secundários, referentes aos 1.133 municípios do Semiárido brasileiro, cujas etapas foram formuladas como segue.

1ª etapa: Agregação dos municípios do Semiárido brasileiro e seleção dos indicadores

Algumas fontes de dados não disponibilizam a agregação Semiárido, logo se fez necessária a busca minuciosa por cada município para constituir a região em estudo. Dentre as fontes consultadas, o Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil (BRASIL, 2013) e o Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário (BRASIL, 2016), utilizam a agregação Semiárido brasileiro.

Os dados foram exportados das respectivas fontes para planilhas eletrônicas do *Microsoft Office Excel 2013*. Em seguida, os municípios foram organizados e agrupados em seus respectivos Estados, para geração da série temporal 2004-2010 em estudo, justificando a utilização desse período pela disponibilidade dos dados e início do PBF (2003).

Para a modelagem, foi considerada como variável resposta a *Taxa de Mortalidade Infantil* e como variáveis independentes algumas dentre aquelas comumente citadas na literatura pela associação com o óbito infantil: *Cobertura do Programa Bolsa Família*; *Cobertura da Estratégia Saúde da Família*; *Cobertura de Consultas de Pré-Natal*; *Taxa de Fecundidade Total*; *Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais)*; *Renda Per Capita*; *Percentual de Pessoas em Domicílios com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados* e *Percentual da População Urbana*.

2ª etapa: Obtenção da série temporal dos indicadores

Alguns indicadores foram obtidos através dos bancos de dados relacionados aos censos nacionais de 2000 e 2010, sendo esses: *Taxa de Mortalidade Infantil*; *Taxa de Fecundidade Total*; *Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais)*; *Renda Per Capita*; *Percentual de Pessoas em Domicílios com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados* e *Percentual da População Urbana*.

Assim, para a obtenção dos valores intermediários de 2000 e 2010, recorreu-se ao uso da interpolação. Verificações preliminares sugeriram que a alternativa mais adequada aos ritmos de incremento ou decenso esperados das variáveis foi o método de interpolação linear. Assim, esse método foi adotado para a obtenção dos valores anuais de 2004 a 2009 (SADOSKY, 1980).

Interpolação linear

Considerado o mais simples entre os métodos de interpolação, ele consiste na interligação entre valores consecutivos, por uma reta, obtida por uma função polinomial (polinômio de grau 1).

Trata-se do processo que visa estimar valores de uma função f para valores de x (diferentes de x_i), para $i = 0, \dots, n$, sabendo-se apenas os valores de $f(x)$ nos pontos $x_0, x_1, \dots, x_n$.

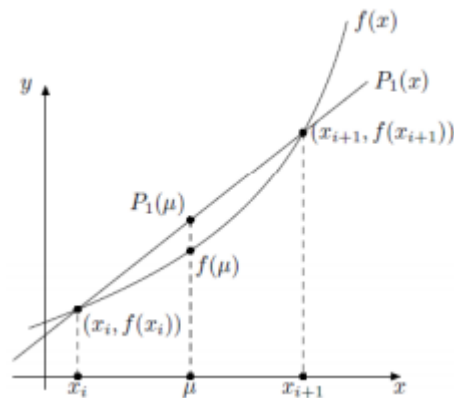
x	x_0	x_1	x_2	...	x_n
y	$f(x_0)$	$f(x_1)$	$f(x_2)$		$f(x_n)$

Em resumo, a técnica permite estimar, de forma aproximada, valores intermediários. Basta possuir valores anteriores e posteriores definidos que possibilite obter uma função (polinômio) que relacione as variáveis x e y .

Seja $f(x)$ dada pela tabela, pode-se determinar uma aproximação para $f(\mu)$, onde $x_i < \mu < x_{i+1}$ para $0 \leq i < n$.

x_0	x_1	x_2	...	x_n
f_0	f_1	f_2		f_n

O Gráfico 3.1 apresenta a lógica utilizada para a realização da interpolação linear. Note que $f(\mu)$ não é conhecida, logo, deverá ser aproximada pelo polinômio P_1 .

Gráfico 3.1- Representação da interpolação linear

Fonte: MONTERA, 2011.

$P_1(\mu)$ será calculado, e não $f(\mu)$. Trata-se de uma aproximação ou estimativa.

$P_1(x)$ é o polinômio de 1º grau e passa pelos pontos $A = (x_i, f(x_i))$ e $B = (x_{i+1}, f(x_{i+1}))$.

Desta forma:

$$f(\mu) \approx P_1(\mu) = f_i + (\mu - x_i) (f(x_{i+1}) - f(x_i)) / (x_{i+1} - x_i)$$

Onde $P_1(\mu)$ pode ser obtido através da equação da reta ou pela semelhança de triângulos.

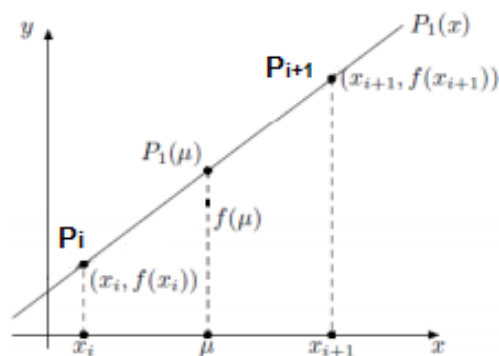
Equação da Reta

$$f(x) = ax + b$$

Sendo

$f(x) = y$; a = coeficiente angular e b = coeficiente linear.

O Gráfico 3.2 apresenta a equação da reta.

Gráfico 3.2- Representação da equação da reta

Fonte: MONTERA, 2011.

Sendo

$$f(x_i) = ax_i + b \quad y_i = ax_i + b$$

$$f(x_{i+1}) = ax_{i+1} + b \quad y_{i+1} = ax_{i+1} + b$$

Estando os valores das variáveis dos pontos P_i e P_{i+1} já definidos, é possível, por substituição, obter a equação da reta em questão e, dessa forma, determinando-se o ponto intermediário μ entre x_i e x_{i+1} , obter o valor de $P_1(\mu)$.

Existem diversos métodos de interpolação e a escolha depende da adequação aos dados: quadrática (polinômio de grau 2), Lagrange (polinômio de grau n) e a interpolação segmentada – útil quando a função que se quer interpolar possui derivadas de valor numérico elevado em alguma região do intervalo de interpolação (MONTERA, 2011; GUIDI, 2015).

3.4 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS INDICADORES

Para a análise exploratória dos dados, foram calculadas as seguintes medidas: valor mínimo, valor máximo, amplitude, média e desvio padrão. Essas medidas se referem aos seguintes indicadores, cujas especificações se encontram nas seções 2.1 (Condições de vida) da Revisão da Literatura, 3.2.1 (Programa Bolsa Família), 3.2.2 (Mortalidade Infantil) e 3.2.3 (Fatores associados à mortalidade infantil) da Metodologia: *Taxa de Mortalidade Infantil; Cobertura do Programa Bolsa Família; Cobertura da Estratégia Saúde da Família; Cobertura de Consultas de Pré-natal; Taxa de Fecundidade Total; Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais); Renda Per Capita; Percentual de Pessoas em Domicílios com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados e Percentual da População Urbana*.

Foram confeccionados mapas que ilustram a distribuição espacial do indicador Taxa de Mortalidade Infantil para os municípios do Semiárido, para os anos de 1991, 2000 e 2010. O *software R*, versão 3.3.3, disponível em www.r-project.org, foi utilizado para a geração dos mapas que possibilitaram a análise espacial das tendências temporais e variações regionais do indicador TMI. O Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, 1991, 2000 e 2010 foi a fonte de informação para a geração dos mapas (BRASIL, 2013).

3.5 ESTRATIFICAÇÃO DOS MUNICÍPIOS DO SEMIÁRIDO BRASILEIRO PARA ANÁLISE CONJUNTA DA MORTALIDADE INFANTIL E DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA

Ao considerar a heterogeneidade dos municípios do Semiárido, para estudar os diferenciais regionais da mortalidade infantil e da Cobertura do Programa Bolsa Família em termos territoriais, populacionais e características socioeconômicas, algumas classificações foram consideradas para a estratificação (Tabela 3.1). Dentre as quatro classificações adotadas, três levaram em consideração o porte populacional (caracterização dos grupos territoriais da Política Nacional de Assistência Social – PNAS/2004, subclassificação dos grupos territoriais da PNAS/2004 proposta pela Secretaria Nacional de Assistência Social – SNAS/2015 e classes de tamanho da população adotadas pelo IBGE) e a quarta tomou como referência o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal – IDHM.

Tabela 3.1- Classificações para a estratificação dos municípios do Semiárido brasileiro, para estudar o Programa Bolsa Família e a mortalidade infantil

Classificação			
PNAS/2004 (hab.)	SNAS/2015 (hab.)	IBGE (hab.)	IDHM
PP1 ¹ (até 20.000)	PP1a (até 2.500)	Até 5.000	Muito baixo (0-0,499)
PP2 ² (20.001 a 50.000)	PP1b (2.501 a 5.000)	De 5.001 até 10.000	Baixo (0,500-0,599)
MP ³ (50.001 a 100.000)	PP1c (5.001 a 7.500)	De 10.001 até 20.000	Médio (0,600-0,699)
GP1 ⁴ (100.001 a 900.000)	PP1d (7.501 a 10.000)	De 20.001 até 50.000	Alto (0,700-0,799)
GP2 ⁵ (a partir de 900.001)	PP1e (10.001 a 15.000)	De 50.001 até 100.000	
	PP1f (15.001 a 20.000)	De 100.001 até 500.000	
	PP2a (20.001 a 40.000)	Mais de 500.000	
	PP2b (40.001 a 50.000)		
	PMa (50.001 a 75.000)		
	PMb (75.001 a 100.000)		
	GP1a (100.001 a 300.000)		
	GP1b (300.001 a 600.000)		
	GP1c (600.001 a 900.000)		
	GP2a (900.001 a 1.500.000)		
	GP2b (1.500.001 a 2.500.000)		
	GP2c (2.500.001 a 3.500.000)		
	GP2d (3.500.001 a 8.000.000)		
	GP2e (Mais de 8.000.000)		

Fontes: SUAS 10. Diversidade no SUAS: realidade, respostas, perspectivas. Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário; Secretaria Nacional de Assistência Social-SNAS/MDSA, 2015. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística-IBGE. Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (FJP/IPEA/PNUD).

Nota: ¹Pequeno Porte 1; ²Pequeno Porte 2; ³Médio Porte; ⁴Grande Porte 1 e ⁵Grande Porte 2.

1) Classes de tamanho da população segundo a PNAS/2004

Para as classes de tamanho da população dos municípios correspondentes à caracterização dos grupos territoriais da Política Nacional de Assistência Social – PNAS/2004 (Pequeno Porte 1, Pequeno Porte 2, Médio Porte, Grande Porte e Metrôpoles) foi utilizada como referência a definição de municípios como de pequeno, médio e grande porte utilizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE, agregando-se outras referências de análise do Centro de Estudos das Desigualdades Socioterritoriais, bem como pelo Centro de Estudos da Metrópole sobre desigualdades intraurbanas e o contexto específico das metrópoles (BRASIL, 2004).

2) Classes de tamanho da população segundo a SNAS/2015

Visando explorar as diferenciações internas existentes em cada um dos cinco tipos de porte populacional proposto pela PNAS/2004, a Secretaria Nacional de Assistência Social – SNAS/2015 propõe subclassificações que buscaram uma maior revelação das expressões dos municípios que estavam contidas nos grandes agregados de população (BRASIL, 2015c).

3) Classes de tamanho da população segundo o IBGE

As classes de tamanho da população dos municípios adotadas pelo IBGE estão especificadas da seguinte maneira: até 5.000 habitantes; de 5.001 até 10.000; de 10.001 até 20.000; de 20.001 até 50.000; de 50.001 até 100.000; de 100.001 até 500.000 e mais de 500.000 (BRASIL, 2011).

4) Faixas do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal

As faixas do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal – IDHM, acessadas através do Atlas do Desenvolvimento Humano e referentes ao ano 2010 foram utilizadas para formar os agregados municipais observados em dois momentos, 2004 e 2010.

Para cada uma das quatro classificações, calculou-se a média entre os municípios de cada faixa adotada nas classificações para a Taxa de Mortalidade Infantil (TMI) e a cobertura do Programa Bolsa Família (PBF). Para decidir dentre as quatro classificações qual a mais adequada para identificar os diferenciais da mortalidade infantil e da cobertura do PBF na região Semiárida brasileira, foram estabelecidos os seguintes critérios:

1) Comparar as amplitudes da TMI e da cobertura do PBF e decidir pela amplitude de maior variação;

2) Comparar os descensos da TMI e verificar os incrementos da cobertura do PBF entre 2004 e 2010 e decidir pela classificação que diferencie mais explicitamente as alterações nos níveis dos indicadores.

Uma vez decidido pela classificação mais adequada, foram realizadas análises exploratórias, utilizando os seguintes indicadores, os quais foram apontados em estudos como influenciadores nos níveis da mortalidade infantil: Cobertura da Estratégia Saúde da Família (ESF), Taxa de Fecundidade Total, Percentual de Pessoas com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados e Percentual de Analfabetismo (15 anos ou mais) (GUANAIS, 2013; RASELLA et al., 2013; SHEI, 2013).

Admitindo-se o IDHM como a melhor classificação e baseados na estratificação dos municípios segundo as faixas do IDHM, foram construídos os índices tipo Kuznets (SCHNEIDER et al., 2002; HAEBERER; NOGUER; MÚJICA, 2015). Eles foram utilizados como medidas de brecha de desigualdades para comparar o valor médio da Taxa de Mortalidade Infantil e da cobertura do Programa Bolsa Família entre os estratos municipais extremos (mais e menos desenvolvidos segundo o IDHM).

1) A Brecha Absoluta (BA) foi obtida por meio do cálculo:

$$BA (TMI) = \text{Média da TMI do estrato } menos \text{ desenvolvido} - \text{Média da TMI do estrato } mais \text{ desenvolvido}$$

$$BA (PBF) = \text{Média do PBF do estrato } menos \text{ desenvolvido} - \text{Média do PBF do estrato } mais \text{ desenvolvido}$$

A BA corresponde na linguagem estatística à Amplitude Total (AT) entre dois valores extremos.

2) Para o cálculo da Brecha Relativa (BR), considerou-se:

$$BR (TMI) = \frac{\text{Média da TMI do estrato } menos \text{ desenvolvido}}{\text{Média da TMI do estrato } mais \text{ desenvolvido}}$$

$$BR (PBF) = \frac{\text{Média do PBF do estrato } menos \text{ desenvolvido}}{\text{Média do PBF do estrato } mais \text{ desenvolvido}}$$

3.6 RELACIONAMENTO ENTRE A TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL E OS INDICADORES DO ESTUDO

A análise de correlação permite quantificar o grau e a intensidade da associação linear entre os indicadores do estudo. Para isso, foi utilizado o Coeficiente de Correlação de Spearman (r_s), que assume valores entre -1 e 1. Os valores de r_s negativos indicam uma associação negativa e os valores positivos indicam uma associação positiva. Para a interpretação da magnitude das correlações, foi adotada a classificação dos coeficientes de correlação apresentada na Tabela 3.2.

Tabela 3.2- Interpretação do Coeficiente de correlação de Spearman

Valor de r (+ ou -)	Interpretação
$r_s < 0,4$	Correlação de fraca magnitude
$0,4 \leq r_s < 0,5$	Correlação de moderada magnitude
$r_s \geq 0,5$	Correlação de forte magnitude

Fonte: SCATTOLIN et al., 2007.

O Coeficiente de Correlação de Spearman, cujo parâmetro é representado por ρ_s , avalia uma função monótona arbitrária sem fazer nenhuma suposição sobre a distribuição de frequência das variáveis (ZAR, 1991; SIEGEL, 1981; BAUER, 2007). As hipóteses testadas são as seguintes:

$H_0: \rho_s = 0$ (Não há correlação entre as duas variáveis)

$H_1: \rho_s \neq 0$ (Há correlação entre as duas variáveis)

O valor exato da estatística de teste pode ser calculado, usando-se a seguinte fórmula:

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum d^2}{n(n^2 - 1)} \quad \text{onde,}$$

n = número de pares de dados amostrais

d = diferença entre postos para os dois valores de um par

Para interpretação dos resultados, deve-se considerar o valor crítico dado por:

$$r_s = \frac{\pm z}{\sqrt{n - 1}}$$

Onde z está associado ao nível de significância. Geralmente, adota-se o nível de significância igual a 0,05, com escore z igual a 1,96.

3.7 MODELO ESTATÍSTICO PARA O ESTUDO DAS RELAÇÕES ENTRE MORTALIDADE INFANTIL E FATORES ASSOCIADOS

Nesta seção, é apresentado o modelo para investigar o relacionamento entre a mortalidade infantil e o Programa Bolsa Família e demais fatores associados.

3.7.1 Análise de Regressão

Os modelos de regressão são ferramentas estatísticas que possibilitam avaliar a relação entre uma ou mais variáveis explicativas (variáveis independentes, explanatórias, preditoras ou covariáveis) e uma única variável resposta (variável dependente). Quando envolve apenas uma variável explicativa, é chamada de regressão simples, mas ao envolver duas ou mais variáveis explicativas é denominada regressão múltipla (HAIR et al., 2005).

A regressão linear múltipla é dada por:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_n x_n + \varepsilon$$

Onde

β_i = Coeficientes da regressão

ε = Erro experimental

O estudo apresenta uma variável resposta (y) e variáveis explanatórias ($x_1, x_2, \dots, x_n$), logo, torna-se viável a utilização da regressão múltipla.

Quando os dados a ser avaliados são não-negativos em forma de contagem torna-se possível a utilização dos modelos de regressão de Poisson. Esses modelos possuem como característica a análise de dados contados na forma de proporções ou razões de contagem, ou seja, leva em consideração, por exemplo, o total de pessoas com uma determinada doença (McCULLAGH; NELDER, 1989).

A variável resposta de uma regressão de Poisson deve seguir uma distribuição de Poisson e a média da variável resposta deve ser igual à variância. Mas quando este

pressuposto é violado pode-se ter uma super-dispersão (variância maior que a média) ou uma sub-dispersão (variância menor que a média) (SCHMIDT, 2003).

Havendo a violação do pressuposto necessário para utilização da regressão de Poisson, é possível recorrer ao modelo de regressão Binomial Negativa. A regressão Binomial Negativa trata dessa debilidade do modelo de Poisson, ao adicionar um parâmetro α que reflete a heterogeneidade não-observada entre as observações. Frees (2004) afirma que modelos de regressão Binomial Negativa (BN) podem ser utilizados para dados longitudinais ou de painel, onde a mesma unidade de análise tem observações repetidas em um período de tempo.

Nas averiguações preliminares, ficou constatado que, ao testar os modelos de regressão de Poisson, ocorreram violações dos pressupostos. Os modelos de regressão Binomial Negativa também foram testados, mas a técnica não foi considerada adequada aos dados, ou seja, os modelos não se ajustaram aos dados.

3.7.1.1 Dados em painel

A avaliação da relação entre alguma variável e diversas variáveis preditivas pode ser realizada utilizando os modelos de dados em painel, permitindo que se elaborem inferências sobre as eventuais diferenças entre indivíduos e ao longo do tempo sobre a evolução daquilo que se pretende estudar (FÁVERO, 2013).

Os estudos de Lima (2007) e Fávero (2013) apontaram que desde Balestra e Nerlove (1966), a utilização de dados em painel vem sendo frequente, sendo possível destacar os trabalhos de Anderson e Hsiao (1982), Bhargava, Franzini e Narendranathan (1982), Bhargava e Sargan (1983), Baltagi e Griffin (1984), Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), Breusch, Mizon e Schmidt (1989), Maddala (1993), Islam (1995), Ahn e Schmidt (1997), Krishnakumar e Ronchetti (2000), Hsiao (2003), Arellano (2003), Frees (2004), Wooldridge (2005), Baltagi (2008) e Mátyás e Sevestre (2008).

Os modelos de dados em painel, além do termo de erro, incluem um segundo termo para controlar características não observadas invariáveis no tempo da unidade de análise. A depender como o segundo termo é estimado, os modelos podem ser distinguidos em Modelos Pooled OLS (Ordinary Least Square), Modelos de Efeitos Fixos ou Modelos de Efeitos Aleatórios (WOOLDRIDGE, 2005).

O Modelo Pooled OLS representa a forma usual da regressão, ou seja, a forma de estimação é por Mínimos Quadrados Ordinários. No modelo pooled, todos os coeficientes são

constantes ao longo do tempo e entre os indivíduos. Os dados são tratados como um empilhamento das observações, sem considerar as características particulares dos indivíduos ao longo do tempo e em *cross-section*. Além disso, é pressuposto que o coeficiente angular da variável explicativa é idêntico para todas as observações ao longo do tempo (FÁVERO et al., 2009; MACHADO, 2016).

O Modelo de Efeitos Fixos considera as alterações ocorridas nas *cross-sections* ao longo do tempo, logo leva em conta as diferenças existentes entre unidades de observação. O modelo capta os aspectos particulares de cada uma das observações que podem influenciar o comportamento da variável dependente tanto ao longo do tempo, quanto em *cross-sections*. Nesse modelo, os interceptos das observações podem ser diferentes e essas diferenças podem ser creditadas às características peculiares de cada observação (GUJARATI, 2011; MACHADO, 2016).

O Modelo de Efeitos Aleatórios reconhece a possibilidade da ocorrência de heterogeneidade entre as observações ao longo do tempo e em *cross-section*, mas ao contrário do modelo com efeitos fixos, a heterogeneidade não é conhecida, portanto, não pode ser medida. Nesse modelo, a estimação é realizada incorporando a heterogeneidade no termo de perturbação para a estimação do modelo, logo a constante não é estimada como um parâmetro fixo, mas como um parâmetro aleatório não observado (GUJARATI, 2011; MACHADO, 2016).

Testes de especificação são utilizados para a escolha entre o Modelo Pooled OLS, Modelo de Efeitos Fixos e o Modelo de Efeitos Aleatórios. A regra de decisão adotada foi rejeitar H_0 para p-valor menor ou igual ao nível de significância de 5%, ou seja, $p \leq 0,05$. Os testes de especificações utilizados foram: Teste F de Chow, Teste LM de Breusch-Pagan e o Teste de Hausman.

O Teste F de Chow avalia a hipótese nula de que todos os parâmetros de efeito não observável são iguais a zero. O modelo de mínimos quadrados ordinários simples é o mais adequado quando a hipótese nula não é rejeitada. O teste compara o modelo pooled e o modelo de efeitos fixos. As hipóteses do teste apresentam-se da seguinte forma:

H_0 : Modelo pooled

H_1 : Modelo de efeitos fixos (efeitos fixos, LSDV – *Least Square Dummy Variable*)

Por sua vez, no Teste LM de Breusch-Pagan, é avaliada a hipótese de que a variância dos resíduos que refletem diferenças individuais é igual a zero. O teste compara o modelo pooled e o modelo de efeitos aleatórios.

H_0 : Modelo pooled

H_1 : Modelo de efeitos aleatórios (efeitos aleatórios, GLS – *Generalized Least Squares*)

O Teste de Hausman testa a hipótese de que o modelo de correção de erros é adequado. O teste é indicado para a escolha entre utilizar efeitos fixos ou efeitos aleatórios, ou seja, indica qual modelo melhor se ajusta aos dados (FREES, 2004; WOOLDRIDGE, 2005). O teste apresenta-se da seguinte forma:

H_0 : modelo de efeitos aleatórios

H_1 : modelo de efeitos fixos

Sob a hipótese nula, os estimadores do modelo com efeitos aleatórios (estimação GLS) são consistentes e eficientes. Sob a hipótese alternativa, os estimadores GLS com efeitos aleatórios são não consistentes e sim os efeitos fixos. Os testes de hipóteses mencionados compararam os modelos pooled, efeitos aleatórios e efeitos fixos. Os testes apontaram a favor do modelo de regressão a efeitos fixos.

3.7.1.2 Modelos de regressão a efeitos fixos em avaliações de impacto

O modelo de efeitos fixos, conhecido por abordagem variável *dummy* de mínimos quadrados (ou LSDV - *Least Square Dummy Variable*), é uma generalização de um modelo constante-intercepto-inclinação para painel, introduzindo uma variável *dummy* para aos efeitos das variáveis omitidas, que permanecem invariáveis no tempo (HOLLAND; XAVIER, 2005). Nesse caso, os efeitos individuais podem ser livremente correlacionados com os demais regressores.

O modelo de efeitos fixos é considerado mais adequado nas avaliações de políticas públicas, quando comparado ao modelo de efeitos aleatórios (RASELLA, 2013a). Para Shahidur, Koolwal e Samad (2010), os modelos de efeitos fixos (FE) são preferíveis em avaliações de impacto, por permitirem a correlação entre o termo não mensurável e constante no tempo e as outras variáveis independentes. Podem ser citadas algumas características

invariantes e não observáveis no tempo, sendo estas: características socioculturais, históricas, demográficas, geográficas, socioeconômicas, ou seja, não apresentam alterações significativas ao longo do tempo em estudo. Ao contrário dos modelos de efeitos aleatórios, os modelos de efeitos fixos permitem que essas características sejam correlacionadas com as variáveis de tratamento, como por exemplo, a Cobertura do Programa Bolsa Família ou da Estratégia Saúde da Família (RASELLA, 2013).

Foi utilizado o seguinte modelo de regressão de efeitos fixos:

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 PBF_{it} + \beta_k X_{kit} + u_{it}$$

Sendo:

Y_{it} = Taxa de Mortalidade Infantil para o município i no ano t ;

β_i = Coeficientes da regressão;

α_i = Efeito fixo para o município i , sendo este responsável por captar os fatores não observáveis e invariáveis ao longo do tempo;

PBF_{it} = Cobertura do Programa Bolsa Família para o município i no ano t ;

X_{kit} = Valor de cada k covariável no município i no ano t ;

u_{it} = Corresponde ao erro.

Para Griffiths, Hill e Judge (1993), nesse modelo, α_i representa os interceptos a serem estimados, um para cada indivíduo. Como os parâmetros resposta não variam entre os indivíduos e nem ao longo do tempo, todas as diferenças de comportamento entre os indivíduos deverão ser captadas pelo intercepto. Assim, α_i pode ser interpretado como o efeito das variáveis omitidas no modelo.

Para avaliar os efeitos do Programa Bolsa Família sobre a mortalidade infantil, foram testados vários modelos de regressão, utilizando inúmeras combinações das variáveis em estudo. Sendo a mortalidade infantil, resultado de uma série de processos sociais, econômicos e demográficos complexos, foram incluídas nos modelos de regressão, variáveis de controle e interações (*Cobertura da Estratégia Saúde da Família; Cobertura de Consultas de Pré-Natal; Taxa de Fecundidade Total; Taxa de Analfabetismo; População Urbana; Renda Per Capita; Pessoas com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados; PBFxESF; ESFxESF e ESF²xPBF*). As variáveis de controle foram utilizadas considerando as dimensões de fatores relacionados à mortalidade infantil: *Fatores Socioeconômicos, Fatores Associados à Atenção à Saúde e Fator Demográfico*.

Para a análise de regressão, foi considerada uma associação estatisticamente significativa entre o indicador e a Taxa de Mortalidade Infantil para p-valor menor ou igual ao nível de significância de 5% ($\alpha=0,05$), ou seja, $p\text{-valor}\leq 0,05$. Foram apresentados sete modelos, considerando as dimensões de fatores associados à mortalidade infantil, cujas variáveis pertencentes a cada dimensão foram especificadas nas seções 2.11 da Revisão da Literatura e 3.2.1, 3.2.2, 3.2.3 da Metodologia. Os modelos considerados foram:

I) Fatores Socioeconômicos

O **Modelo 1** incluiu fatores socioeconômicos associados à mortalidade infantil.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 PBF_{it} + \beta_k X_{kit} + u_{it}$$

Sendo:

Y_{it} = Taxa de Mortalidade Infantil para o município i no ano t;

β_i = Coeficientes da regressão;

α_i = Efeito fixo para o município i;

PBF_{it} = Cobertura do Programa Bolsa Família para o município i no ano t;

X_{kit} = Valor de cada k covariável (*Taxa de Analfabetismo; População Urbana; Renda Per Capita e Pessoas com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados*), município i, ano t;

u_{it} = Corresponde ao erro.

O **Modelo 2** acrescentou aos fatores socioeconômicos um fator demográfico (Taxa de Fecundidade Total).

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 PBF_{it} + \beta_k X_{kit} + u_{it}$$

Sendo:

Y_{it} = Taxa de Mortalidade Infantil para o município i no ano t;

β_i = Coeficientes da regressão;

α_i = Efeito fixo para o município i;

PBF_{it} = Cobertura do Programa Bolsa Família para o município i no ano t;

X_{kit} = Valor de cada k covariável (*Taxa de Analfabetismo; População Urbana; Renda Per Capita; Pessoas com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados e Taxa de Fecundidade Total*), município i, ano t;

u_{it} = Corresponde ao erro.

II) Fatores Associados à Atenção à Saúde

O **Modelos 3** considerou fatores ligados à atenção à saúde.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 PBF_{it} + \beta_k X_{kit} + u_{it}$$

Sendo:

Y_{it} = Taxa de Mortalidade Infantil para o município i no ano t;

β_i = Coeficientes da regressão;

α_i = Efeito fixo para o município i;

PBF_{it} = Cobertura do Programa Bolsa Família para o município i no ano t;

X_{kit} = Valor de cada k covariável (*Cobertura da Estratégia Saúde da Família e Cobertura de Consultas de Pré-Natal*), município i, ano t;

u_{it} = Corresponde ao erro.

O **Modelo 4**, além de incluir os fatores relacionados à atenção à saúde, considerou a Taxa de Fecundidade Total.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 PBF_{it} + \beta_k X_{kit} + u_{it}$$

Sendo:

Y_{it} = Taxa de Mortalidade Infantil para o município i no ano t;

β_i = Coeficientes da regressão;

α_i = Efeito fixo para o município i;

PBF_{it} = Cobertura do Programa Bolsa Família para o município i no ano t;

X_{kit} = Valor de cada k covariável (*Cobertura da Estratégia Saúde da Família, Cobertura de Consultas de Pré-Natal e Taxa de Fecundidade Total*), município i, ano t;

u_{it} = Corresponde ao erro.

III) Fatores Socioeconômicos, Associados à Atenção à Saúde e Demográficos

O **Modelo 5** considerou os fatores socioeconômicos, demográficos e da atenção à saúde.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 PBF_{it} + \beta_k X_{kit} + u_{it}$$

Sendo:

Y_{it} = Taxa de Mortalidade Infantil para o município i no ano t;

β_i = Coeficientes da regressão;

α_i = Efeito fixo para o município i;

PBF_{it} = Cobertura do Programa Bolsa Família para o município i no ano t;

X_{kit} = Valor de cada k covariável (*Cobertura da Estratégia Saúde da Família; Cobertura de Consultas de Pré-Natal; Taxa de Fecundidade Total; Taxa de Analfabetismo; População Urbana; Renda Per Capita; Pessoas com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados*), município i, ano t;

u_{it} = Corresponde ao erro.

IV) Fatores Socioeconômicos, Associados à Atenção à Saúde, Demográficos e Interações

Interações, considerando o Programa Bolsa Família e a Estratégia Saúde da Família, foram consideradas no **Modelo 6** ($PBF \times ESF$, $ESF \times ESF$ e $ESF^2 \times PBF$). Além disso, o Modelo incluiu os fatores socioeconômicos, da atenção à saúde e demográficos.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 PBF_{it} + \beta_k X_{kit} + u_{it}$$

Sendo:

Y_{it} = Taxa de Mortalidade Infantil para o município i no ano t;

β_i = Coeficientes da regressão;

α_i = Efeito fixo para o município i;

PBF_{it} = Cobertura do Programa Bolsa Família para o município i no ano t;

X_{kit} = Valor de cada k covariável (*Cobertura da Estratégia Saúde da Família; Cobertura de Consultas de Pré-Natal; Taxa de Fecundidade Total; Taxa de Analfabetismo; População Urbana; Renda Per Capita; Pessoas com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados; $PBF \times ESF$; $ESF \times ESF$ e $ESF^2 \times PBF$*), município i, ano t;

u_{it} = Corresponde ao erro.

Após diversos ajustes de modelos, o fator socioeconômico *Renda Per Capita* e a interação $PBF \times ESF$ não foram considerados no **Modelo 7 (Modelo Final)**.

$$Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 PBF_{it} + \beta_k X_{kit} + u_{it}$$

Sendo:

Y_{it} = Taxa de Mortalidade Infantil para o município i no ano t;

β_i = Coeficientes da regressão;

α_i = Efeito fixo para o município i;

PBF_{it} = Cobertura do Programa Bolsa Família para o município i no ano t ;

X_{kit} = Valor de cada k covariável (*Cobertura da Estratégia Saúde da Família; Cobertura de Consultas de Pré-Natal; Taxa de Fecundidade Total; Taxa de Analfabetismo; População Urbana; Pessoas com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados; $ESF \times ESF$ e $ESF^2 \times PBF$*), município i , ano t ;

u_{it} = Corresponde ao erro.

Ao relacionar as variáveis independentes (*Cobertura do Programa Bolsa Família; Cobertura da Estratégia Saúde da Família; Cobertura de Consultas de Pré-Natal; Taxa de Fecundidade Total; Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais); População Urbana; Renda Per Capita; Pessoas com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados*) à variável dependente Taxa de Mortalidade Infantil, os sinais esperados para os coeficientes resultantes da análise de regressão são apresentados na Tabela 3.3.

Tabela 3.3 - Sinais esperados das variáveis, ao realizar a regressão de efeitos fixos, considerando a Taxa de Mortalidade Infantil como variável dependente, Semiárido brasileiro, 2004-2010

Variáveis Independentes	Sinal esperado
<i>Cobertura do Programa Bolsa Família</i>	-
<i>Cobertura da Estratégia Saúde da Família</i>	-
<i>Cobertura de Consultas de Pré-Natal</i>	-
<i>Taxa de Fecundidade Total</i>	+
<i>Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais)</i>	+
<i>População Urbana</i>	+
<i>Renda Per Capita</i>	-
<i>Pessoas com Abast. Ág. Esg. San. Inad.</i>	+

Fonte: Elaboração própria, baseada nos resultados dos trabalhos de Rasella et al. (2013) e Guanaís (2013).

3.7.1.3 Testes de diagnóstico para detecção de heterocedasticidade e autocorrelação em painel

Após a escolha do modelo de efeitos fixos para todas as dimensões de fatores associados à mortalidade infantil foram efetuados testes de diagnóstico para detecção de heterocedasticidade e autocorrelação em painel. A heterocedasticidade ocorre quando a variância dos erros ε_i não é constante para observações diferentes e pode trazer consequências no ajuste do modelo. O Teste de Breusch-Pagan, baseado no teste multiplicador de Lagrange, foi utilizado para avaliar a ocorrência de heterocedasticidade. É indicado para grandes amostras e quando a suposição de normalidade nos erros é assumida. O Teste de Breusch-Pagan considera como hipóteses:

H_0 : Variâncias dos erros são iguais (homoscedasticidade)

H_1 : Variâncias dos erros são uma função multiplicativa de uma ou mais variáveis, sendo que esta(s) variável(eis) pode(m) pertencer ou não ao modelo em questão.

Já a autocorrelação foi investigada por meio do Teste de Wooldridge. Para ambos os testes, foi considerado um nível de significância de 5%. O *software* estatístico *R* versão 3.4.0 (disponível no sítio <http://www.r-project.org>) foi utilizado para a realização destas análises e o *script* (Anexo 1) foi adaptado da pesquisa desenvolvida por Machado (2016).

Para a correção da heterocedasticidade e da autocorrelação, foram realizadas as estimações considerando erros padrão robustos. Os erros padrão robustos são atribuídos a White (1980) (WOOLDRIDGE, 2005). Os modelos foram testados considerando os métodos: *arellano*, *white1* e *white2*. Ao considerar o método *white2*, os modelos apresentaram maiores valores para a Estatística F e menores erros padrão robustos, indicando uma melhor adequabilidade do método aos dados.

Os modelos de regressão de efeitos fixos apresentam os coeficientes da regressão (β), o erro padrão robusto da estimativa (quanto menor o erro padrão, melhor o ajuste), o p-valor, Estatística F e o coeficiente de determinação R^2 (*within*). A Estatística F e o R^2 ajustado (*within*) foram observados para avaliar o ajuste dos modelos aos dados.

3.7.2 Teste F para Significância Geral do Modelo

Para um modelo com k variáveis independentes, a hipótese nula pode ser escrita como:

H_0 : $x_1, x_2, \dots, x_k$ não auxiliam a explicar y .

É possível reescrever afirmando que todos os parâmetros de inclinação são zero:

H_0 : $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$.

E a hipótese alternativa é que pelo menos um dos β_k é diferente de zero.

A estatística F para o teste pode ser escrita como sendo:

$$\frac{R^2/k}{(1 - R^2)/(n - k - 1)}$$

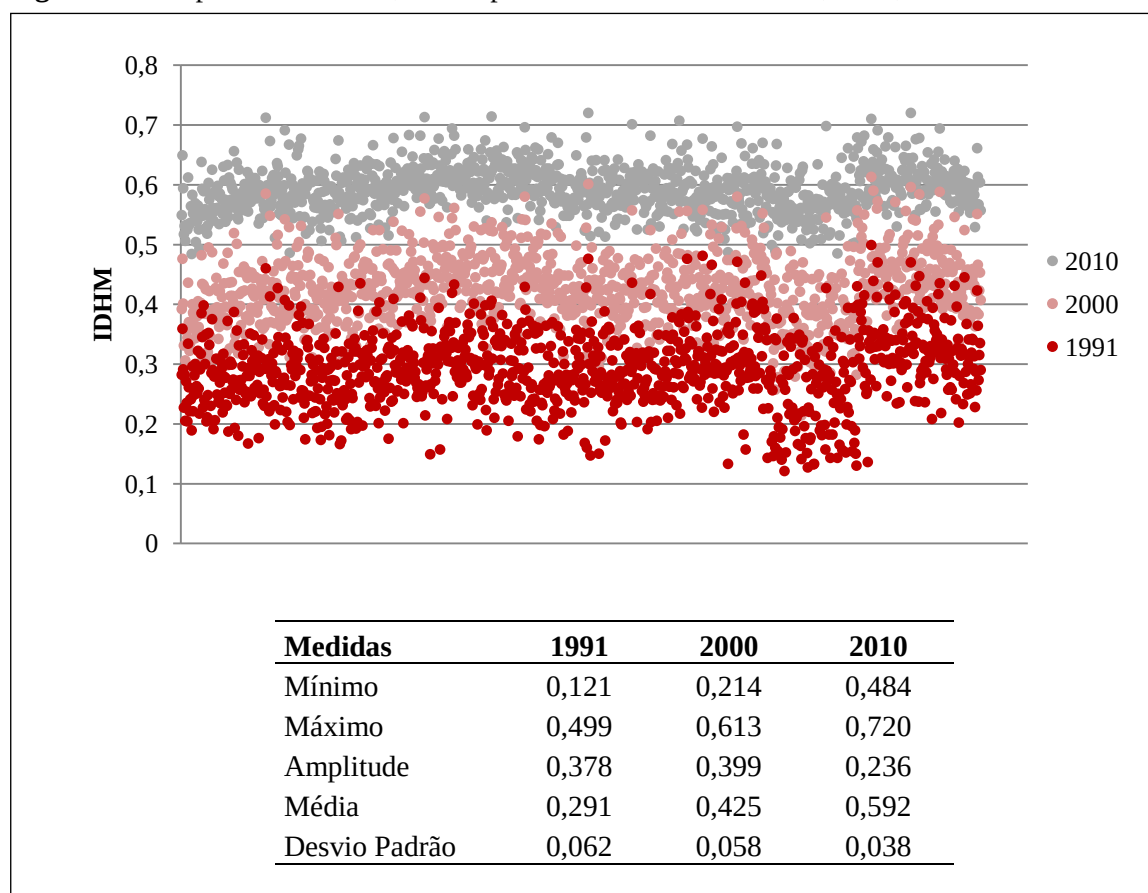
O número de variáveis independentes retiradas (q = graus de liberdade do numerador) é igual ao próprio número de variáveis independentes (k). O R^2 é o usual, obtido a partir da regressão de y em $x_1, x_2, \dots, x_k$. E o n faz referência ao total de observações (WOOLDRIDGE, 2005). A regra de decisão adotada foi rejeitar H_0 quando p-valor menor ou igual ao nível de significância de 5%.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 EVOLUÇÃO DO ÍNDICE DE DESENVOLVIMENTO HUMANO MUNICIPAL NO SEMIÁRIDO BRASILEIRO

A Figura 4.1 mostra o comportamento do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) dos municípios que compõem o Semiárido do Brasil. Ao considerar a classificação proposta para o indicador, em 1991 e 2000 a região era caracterizada com desenvolvimento humano *muito baixo*. Em 2010, observou-se um aumento ocorrido no indicador e a região passou a ser classificada como um local de *baixo* desenvolvimento humano. Destaca-se que alguns municípios atingiram um nível de alto desenvolvimento humano, com níveis superiores a 0,700, em 2010. Estes municípios foram: Campina Grande-PB (0,720), Mossoró-RN (0,720), Sobral-CE (0,714), Crato-RN (0,713), Feira de Santana-BA (0,712), Caicó-RN (0,710), Várzea-PB (0,707) e Patos-PB (0,701).

Figura 4.1- Dispersão do IDHM, municípios do Semiárido brasileiro, 1991, 2000 e 2010



Fonte de dados básicos: PNUD/IPEA/FJP. Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, 1991, 2000 e 2010.

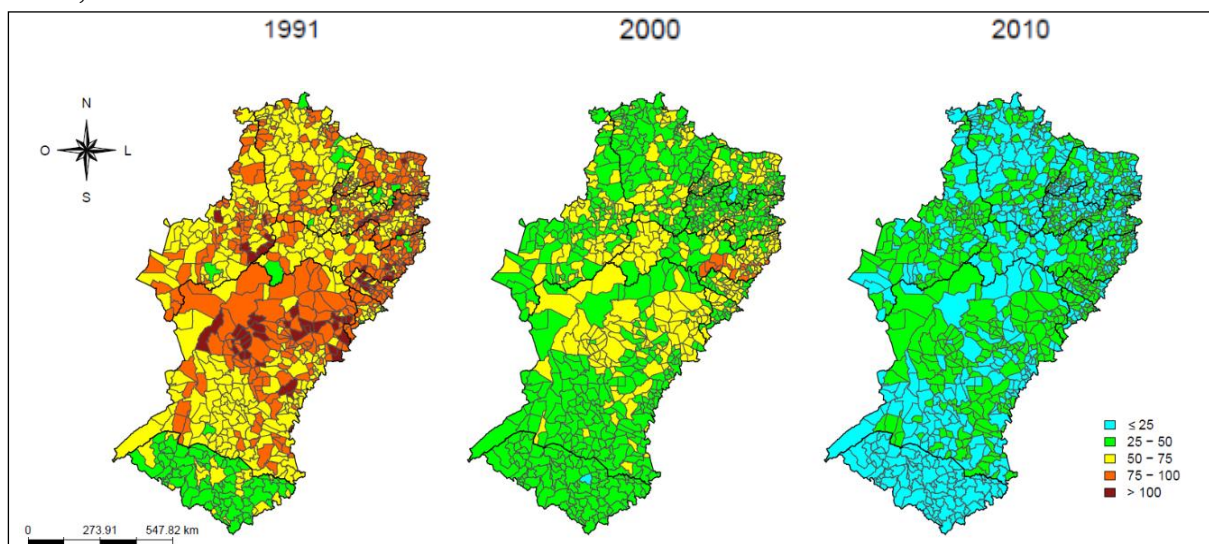
Somado ao aumento do indicador IDHM, no período 1991–2010, outra característica marcante foi a redução da variabilidade entre os municípios: em 1991, vários municípios se distanciavam da média alcançada na região, tanto para mais, com alguns atingindo um patamar máximo de 0,500, quanto para menos, com dezenas de municípios com IDHM menor do que 0,200. Ao considerar 2010, o indicador se tornou mais homogêneo na região, cujo valor mínimo (0,484) foi mais aproximado ao valor máximo (0,720).

4.2 ANÁLISE EXPLORATÓRIA DOS INDICADORES

Foram calculadas algumas medidas para a análise descritiva dos indicadores considerados para o estudo: *Taxa de Mortalidade Infantil*; *Cobertura do Programa Bolsa Família*; *Cobertura da Estratégia Saúde da Família*; *Cobertura de Consultas de Pré-Natal*; *Taxa de Fecundidade Total*; *Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais)*; *População Urbana*; *Renda Per Capita*; *Pessoas com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados*. A Tabela 4.1 apresenta os resultados das estatísticas descritivas (valor mínimo, valor máximo, amplitude, média e desvio padrão) dos municípios da região Semiárida brasileira, para os anos 2004 e 2010.

Alterações significativas podem ser observadas para os indicadores do Semiárido ao longo dos anos. Acompanhando a tendência observada para o Brasil, o Semiárido apresentou um declínio importante na Taxa de Mortalidade Infantil, ao comparar os anos 1991, 2000 e 2010, conforme apresentado na Figura 4.2.

Figura 4.2 – Evolução da Taxa de Mortalidade Infantil, por mil nascidos vivos, Semiárido brasileiro, 1991, 2000 e 2010



Fonte de dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil, 1991, 2000 e 2010 (PNUD/IPEA/FJP).

Conforme observado (Tabela 4.1), o nível da *Taxa de Mortalidade Infantil* (TMI) baixou ao longo do período (2004-2010), mas valores preocupantes ainda são observados para a região. Em 2010, o município de Olivença (AL) apresentou a maior TMI, ou seja, 45,4 óbitos de menores de um ano por 1.000 nascidos vivos. O menor valor do indicador foi observado para Caicó (RN), em 2010, sendo igual a 13,4 óbitos de menores de um ano por 1.000 nascidos vivos. O Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) observado para Olivença (AL) foi igual a 0,493 (*muito baixo*), sendo um valor bem inferior ao observado para o Estado de Alagoas (0,727), em 2010. Para o mesmo ano, Caicó (RN) apresentou o IDHM igual a 0,710, ou seja, um valor considerado *alto*, segundo a classificação para o indicador.

O menor valor observado para a Taxa de Mortalidade Infantil do Semiárido brasileiro, em 2010, ainda se contrapõe ao considerado aceitável pela Organização Mundial da Saúde (OMS), que seria o número de mortes inferior a dois dígitos para cada 1.000 nascimentos (MOREIRA et al., 2012). A diminuição da mortalidade infantil é alvo de diversas pactuações nacionais e internacionais (BARROS et al., 2010; FRIAS; SZWARCOWALD; LIRA, 2011).

O impacto das condições socioeconômicas da área geográfica de referência do recém-nascido pode ser traduzido ao observar a Taxa de Mortalidade Infantil. Quanto mais desenvolvida a região, mais a mortalidade infantil se relaciona a causas endógenas, determinadas pelos riscos de mortalidade neonatal (primeiros 28 dias de vida). Já as regiões menos desenvolvidas, além das causas endógenas, acrescentam-se, de forma determinante, as causas exógenas, entre elas a desnutrição e as doenças infecciosas e respiratórias (BRASIL, 2013).

Considerando a *Taxa de Fecundidade Total*, a média para o indicador apresentou queda, ao comparar 2004 e 2010, assim, o nível de fecundidade do Semiárido segue a mesma tendência de declínio observado para o Brasil. Para o ano 2010, o nível da Taxa de Fecundidade Total na região Semiárida revelou o valor médio de 2,2 filhos por mulher, quase atingindo o nível de reposição populacional de 2,1.

O comportamento da *Taxa de Fecundidade Total* associa-se às transformações vivenciadas pela população brasileira na chamada “transição demográfica”, na qual a rápida queda dos níveis de fecundidade determinou o volume populacional e a nova configuração nacional em termos de estrutura etária (BRASIL, 2013).

Tabela 4.1- Valores mínimo, máximo, amplitude, média e desvio padrão para os indicadores, Semiárido brasileiro, 2004 e 2010

Indicadores	Mínimo		Máximo		Amplitude		Média		Desvio Padrão	
	2004	2010	2004	2010	2004	2010	2004	2010	2004	2010
Taxa de Mortalidade Infantil	18,9	13,4	74,3	45,4	55,4	32,0	39,6	26,3	7,7	5,5
Cobertura do Bolsa Família-Pop Total	0,3	24,3	84,4	84,6	84,1	60,3	38,1	54,3	10,4	8,8
Cobertura da ESF ^a	0,0	0,0	100,0	100,0	100,0	100,0	70,4	91,3	34,9	17,1
Cobertura de Consultas de Pré-natal	2,5	6,5	94,8	98,2	92,3	91,7	31,3	50,6	16,7	17,8
Taxa de Fecundidade Total	1,9	1,4	5,0	3,7	3,1	2,3	2,8	2,2	0,5	0,3
Taxa de Analfabetismo (15 a. ou mais) ^b	11,9	9,1	50,6	44,4	38,7	35,3	32,8	27,8	6,4	5,8
População Urbana	8,1	8,9	99,8	98,0	91,7	89,1	49,2	52,8	18,8	18,2
Renda Per Capita	100,8	135,5	521,6	521,6	420,8	386,1	210,0	273,4	58,0	69,5
Domicílios Abast. Água Esg. San. Inad. ^c	0,0	0,0	63,7	66,5	63,7	66,5	18,8	17,1	12,2	12,0

Fonte de dados básicos: Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil - PNUD/FJP/IPEA, Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário - MDSA e Ministério da Saúde - MS.

Nota: ^aCobertura da Estratégia Saúde da Família; ^bTaxa de Analfabetismo (15 anos ou mais) e ^cPercentual de Pessoas com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados.

O município de Santa Cecília (PB) apresentou o maior *Percentual de Pessoas em Domicílios com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados* (66,5%), para 2010. O IDHM de Santa Cecília (PB) passou de 0,320 (*muito baixo*) em 2000, para 0,535 (*baixo*) em 2010, sendo o último valor inferior ao observado para a Paraíba que foi de 0,658 (*médio*). O acesso ao saneamento básico é considerado um fator importante para o bem-estar da população e elemento fundamental na análise das condições de vida das famílias. O domicílio com saneamento considerado inadequado convive com as formas mais degradantes à saúde e ao meio ambiente: lixo não coletado (ou seja, enterrado, queimado, jogado em terreno baldio, rio, lago ou mar, entre outros); sem tratamento de esgoto sanitário (ou seja, escoado para fossa rudimentar, vala, rio, lago, mar ou outro); e sem abastecimento de água por rede geral (acesso à água via poços ou nascentes, carro-pipa, armazenamento da água da chuva, rios, açudes etc.) (BRASIL, 2010e).

Em relação à *Cobertura de Consultas de Pré-Natal*, o município de Remanso (BA), em 2010, apresentou o menor percentual para o indicador (6,45%). A maior cobertura foi observada para Itaiçaba (CE), ou seja, 98,2% das mulheres grávidas realizaram no mínimo 7 consultas de pré-natal.

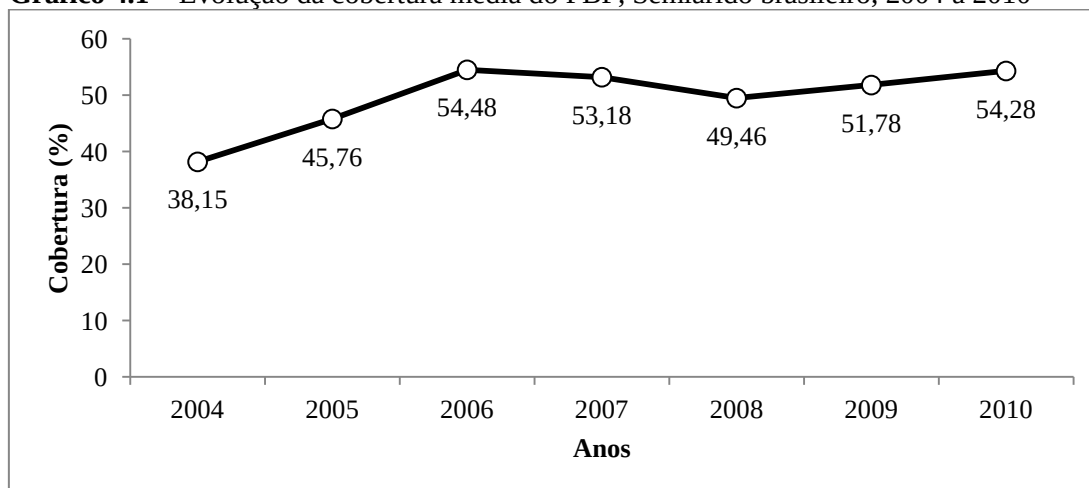
Sardinha (2004) afirma que o pré-natal em condições ideais (quantidade e qualidade do acompanhamento) tem papel relevante na prevenção da mortalidade infantil, incluindo o monitoramento do crescimento e desenvolvimento do feto, os cuidados com a gestante, a identificação antecipada de problemas de saúde da mãe e do bebê, e o preparo para o nascimento e orientações de cuidados à criança.

Considerando a *Cobertura do Programa Bolsa Família (PBF)* em relação à população total do município, em 2010, Guaribas (PI) atingiu o valor máximo (84,6%) e o valor mínimo (24,3%) foi observado para Mossoró (RN). A cobertura média do indicador passou de 38,1% (2004) para 54,3% (2010). O IDHM de Guaribas (PI), situada na Microrregião São Raimundo Nonato, passou de 0,214 (*muito baixo*) em 2000 para 0,508 (*baixo*), em 2010. A dimensão que mais contribui para o IDHM do município foi Longevidade (0,711), seguida de Renda (0,483), e de Educação (0,381), para 2010.

O nível da Taxa de Mortalidade Infantil de Guaribas (PI) variou de 59,3 óbitos de menores de um ano por 1.000 nascidos vivos (2000) para 35,7 por 1.000 nascidos vivos (2010). Em Mossoró, a TMI passou de 34,6 por mil nascidos vivos, em 2000, para 17,9 por mil nascidos vivos, em 2010 (BRASIL, 2013).

Em 2006, o PBF já havia atingido sua meta pré-fixada de cobertura de 11 milhões de famílias brasileiras (48.441.100 pessoas). No Semiárido, observa-se que embora essa região concentrasse apenas 11,8% da população brasileira (projetada para 2006, pelo IBGE), nela estavam 25,9% do total de famílias beneficiárias no País, recebendo um valor médio por família de R\$ 66,35, superior, portanto, à média nacional de R\$ 61,77. Nessa região, se encontrava 24,3% da população pobre (estimada pelo IPEA em 2004), sendo a cobertura do Bolsa Família em relação à população alvo (total de famílias pobres no Semiárido) de 105,6%. Ao mesmo tempo, a relação entre seus beneficiários (número de famílias beneficiárias vezes 4,4) e o total da população foi de 56,9%, valor muito superior ao registrado nacionalmente (25,9%) e um pouco superior à taxa verificada no Nordeste (56%) (BRASIL, 2015d). O gráfico 4.1 apresenta a evolução da cobertura média do PBF no Semiárido brasileiro.

Gráfico 4.1 – Evolução da cobertura média do PBF, Semiárido brasileiro, 2004 a 2010

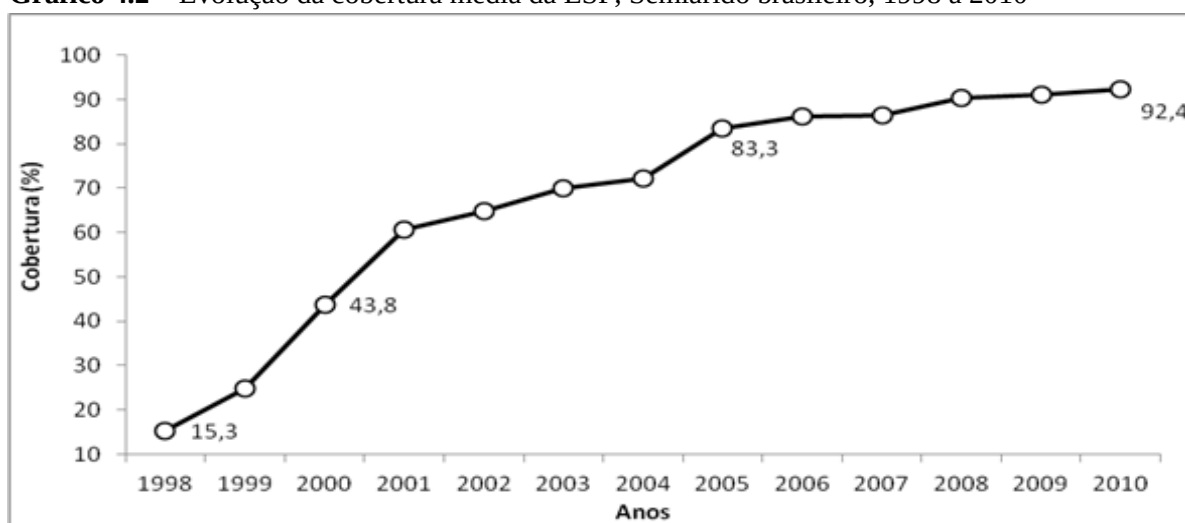


Fonte de dados básicos: Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário, 2017.

Em 2010, a *Cobertura da Estratégia Saúde da Família* (ESF) já atingia a totalidade (100%) para muitos municípios do Semiárido brasileiro. Por outro lado, os municípios Buritirama (BA), Gentio do Ouro (BA), Paripiranga (BA) e Pilão Arcado (BA) apresentaram uma cobertura de 0%. O valor da média desse indicador passou de 70,4% (2004) para 91,3% (2010).

O Gráfico 4.2 apresenta a evolução das coberturas média da ESF no Semiárido do Brasil e mostra que, em 12 anos, ocorreu um aumento de 77%, com destaque para os anos de 1998 a 2001, quando ocorreu uma rápida ampliação da cobertura (45%).

Gráfico 4.2 – Evolução da cobertura média da ESF, Semiárido brasileiro, 1998 a 2010



Fonte de dados básicos: Ministério da Saúde. Departamento de Atenção Básica, 2015.

As intervenções governamentais refletem avanços relacionados a importantes melhorias na qualidade de vida das pessoas do Semiárido brasileiro. O combate à desigualdade social vem sendo realizado com os programas de transferência de renda e garantia de acesso da população aos serviços de saúde. Esses avanços são refletidos através das altas coberturas da ESF e do PBF e se expressam no IDHM da região, que em 1991 apresentava cinco municípios no ranking dos dez piores, mas em 2010 nenhum compunha essa lastimável classificação (BRASIL, 2013).

4.3 ESTRATIFICAÇÃO DOS MUNICÍPIOS DO SEMIÁRIDO BRASILEIRO PARA ANÁLISE DA MORTALIDADE INFANTIL E DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA

A Tabela 4.2 mostra os municípios do Semiárido brasileiro divididos segundo o porte populacional, ao considerar a caracterização dos grupos territoriais da Política Nacional de Assistência Social – PNAS/2004 e a subclassificação proposta pela Secretaria Nacional de Assistência Social – SNAS/2015.

Tabela 4.2- Classificação (PNAS/2004) e subclassificação (SNAS/2015) segundo os portes da população dos municípios do Semiárido brasileiro, 2004 e 2010

Classe	Subclassificações	Municípios						População					
		Municípios do Semiárido		Classe %		Total do Semiárido %		População (por mil)		Classe %		Total do Semiárido %	
		2004	2010	2004	2010	2004	2010	2004	2010	2004	2010	2004	2010
PP1 ¹	Até 2.500 hab. (PP1a)	27	22	3,3	2,7	2,4	2,0	57	47	0,7	0,6	0,3	0,2
	De 2.501 a 5.000 hab. (PP1b)	171	162	20,7	19,8	15,2	14,4	658	629	8,3	8,0	3,0	2,8
	De 5.001 a 7.500 hab. (PP1c)	161	157	19,4	19,2	14,3	14,0	1006	968	12,7	12,3	4,6	4,3
	De 7.501 a 10.000 hab.(PP1d)	116	104	14,0	12,7	10,3	9,2	1010	897	12,8	11,4	4,7	4,0
	De 10.001 a 15.000 hab.(PP1e)	197	223	23,8	27,3	17,5	19,8	2456	2720	31,1	34,7	11,3	12,1
	De 15.001 a 20.000 hab.(PP1f)	156	149	18,8	18,2	13,9	13,2	2710	2590	34,3	33,0	12,5	11,5
Total		828	817	100	100	73,6	72,6	7896	7850	100	100	36,5	34,8
PP2 ²	De 20.001 a 40.000 hab. (PP2a)	199	208	87,7	89,3	17,7	18,5	5461	5717	81,5	83,6	25,2	25,4
	De 40.001 a 50.000 hab. (PP2b)	28	25	12,3	10,7	2,5	2,2	1244	1119	18,6	16,4	5,7	5,0
Total		227	233	100	100	20,2	20,7	6704	6836	100	100	31,0	30,3
MP ³	De 50.001 a 75.000 hab. (PMa)	49	48	90,7	84,2	4,4	4,3	3024	2991	87,4	80,3	14,0	13,3
	De 75.001 a 100.000 hab. (PMb)	5	9	9,3	15,8	0,4	0,8	437	733	12,6	19,7	2,0	3,3
Total		54	57	100	100	4,8	5,1	3461	3724	100	100	16,0	16,5
GP1 ⁴	De 100.001 a 300.000 hab.(GP1a)	14	13	87,5	72,2	1,2	1,2	2710	2245	75,2	54,3	12,5	10,0
	De 300.001 a 600.000 hab.(GP1b)	2	5	12,5	27,8	0,2	0,4	892	1889	24,8	45,7	4,1	8,4
	De 600.001 a 900.000 hab.(GP1c)	0	0	0,0	0,0	0,0	0,0	0	0	0,0	0,0	0,0	0,0
Total		16	18	100	100	1,4	1,6	3601	4134	100	100	16,6	18,3
GP2 ⁵	De 900.001 a 1.500.000 hab.(GP2a)	0	0	0,0	0,0	0,0	0,0	0	0	0,0	0,0	0,0	0,0
	De 1.500.001 a 2.500.000 hab.(GP2b)	0	0	0,0	0,0	0,0	0,0	0	0	0,0	0,0	0,0	0,0
	De 2.500.001 a 3.500.000 hab.(GP2c)	0	0	0,0	0,0	0,0	0,0	0	0	0,0	0,0	0,0	0,0
	De 3.500.001 a 8.000.000 hab.(GP2d)	0	0	0,0	0,0	0,0	0,0	0	0	0,0	0,0	0,0	0,0
	Mais de 8.000.000 hab.(GP2e)	0	0	0,0	0,0	0,0	0,0	0	0	0,0	0,0	0,0	0,0
Total		0	0	0,0	0,0	0,0	0,0	0	0	0,0	0,0	0,0	0,0
Total (Semiárido)		1125	1125	-	-	100	100	21663	22545	-	-	100	100

Fontes: SUAS 10. Diversidade no SUAS: realidade, respostas, perspectivas. Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário; Secretaria Nacional de Assistência Social-SNAS/MDS, 2015. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística-IBGE. Nota: ¹Pequeno Porte 1 (até 20.000 hab.); ²Pequeno Porte 2 (20.001 a 50.000 hab.); ³Médio Porte (50.001 a 100.000 hab.); ⁴Grande Porte 1 (100.001 a 900.000 hab.) e ⁵Grande Porte 2 (a partir de 900.001 hab.).

Para 2010, ao considerar a divisão por classes, o Pequeno Porte 1 (PP1) concentrou aproximadamente 73% dos municípios e 35% da população. O Pequeno Porte 2 (PP2), Médio Porte (MP) e Grande Porte 1 (GP1) concentraram, respectivamente, 30%, 17% e 18% da

população. Já para 2004, praticamente não houve alteração nesses percentuais. Ainda para 2010, pela subclassificação proposta pela Secretaria Nacional de Assistência Social – SNAS/2015, a maior concentração para um agregado populacional foi de 19,8% para os municípios na faixa do PP1e e de 25% do total populacional na faixa do PP2a, significando alta concentração.

As médias das Taxas da Mortalidade Infantil e dos percentuais das coberturas do Programa Bolsa Família para os agregados municipais formados a partir do porte da população (PNAS/2004) e a subclassificação (SNAS/2015) estão apresentadas na Tabela 4.3.

Tabela 4.3- Médias da Taxa de Mortalidade Infantil e da cobertura do Programa Bolsa Família dos agregados municipais formados a partir do porte da população (PNAS/2004) e da subclassificação (SNAS/2015). Semiárido brasileiro, 2004 e 2010

Ano	Média da TMI (‰)							
	PP1 ¹	PP1a- PP1f*	PP2 ²	PP2a- PP2b*	MP ³	PMa- PMb*	GPI ⁴	GP1a- GP1b*
2004	40,2	38,8-40,7	39,1	39,0-39,7	35,5	31,7-35,9	31,0	26,2-31,7
2010	26,9	26,0-27,6	25,3	25,3-25,8	22,9	20,4-23,4	19,3	18,1-19,7
Ano	Média da Cobertura do PBF (%)							
	PP1 ¹	PP1a- PP1f*	PP2 ²	PP2a- PP2b*	MP ³	PMa- PMb*	GPI ⁴	GP1a- GP1b*
2004	39,6	36,8-45,1	35,4	35,3-36,3	31,7	31,6-32,7	22,3	20,2-22,6
2010	55,7	54,3-57,4	52,0	51,9-52,7	48,0	45,3-48,5	37,0	30,3-39,5

Fonte: Elaboração dos autores, com base nos dados do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (PNUD/FJP/IPEA) e Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário (MDSA).

Nota: ¹Pequeno Porte 1 (até 20.000 hab.); ²Pequeno Porte 2 (20.001 a 50.000 hab.); ³Médio Porte (50.001 a 100.000 hab.) e ⁴Grande Porte 1 (100.001 a 900.000 hab.).

*Valores mínimo e máximo, respectivamente, para o indicador ao considerar a subclassificação do porte populacional (SNAS/2015).

Ambas as classificações revelaram que os agregados municipais formados pelos portes populacionais mais baixos apresentaram as mais altas médias das TMI e dos percentuais da cobertura do PBF. Ou seja, à medida que aumentaram os portes populacionais, diminuíram as médias da TMI. Para as coberturas, o comportamento foi nessa mesma direção. As amplitudes apontaram que não se justifica desagregar os portes populacionais em subclassificações (SNAS/2015), já que elas foram muito próximas.

O Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) divide os municípios do País segundo o porte populacional. A Tabela 4.4 mostra os municípios do Semiárido por classes de tamanho da população, segundo o IBGE, população e as médias da Taxa da Mortalidade Infantil e da cobertura do Programa Bolsa Família para cada classe. A classe “de 10.001 até 20.000 habitantes” concentrou a maior quantidade de municípios em 2004 e 2010. O incremento populacional foi de 882.062 habitantes no período.

Tabela 4.4- Distribuição, população e médias da Taxa de Mortalidade Infantil e da cobertura do Programa Bolsa Família, segundo os agregados municipais formados a partir do porte da população (IBGE). Semiárido brasileiro, 2004 e 2010

Classes	Municípios	Total do Semiárido (%)	População	Total do Semiárido (%)	Média da TMI (‰)	Média da Cobertura do PBF (%)
2004						
Até 5.000	198	17,6	714.605	3,3	40,4	44,1
De 5.001 até 10.000	277	24,6	2.015.173	9,3	39,3	38,8
De 10.001 até 20.000	353	31,4	5.166.286	23,9	40,5	37,5
De 20.001 até 50.000	227	20,2	6.704.492	31,0	39,1	35,5
De 50.001 até 100.000	54	4,8	3.461.051	16,0	35,5	31,6
De 100.001 até 500.000	15	1,3	3.081.924	14,2	31,4	21,2
Mais de 500.000	1	0,1	519.173	2,4	26,0*	18,3*
Total	1.125	100,0	21.662.704	100,0	-	-
2010						
Até 5.000	184	16,4	675.164	3,0	27,5	57,1
De 5.001 até 10.000	261	23,2	1.865.218	8,3	26,5	55,7
De 10.001 até 20.000	372	33,1	5.309.786	23,6	26,9	55,0
De 20.001 até 50.000	233	20,7	6.836.496	30,3	25,3	51,9
De 50.001 até 100.000	57	5,1	3.723.683	16,5	22,9	47,9
De 100.001 até 500.000	17	1,5	3.577.779	15,9	19,5	37,0
Mais de 500.000	1	0,1	556.642	2,5	15,6*	28,6*
Total	1.125	100,0	22.544.768	100,0	-	-

Fonte: Elaboração dos autores, com base nos dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (FJP/IPEA/PNUD) e Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário (MDSA).

*A classe de tamanho da população “Mais de 500.000 habitantes” é composta apenas pelo município de Feira de Santana no estado da Bahia, para 2004 e 2010.

O IBGE considera sete classes para dividir os municípios segundo o porte populacional. Para 2004 e 2010, as classes “até 5.000 habitantes” a “de 20.001 até 50.000” concentraram grande parte dos municípios do Semiárido. Os mais altos percentuais populacionais foram observados para as classes “de 10.001 até 20.000” e “de 20.001 até 50.000”. As médias da TMI e da cobertura do PBF mais elevadas foram observadas para os estratos formados pelos municípios com o porte populacional mais baixo.

Para o Semiárido brasileiro, a classe “mais de 500.000 habitantes” é formada apenas pelo município de Feira de Santana no estado da Bahia, ou seja, esse fato pode ser apontado como desvantagem dessa classificação em relação às classes propostas pela PNAS/2004 e SNAS/2015, por isolar apenas um município dos demais.

A Tabela 4.5 mostra a distribuição dos municípios, população, médias da TMI e da cobertura do PBF dos agregados municipais do Semiárido segundo as faixas propostas pelo Índice de Desenvolvimento Humano Municipal – IDHM.

Tabela 4.5- Distribuição, população, médias da Taxa de Mortalidade Infantil e da cobertura do Programa Bolsa Família dos agregados municipais formados a partir das faixas do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM/2010). Semiárido brasileiro, 2004 e 2010

IDHM	Municípios	Total do Semiárido (%)	População	Total do Semiárido (%)	Média da TMI (‰)	Média da Cobertura do PBF (%)
2004						
Muito baixo (0-0,499)	7	0,6	93.316	0,4	54,0	42,5
Baixo (0,500-0,599)	669	59,5	8.964.029	41,4	42,2	40,0
Médio (0,600-0,699)	441	39,2	11.048.120	51,0	35,7	35,4
Alto (0,700-0,799)	8	0,7	1.557.239	7,2	26,6	24,4
Muito alto (0,800-1)	0	0,0	0	0,0	0,0	0,0
Total	1.125	100,0	21.662.704	100,0	-	-
2010						
Muito baixo (0-0,499)	7	0,6	98.374	0,4	37,6	69,0
Baixo (0,500-0,599)	669	59,5	9.104.143	40,4	28,2	57,4
Médio (0,600-0,699)	441	39,2	11.665.033	51,7	23,3	49,6
Alto (0,700-0,799)	8	0,7	1.677.218	7,4	16,1	34,8
Muito alto (0,800-1)	0	0,0	0	0,0	0,0	0,0
Total	1.125	100,0	22.544.768	100,0	-	-

Fonte: Elaboração dos autores, com base nos dados do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (FJP/IPEA/PNUD), Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário (MDSA) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Para 2010, a maioria dos municípios do Semiárido (98,67%) estava classificada nas faixas *baixo* e *médio* do IDHM e concentravam 92,12% da população. Os municípios Inhapi/AL, São Francisco de Assis do Piauí/PI, Itapicuru/BA, Manari/PE, Betânia do Piauí/PI, Olivença/AL e Assunção do Piauí/PI compuseram a faixa *muito baixo* do IDHM e a *alta* foi composta por Patos/PB, Várzea/PB, Caicó/RN, Feira de Santana/BA, Crato/CE, Sobral/CE, Campina Grande/PB e Mossoró/RN.

A mortalidade infantil e a cobertura do PBF apresentaram níveis mais elevados nos estratos menos favorecidos, segundo o IDHM. Entre 2004 e 2010, o nível da TMI declinou em todos os estratos do estudo e a cobertura do PBF aumentou.

Para facilitar a escolha da classificação mais adequada, a Tabela 4.6 apresenta as amplitudes das médias das Taxas da Mortalidade Infantil e dos percentuais das coberturas do Programa Bolsa Família para os agregados municipais formados a partir da PNAS/2004, subclassificação (SNAS/2015), IBGE e IDHM.

Tabela 4.6- Amplitude total das médias da Taxa de Mortalidade Infantil e da cobertura do Programa Bolsa Família, segundo classificações selecionadas para os agregados municipais. Semiárido brasileiro, 2004 e 2010

Classificação	Amplitude Total			
	Média da TMI (%)		Média da Cobertura do PBF (%)	
	2004	2010	2004	2010
PNAS/2004	9,2	7,6	17,3	18,7
SNAS/2015	14,5	9,5	24,9	27,1
IBGE	14,6	11,9	25,8	28,5
IDHM	27,4	21,5	18,2	34,2

Fonte: Elaboração dos autores, com base nos dados do Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário (MDSA), Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (FJP/IPEA/PNUD) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Para as amplitudes entre os valores máximo e mínimo das médias da TMI e das coberturas do PBF considerando a classificação dos municípios do Semiárido proposta pela PNAS/2004, SNAS/2015 e IBGE, não foram observadas importantes diferenças. As amplitudes relacionadas à classificação do IBGE foram discretamente mais elevadas, podendo ser apontada como mais adequada para avaliar os dois indicadores dentre as classificações que consideram o porte populacional. Mas, ao considerar as faixas do IDHM, observou-se que apresentaram as mais altas amplitudes para os indicadores analisados, exceto para a média da cobertura do PBF, em 2004. Essa última classificação mostrou ser mais sensível para captar as diferenças nos níveis dos indicadores entre os estratos, revelando mais explicitamente os diferenciais regionais.

A Tabela 4.7 apresenta o descenso das médias das Taxas da Mortalidade Infantil e o incremento das coberturas do Programa Bolsa Família para os agregados municipais formados a partir da PNAS/2004, subclassificação (SNAS/2015), IBGE e IDHM, entre 2004 e 2010.

Tabela 4.7- Descenso da média da Taxa de Mortalidade Infantil e incremento da média da cobertura do Programa Bolsa Família, por estratos, segundo classificações selecionadas para os agregados municipais. Semiárido brasileiro, 2004/2010

Classificação	Estratos	Descenso da Média da TMI (‰)	Incremento da Média da Cobertura do PBF (%)
PNAS/2004	PP1	13,3	16,1
	PP2	13,8	16,6
	MP	12,6	16,3
	GP	11,7	14,7
SNAS/2015*	PP1a	12,8	17,5
	PP2a	13,7	16,6
	PMa	11,3	13,7
	GPa	8,1	10,1
IBGE	Até 5.000	12,9	13,0
	De 5.001 até 10.000	13,1	16,9
	De 10.001 até 20.000	13,6	17,6
	De 20.001 até 50.000	13,8	16,5
	De 50.001 até 100.000	12,6	16,3
	De 100.001 até 500.000	11,9	15,8
	Mais de 500.000	10,3	10,3
IDMH	Muito baixo (0-0,499)	16,5	26,5
	Baixo (0,500-0,599)	14,0	17,4
	Médio (0,600-0,699)	12,4	14,1
	Alto (0,700-0,799)	10,5	10,5

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário (MDSA), Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (FJP/IPEA/PNUD) e Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

*Foi considerada a menor subclassificação (SNAS/2015) para cada classe (PNAS/2004).

Ao comparar os dois indicadores (TMI e cobertura do PBF), entre 2004 e 2010, observou-se uma diminuição das médias da TMI e um aumento dos percentuais das coberturas do PBF para as classificações PNAS/2004, SNAS/2015, IBGE e IDHM. As diferenças para as classificações PNAS/2004 e SNAS/2015 ficaram entre o mínimo de 8,1 e o máximo de 13,8. Para a PNAS/2004 a amplitude foi de 2,1, para SNAS/2015 de 5,6 e para o IBGE de 3,2. Por sua vez, o IDHM diferenciou mais explicitamente as alterações ocorridas nos níveis dos indicadores entre os estratos municipais.

Ao considerar o IDHM, a amplitude total variou entre 10,5 e 16,5, com uma diferença de 5,9. Dessa forma, tomando como referência os critérios estabelecidos, as faixas do IDHM mostraram-se mais eficientes para captar diferenciais entre os estratos ao longo dos anos, podendo ser consideradas mais discriminatórias para a estratificação dos municípios do Semiárido para avaliar o comportamento da mortalidade infantil.

Para a Cobertura do Programa Bolsa Família, a amplitude total variou com uma diferença de 16,0 entre as faixas do IDHM. Para a PNAS/2004, a amplitude foi de aproximadamente 2,0 e para SNAS/2015 e IBGE de 7,0.

O impacto das condições socioeconômicas da área geográfica de referência do recém-nascido pode ser traduzido ao observar a TMI (Tabela 4.7). Quanto mais desenvolvida a região, menor a mortalidade infantil, bem como a cobertura do PBF. Maior desenvolvimento, expresso pelo IDHM, significa renda média mais elevada, o que leva a menos demanda ao PBF.

Observam-se maiores taxas de mortalidade infantil em estratos com mais altas coberturas do Programa Bolsa Família. Embora possa parecer à primeira vista um contrassenso, pode ser explicado pela política de implantação do Programa ao priorizar as populações dos municípios em condições de vida mais precárias do Brasil, conseqüentemente, por esses municípios possuírem TMI em níveis mais elevados pode ser apontada como justificativa para mais elevadas coberturas.

Feita a escolha pelo IDHM, a Tabela 4.8 apresenta as médias da ESF e dos indicadores socioeconômicos selecionados, para cada estrato municipal, segundo as faixas do IDHM (*muito baixo, baixo, médio e alto*).

Tabela 4.8- Médias da Estratégia Saúde da Família e de indicadores selecionados dos agregados municipais formados a partir das faixas do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal/2010. Semiárido brasileiro, 2004 e 2010

Indicador (Média)	Ano	Estratos do IDHM			
		Muito Baixo	Baixo	Médio	Alto
Cobertura da ESF ^a	2004	67,3	71,3	69,0	73,1
	2010	88,0	92,0	91,0	83,0
Taxa de Fecundidade Total	2004	3,2	2,9	2,6	2,3
	2010	2,6	2,3	2,1	1,8
Ab. água/sanit. inad. ^b	2004	25,5	20,1	17,1	7,6
	2010	34,9	19,5	13,3	5,2
Taxa de Analfabetismo	2004	45,6	35,4	28,9	17,8
	2010	38,9	30,2	24,2	14,2
IDHM (estratificador) ^c	2010	0,5	0,6	0,6	0,7

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (FJP/IPEA/PNUD) e Ministério da Saúde (MS).

Nota: ^aCobertura da Estratégia Saúde da Família; ^bPercentual de pessoas com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados e ^cÍndice de Desenvolvimento Humano Municipal.

Estudos revelam a importância da Estratégia Saúde da Família (ESF) junto ao combate à mortalidade infantil (GUANAIS, 2013; RASELLA et al., 2013; SHEI, 2013). Por sua vez, o

PBF atrela-se à ESF para cumprimentos das condicionalidades na área da saúde impostas aos beneficiários. O comportamento da cobertura da ESF no Semiárido e uma cobertura média mais elevada foi observada para os estratos com o IDHM *baixo* e *médio*, para 2010. A diferença entre os estratos extremos aumentou no período 2004 a 2010. Em 2004, o estrato com o IDHM muito baixo apresentou uma cobertura da ESF inferior ao estrato com IDHM *alto*, já em 2010, a situação passou a ser contrária.

Considerando a Taxa de Fecundidade Total (TFT), a média para o indicador apresentou queda, ao comparar 2004 e 2010, assim, o nível de fecundidade do Semiárido segue a mesma tendência de declínio observado para o Brasil. Além disso, quanto mais alta a faixa do IDHM, mais baixa a Taxa de Fecundidade Total. Para o ano 2010, o valor médio do estrato mais desenvolvido (1,8) ficou abaixo do nível de reposição populacional, estabelecido em 2,1 filhos por mulher. A diferença entre os valores médios dos estratos extremos diminuiu ao longo dos anos, indicando que houve uma tendência de homogeneização do indicador entre os diferentes estratos.

O comportamento da TFT associa-se às transformações vivenciadas pela população brasileira na chamada “transição demográfica”, na qual a rápida queda dos níveis de fecundidade determinou o volume populacional e a nova configuração nacional em termos de estrutura etária (ALVES; MARTINE; RIOS-NETO, 2009; BRASIL, 2013). Existe a crença de que as famílias beneficiárias do PBF teriam mais filhos, no entanto, ela não é confirmada por alguns autores (ALVES; CAVENAGHI, 2013; JANNUZZI; PINTO, 2013). Argumentos nesse sentido mostram que mulheres beneficiárias do PBF ampliaram o uso de métodos contraceptivos, o que contribuiria para o declínio da fecundidade (JANNUZZI; PINTO, 2013).

O Percentual de Pessoas com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados e o Percentual de Analfabetismo (15 anos ou mais) mais elevados foram observados para os estratos onde estão as mais altas taxas de mortalidade infantil e uma maior cobertura do PBF. Ao comparar 2004 e 2010, houve um aumento do percentual de pessoas com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados para o estrato com o IDHM muito baixo (menos favorecido).

Ademais da medida-resumo de brecha absoluta (por diferença), denominada como Amplitude Total, apresentada na Tabela 4.6, preparou-se outra medida-resumo denominada Índice de Kuznets que permite avaliar a evolução das desigualdades entre os estratos municipais extremos, segundo faixas do IDHM (*muito baixo* e *alto* desenvolvimento). Em relação à Taxa de Mortalidade Infantil, o Índice Absoluto de Kuznets passou de 27,4 para

21,5, entre 2004 e 2010 e o Índice Relativo de Kuznets aumentou de 2,0 para 2,3. Já para a cobertura do PBF, o Índice Absoluto de Kuznets passou de 18,2 para 34,2, enquanto que o Índice Relativo de Kuznets aumentou de 1,8 para 2,0.

Entre 2004 e 2010, houve uma diminuição no valor da diferença entre as médias da TMI dos grupos extremos quanto ao desenvolvimento. Outra situação observada foi um importante declínio no nível da média da TMI para todos os estratos. Os resultados dos índices absoluto e relativo de Kuznets mostraram que as médias das taxas de mortalidade infantil mais elevadas foram observadas para os grupos compostos pelos municípios com valores mais baixos do IDHM, para 2004 e 2010. Em 2004, no estrato com o nível de desenvolvimento *muito baixo*, morreram cerca de 2,0 vezes mais crianças menores de um ano comparado ao estrato com nível de desenvolvimento *alto* e, em 2010, essa relação aumentou um pouco.

Quanto ao PBF, ao comparar 2004 e 2010, ocorreu um aumento importante na diferença das médias dos grupos extremos. Ao longo dos seis anos, a cobertura média do estrato menos desenvolvido saltou de 42,51% para 68,98%. A cobertura do PBF, em 2010, foi 2,0 vezes mais alta no estrato com valores mais baixos do IDHM comparado ao estrato com os municípios mais desenvolvidos. Ao longo do período, em paralelo a uma maior Cobertura do PBF no estrato com nível de desenvolvimento *muito baixo*, também ocorreu uma diminuição da mortalidade infantil para esse estrato.

Entre 2004 e 2010, com o notável declínio no nível da média da TMI creditado em parte às ações do PBF, alguns estudos longitudinais conseguiram captar a influência positiva do PBF no combate às altas taxas de mortalidade infantil (GUANAIS, 2013; RASELLA et al., 2013; SHEI, 2013; SILVA; PAES, 2016).

No entanto, o menor valor observado para a TMI do Semiárido brasileiro, em 2010, ainda se contrapõe ao considerado aceitável pela OMS, que seria o número de mortes inferior a dois dígitos para cada mil nascimentos (MOREIRA et al., 2012). Mas, é possível dizer que a TMI tende a uma homogeneização entre as diversas faixas do IDHM, mas ainda há um longo caminho a percorrer para que isso ocorra. Valores preocupantes ainda são observados para a região.

Observada a distribuição dos municípios do Semiárido brasileiro em estratos, independente da classificação considerada, esses ficaram concentrados em poucas classes. Os dados dos municípios pertencentes à mesma classe apresentam pouca variabilidade, logo, a estratificação foi utilizada para análises estatísticas mais básicas. As técnicas estatísticas mais

robustas exigem uma maior variabilidade dos dados, dessa forma, a estratificação não foi considerada para a análise de regressão.

4.4 RELACIONAMENTO ENTRE A TAXA DE MORTALIDADE INFANTIL E OS INDICADORES DO ESTUDO

Na Tabela 4.9, são observados os Coeficientes de Correlação de Spearman (r_s) para a interpretação da magnitude das correlações entre os indicadores *Taxa de Mortalidade Infantil*, *Cobertura do Programa Bolsa Família*, *Cobertura da Estratégia Saúde da Família*, *Cobertura de Consultas de Pré-natal*, *Taxa de Fecundidade Total*, *Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais)*, *Percentual da População Urbana*, *Renda Per Capita*, *Percentual de Pessoas em Domicílios com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados* e as interações dos programas governamentais ($PBF \times ESF$, $ESF \times ESF$ e $ESF^2 \times PBF$).

Tabela 4.9- Matriz dos coeficientes de correlação de Spearman entre as variáveis do estudo. Semiárido brasileiro, 2004-2010

	TMI	PBF	ESF	PN	Pop. Urb.	TFT	Renda	Analf.	San. Inad.	PBF x ESF	ESF x ESF	ESF ² x PBF
TMI	1,00											
PBF	0,06	1,00										
ESF	-0,05	0,22	1,00									
Pré-Natal	-0,37	0,01	0,23	1,00								
Pop. Urb.	-0,22	-0,03	-0,02	0,15	1,00							
TFT	0,45	0,05	-0,14	-0,38	-0,18	1,00						
Renda	-0,53	-0,32	-0,01	0,31	0,60	-0,53	1,00					
Analf.	0,51	0,29	0,15	-0,19	-0,40	0,33	-0,62	1,00				
San. Inad.	0,22	0,11	0,07	-0,04	-0,24	0,24	-0,30	0,26	1,00			
PBFxESF	0,01	0,75	0,73	0,15	-0,19	-0,07	-0,20	0,28	0,11	1,00		
ESFxESF	-0,05	0,22	1,00	0,23	-0,02	-0,14	-0,01	0,15	0,07	0,73	1,00	
ESF ² xPBF	<0,01	0,66	0,81	0,17	-0,16	-0,09	-0,17	0,26	0,10	0,99	0,81	1,00

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (FJP/IPEA/PNUD), Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário (MDSA) e Ministério da Saúde (MS).

Nota: TMI- Taxa de Mortalidade Infantil; PBF- Cobertura do Programa Bolsa Família; ESF- Cobertura da Estratégia Saúde da Família; Pré-Natal- Cobertura de Consultas de Pré-natal; Pop. Urb.- Percentual da População Urbana; TFT-Taxa de Fecundidade Total; Renda- Renda Per Capita; Analf.- Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais); San. Inad.-Percentual de Pessoas com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados.

A investigação da associação entre as Taxas de Mortalidade Infantis e os indicadores do estudo foi tratada por meio do coeficiente de correlação de Spearman. A Taxa de Mortalidade Infantil apresentou uma correlação fraca ($r_s < 0,4$) com a Cobertura do Programa

Bolsa Família, Cobertura da Estratégia Saúde da Família, Percentual da População Urbana, Percentual de Pessoas com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados e com as interações (PBFxESF e ESF²). Uma correlação moderada ($0,4 \leq r_s < 0,5$) foi observada entre o indicador TMI e a variável Cobertura de Consultas de Pré-Natal. Os coeficientes indicaram uma correlação de forte magnitude ($r_s \geq 0,5$) entre a TMI e os indicadores Taxa de Fecundidade Total, Renda Per Capita e Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais). A interação ESF²xPBF apresentou uma correlação muito baixa com a Taxa de Mortalidade Infantil ($< 0,01$).

Uma correlação de fraca magnitude foi observada entre a Cobertura do Programa Bolsa Família e os indicadores do estudo. O mesmo comentário também é válido para a Cobertura da Estratégia Saúde da Família e para as interações. Tendo em vista que as interações são combinações dos indicadores Cobertura do Programa Bolsa Família e Cobertura da Estratégia Saúde da Família, logo, são esperadas correlações mais altas entre as interações e os indicadores citados.

Ao considerar mais de uma variável regressora, foi preciso diagnosticar a existência de colinearidade ou multicolinearidade entre elas. Para um modelo de regressão múltipla, não é permitida a multicolinearidade entre as variáveis explicativas. Uma análise criteriosa da inclusão da variável Renda Per Capita na análise de regressão deve ser realizada, visto que o indicador apresentou uma correlação mais alta com os indicadores: Percentual de Pessoas com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados, Cobertura do Programa Bolsa Família, Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais), Taxa de Fecundidade Total e Percentual da População Urbana.

4.5 ANÁLISE DE REGRESSÃO PARA O ESTUDO DAS RELAÇÕES ENTRE MORTALIDADE INFANTIL E EFEITOS DO PROGRAMA BOLSA FAMÍLIA

Foram considerados modelos de regressão para o estudo dos efeitos do programa governamental Bolsa Família na mortalidade infantil, controlados por covariáveis socioeconômicas, demográficas e da saúde. Os sete modelos apresentados consideraram as seguintes dimensões de fatores associados à mortalidade infantil:

1) Fatores Socioeconômicos

Para os Modelos 1 e 2, foram considerados o *Programa Bolsa Família* e os fatores socioeconômicos (*Taxa de Analfabetismo - 15 anos ou mais, Percentual da População*

Urbana, Renda Per Capita, Percentual de Pessoas em Domicílios com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados). O Modelo 2 incluiu os fatores socioeconômicos e a Taxa de Fecundidade Total.

II) Fatores Associados à Atenção à Saúde

Os Modelos 3 e 4 consideraram o *Programa Bolsa Família* e os indicadores da dimensão da atenção à saúde (*Cobertura da Estratégia Saúde da Família* e *Cobertura de Consultas de Pré-natal*), além disso, o Modelo 4 incluiu a TFT.

III) Fatores Socioeconômicos, Associados à Atenção à Saúde e Demográficos

O Modelo 5 incluiu os fatores socioeconômicos, a dimensão da atenção à saúde e a Taxa de Fecundidade Total.

IV) Fatores Socioeconômicos, Associados à Atenção à Saúde, Demográficos e Interações

Algumas interações ($PBF \times ESF$, $ESF \times ESF$ e $ESF^2 \times PBF$) entre os programas governamentais PBF e ESF foram incluídas aos fatores socioeconômicos e aos indicadores da atenção à saúde no Modelo 6. O Modelo 7 incluiu os fatores socioeconômicos mencionados acima (exceto o indicador *Renda Per Capita*), indicadores da dimensão da atenção à saúde já mencionados e as interações (exceto $PBF \times ESF$).

Para a escolha entre os modelos de regressão pooled, efeitos fixos e efeitos aleatórios foram utilizados os testes de hipóteses: Teste F de Chow, Teste LM de Breusch-Pagan e Teste de Hausman. Os p-valores referentes aos Testes foram todos inferiores a 0,001. A regra de decisão adotada foi rejeitar H_0 , adotando um p-valor inferior ao nível de significância de 5%, ou seja, $p \leq 0,05$.

Os p-valores do Teste F de Chow ($p < 0,001$) indicaram que, em todos os sete Modelos, foram rejeitados os modelos de regressão pooled (H_0), logo, os modelos de efeitos fixos foram mais adequados. Os resultados do Teste LM de Breusch-Pagan apontaram uma maior adequabilidade dos modelos de efeitos aleatórios, ao compará-los aos modelos pooled (H_0).

Para decidir entre os modelos de efeitos fixos e de efeitos aleatórios, foi considerado o Teste de Hausman. Os p-valores indicaram a rejeição da hipótese nula de que os modelos com efeitos aleatórios são mais adequados, ou seja, os modelos com efeitos fixos explicaram melhor as variações na TMI para todos os sete Modelos ($p < 0,001$). Estudos já apontaram que os modelos de efeitos fixos são preferíveis em avaliações de impacto, por permitirem a correlação entre o termo não mensurável e constante no tempo e as outras variáveis

independentes. Dessa forma, a análise prosseguiu utilizando os modelos de regressão de efeitos fixos.

Foram realizadas modelagens de regressão de efeitos fixos, considerando as dimensões de fatores associados à mortalidade infantil: *Socioeconômicos*, *Associados à Atenção à Saúde* e *Demográficos*. Foi considerada uma associação estatisticamente significativa entre o indicador e a TMI, adotando um p-valor menor ou igual ao nível de significância de 5%, ou seja, $p \leq 0,05$. O valor do R^2 aponta a porcentagem da variabilidade na mortalidade infantil que pode ser explicada através da equação da regressão. A Estatística F para todos os modelos indicou um ajuste global significativo e apontou a preferência pela utilização do método *white2* para a correção da heterocedastidade e autocorrelação. Além disso, os erros padrão robustos observados para os modelos ao utilizar o método *white2* foram menores. Os modelos para cada dimensão são tratados a seguir.

4.5.1 Fatores Socioeconômicos

Os modelos de regressão de efeitos fixos apresentados na Tabela 4.10 forneceram os efeitos do Programa Bolsa Família sobre a mortalidade infantil, controlados por covariáveis socioeconômicas e demográficas.

Tabela 4.10- Modelos de regressão de efeitos fixos ao considerar os fatores socioeconômicos e demográficos associados à mortalidade infantil, Semiárido brasileiro, 2004-2010

Variáveis Independentes	Taxa de Mortalidade Infantil					
	Modelo 1			Modelo 2		
	Fatores Socioeconômicos			Fatores Socioeconômicos e Demográficos		
	β	Erro Padrão	P-valor	β	Erro Padrão	P-valor
Cobertura do Bolsa Família	-0,032	0,004	< 0,001	-0,031	0,004	< 0,001
Cobertura da ESF						
Cobertura de Consultas de Pré-Natal						
Taxa de Fecundidade Total				3,018	0,193	< 0,001
Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais)	1,580	0,027	< 0,001	1,358	0,031	< 0,001
População Urbana	0,024	0,008	0,002	0,027	0,008	< 0,001
Renda Per Capita	-0,070	0,002	< 0,001	-0,063	0,002	< 0,001
Pessoas Dom. Abast. Água Esg. San. Inad.	-0,020	0,009	0,031	-0,015	0,009	0,104
Interação PBF x ESF (1)						
Interação ESF x ESF (2)						
Interação ESF^2 x PBF (3)						
R^2 (within) ajustado	0,821			0,826		
Estatística F (P-valor)	8327,2 (< 0,001)			7192,4 (< 0,001)		

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (FJP/IPEA/PNUD) e Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário (MDSA).

No Modelo 1, foi considerado o PBF e os fatores socioeconômicos: *Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais)*, *Percentual da População Urbana*, *Renda Per Capita* e *Pessoas em Domicílios com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados*. Todos os indicadores mostraram uma relação estatisticamente significativa ($p \leq 0,05$) com a mortalidade infantil e o comportamento dos sinais dos coeficientes de regressão (β) foi conforme o esperado, exceto para o indicador *Pessoas em Domicílios com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados*.

O Modelo 2 difere do Modelo 1, ao considerar a Taxa de Fecundidade Total, ou seja, o Modelo 2 incorporou um fator demográfico associado à morte em menores de um ano de idade. O indicador *Pessoas em Domicílios com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados* não apresentou uma relação estatisticamente significativa (p-valor igual a 0,104) com a mortalidade infantil, no Modelo 2, ao nível de 5%. Esse fato não é justificado pela literatura que aponta um relacionamento entre a mortalidade infantil e o saneamento básico (OLIVEIRA; MENDES, 1995; PRUSS et al., 2002; FEWTRELL et al., 2005; CALDEIRA et al., 2005; OLIVEIRA, 2008; GUANAIS, 2013; RASELLA et al., 2013; SARDINHA, 2014; LISBOA et al., 2015). A explicação estatística para tal resultado pode ser devido à interação entre os indicadores envolvidos nessa regressão.

Quanto aos demais indicadores, não foram observados resultados divergentes com a literatura do ponto de vista de uma relação biunívoca entre a Taxa de Mortalidade Infantil e eles. É preciso ter em conta que a literatura aponta uma relação biunívoca e não uma relação multivariada. O ajuste dos Modelos 1 e 2 foi considerado bom, visto que o valor do coeficiente de determinação R^2 (*within*) foi respectivamente, 82% e 83%. Além disso, a Estatística F apontou que as variáveis independentes relacionaram-se com a Taxa de Mortalidade Infantil de forma estatisticamente significativa.

Ao considerar o Modelo 1, um aumento de 10% na *Cobertura do Programa Bolsa Família* esteve relacionado a uma redução de 0,32 no óbito infantil por 1.000 nascidos vivos, nos municípios de Semiárido brasileiro, no período 2004-2010. Já para o Modelo 2, para um mesmo aumento, foi observada uma redução de 0,31 no óbito infantil, por 1.000 nascidos vivos.

4.5.2 Fatores Associados à Atenção à Saúde

Os modelos de regressão de efeitos fixos da Tabela 4.11 apontaram os efeitos do programa governamental Bolsa Família na mortalidade infantil, controlados por covariáveis da saúde e demográficas.

Tabela 4.11- Modelos de regressão de efeitos fixos ao considerar os fatores da atenção à saúde e demográficos associados à mortalidade infantil, Semiárido brasileiro, 2004-2010

Variáveis Independentes	Taxa de Mortalidade Infantil					
	Modelo 3			Modelo 4		
	Atenção à Saúde			Atenção à Saúde e Demográfico		
	β	Erro Padrão	P-valor	β	Erro Padrão	P-valor
Cobertura do Bolsa Família	-0,203	0,006	< 0,001	-0,087	0,004	< 0,001
Cobertura da ESF	-0,041	0,003	< 0,001	-0,009	0,002	< 0,001
Cobertura de Consultas de Pré-Natal	-0,187	0,004	< 0,001	-0,070	0,003	< 0,001
Taxa de Fecundidade Total				15,215	0,178	< 0,001
Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais)						
População Urbana						
Renda Per Capita						
Pessoas Dom. Abast. Água Esg. San. Inad.						
Interação PBF x ESF (1)						
Interação ESF x ESF (2)						
Interação ESF ² x PBF (3)						
R ² (<i>within</i>) ajustado		0,360			0,670	
Estatística F (P-valor)		2479,1 (< 0,001)			5191,3 (< 0,001)	

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (FJP/IPEA/PNUD), Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário (MDSA) e Ministério da Saúde (MS).

No Modelo 3, foram considerados os fatores associados à mortalidade infantil ligados à atenção à saúde, sendo esses: *Cobertura do Programa Bolsa Família*, *Cobertura da Estratégia Saúde da Família* e *Cobertura de Consultas de Pré-natal*. Todos os indicadores do Modelo foram relacionados significativamente e inversamente com a mortalidade infantil, conforme o esperado. Dentre os modelos apresentados, o menor valor de ajuste do modelo aos dados foi observado para o Modelo 3 (R² *within* igual a 36%).

Os indicadores *Cobertura do Programa Bolsa Família*, *Cobertura da Estratégia Saúde da Família*, *Cobertura de Consultas de Pré-natal* e a *Taxa de Fecundidade Total* foram considerados para o Modelo 4. Ao incluir a Taxa de Fecundidade Total, foi possível obter um aumento importante no coeficiente de determinação (R² *within*), que passou para 67%. Logo, revelou a grande influência presente nos níveis de fecundidade do Semiárido

brasileiro em relação ao óbito infantil (PAIM, COSTA, 1993; MONTEIRO, BENÍCIO, FREITAS, 2000; COSTA et al., 2003; RASELLA, 2013; GUANAIS, 2013).

No Modelos 3, um aumento de 10% na *Cobertura do Programa Bolsa Família* esteve relacionado a uma redução de 2,03 óbitos infantil por 1.000 nascidos vivos, nos municípios de Semiárido brasileiro, no período 2004-2010. Já para o Modelo 4, considerando o mesmo aumento, foi observada uma redução de 0,87 no óbito infantil, por 1.000 nascidos vivos.

4.5.3 Fatores Socioeconômicos, Associados à Atenção à Saúde, Demográficos e Interações

Os modelos de regressão de efeitos fixos da Tabela 4.12 analisaram os efeitos do Programa Bolsa Família na mortalidade infantil, controlados por covariáveis socioeconômicas, da saúde e demográficas. Ademais, o Modelo 6 explorou as interações entre os programas governamentais (PBF e ESF).

Tabela 4.12- Modelos de regressão de efeitos fixos ao considerar os fatores socioeconômicos, da atenção à saúde, demográficos e interações associados à mortalidade infantil, Semiárido brasileiro, 2004-2010

Variáveis Independentes	Taxa de Mortalidade Infantil					
	Modelo 5			Modelo 6		
	Fatores Socioeconômicos, Atenção à Saúde e Demográficos			Fatores Socioeconômicos, Atenção à Saúde, Demográficos e Interações		
	β	Erro Padrão	P-valor	β	Erro Padrão	P-valor
Cobertura do Bolsa Família	-0,032	0,004	< 0,001	-0,023	0,010	0,018
Cobertura da ESF	0,002	0,002	0,221	-0,042	0,017	0,011
Cobertura de Consultas de Pré-Natal	-0,015	0,002	< 0,001	-0,015	0,002	< 0,001
Taxa de Fecundidade Total	2,935	0,193	< 0,001	2,935	0,193	< 0,001
Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais)	1,335	0,031	< 0,001	1,332	0,031	< 0,001
População Urbana	0,028	0,008	< 0,001	0,028	0,030	< 0,001
Renda Per Capita	-0,062	0,002	< 0,001	-0,062	0,002	< 0,001
Pessoas Dom. Abast. Água Esg. San. Inad.	-0,015	0,009	0,095	-0,014	0,009	0,121
Interação PBF x ESF (1)				< 0,001	< 0,001	0,064
Interação ESF x ESF (2)				< 0,001	< 0,001	< 0,001
Interação ESF ² x PBF (3)				< -0,001	< 0,001	0,005
R ² (<i>within</i>) ajustado		0,827			0,827	
Estatística F (P-valor)		5439,9 (< 0,001)			3968,5 (< 0,001)	

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (FJP/IPEA/PNUD), Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário (MDSA) e Ministério da Saúde (MS).

O Modelo 5 agregou fatores socioeconômicos, demográficos e da atenção à saúde: *Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais)*, *Percentual da População Urbana*, *Renda Per Capita*, *Percentual de Pessoas em Domicílios com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados*, *Cobertura do Programa Bolsa Família*, *Cobertura da Estratégia Saúde da Família*, *Cobertura de Consultas de Pré-natal* e *Taxa de Fecundidade Total*. A *Cobertura da Estratégia Saúde da Família* (p-valor igual a 0,221), apontada em diversos estudos como instrumento importante no combate à morte infantil no Brasil (MACINKO et al., 2006; GUIMARÃES; ALVES; TAVARES, 2009; AQUINO R; OLIVEIRA; BARRETO, 2009; GUANAIS, 2013; RASELLA, 2013; SHEI, 2013), e o *Percentual de Pessoas em Domicílios com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados* (p-valor igual a 0,095) não foram considerados significativos no Modelo 5, ao nível de 5%. Além disso, o comportamento dos sinais dos coeficientes de regressão (β) não foi conforme o esperado para os dois últimos indicadores citados. Dessa maneira, alguns ajustes foram incorporados passando a considerar interações entre os programas governamentais PBF e ESF.

No Modelo 5, um aumento de 10% na *Cobertura do Programa Bolsa Família* esteve relacionado a uma redução de 0,32 no óbito infantil por 1.000 nascidos vivos, nos municípios de Semiárido brasileiro, no período 2004-2010. Para o Modelo 6, foi observada uma redução de 0,23 no óbito infantil, por 1.000 nascidos vivos.

Algumas interações considerando o *Programa Bolsa Família e a Estratégia Saúde da Família* foram incluídas no Modelo 6. Os indicadores citados para o Modelo 5 foram considerados no Modelo 6 e mais as interações ($PBF \times ESF$, $ESF \times ESF$ e $ESF^2 \times PBF$). A modelagem revelou que o *Percentual de Pessoas em Domicílios com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados* (p-valor igual a 0,121) e a interação $PBF \times ESF$ (p-valor igual a 0,064) entre os programas *Bolsa Família e Estratégia Saúde da Família* não foram significativos, ao nível de 5%. Ao contrário, as interações (2) e (3), ao considerar o quadrado da *Cobertura da Estratégia Saúde da Família*, foram significativas no Modelo 6. O termo quadrado para a ESF foi incluído já que a cobertura universal do sistema de saúde do Brasil inclui pobres e não pobres da mesma forma, e isso resulta na diminuição dos impactos da cobertura sobre a Taxa de Mortalidade Infantil, se os pobres são atingidos em primeiro lugar. O Modelo 6 apresentou um valor do R^2 (*within*) bastante satisfatório (83%), mas tendo em vista os resultados não esperados obtidos prosseguiu-se a modelagem com o Modelo 7.

4.5.4 Modelo Final

Para o Modelo 7 (Tabela 4.13), foram incluídos os indicadores *Cobertura do Programa Bolsa Família*, *Cobertura da Estratégia Saúde da Família*, *Cobertura de Consultas de Pré-natal*, *Taxa de Fecundidade Total*, *Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais)*, *Percentual da População Urbana*, *Percentual de Pessoas em Domicílios com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados* e as interações ($ESF \times ESF$ e $ESF^2 \times PBF$).

Tabela 4.13- Modelos de regressão de efeitos fixos ao considerar os fatores socioeconômicos, da atenção à saúde, demográficos e interações associados à mortalidade infantil, Semiárido brasileiro, 2004-2010

Variáveis Independentes	Taxa de Mortalidade Infantil		
	Modelo 7		
	Fatores Socioeconômicos, Atenção à Saúde, Demográficos e Interações		
	β	Erro Padrão	P-valor
Cobertura do Bolsa Família	-0,023	0,007	< 0,001
Cobertura da ESF	-0,015	0,006	0,004
Cobertura de Consultas de Pré-Natal	-0,025	0,002	< 0,001
Taxa de Fecundidade Total	4,249	0,211	< 0,001
Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais)	1,806	0,028	< 0,001
População Urbana	0,030	0,008	< 0,001
Renda Per Capita			
Pessoas Dom. Abast. Água Esg. San. Inad.	0,030	0,010	0,002
Interação PBF x ESF (1)			
Interação ESF x ESF (2)	< 0,001	< 0,001	< 0,001
Interação ESF^2 x PBF (3)	< -0,001	< 0,001	0,011
R^2 (within) ajustado		0,804	
Estatística F (P-valor)		3958,7 (< 0,001)	

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (FJP/IPEA/PNUD), Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário (MDSA) e Ministério da Saúde (MS).

Ao observar a matriz de correlação (Tabela 4.9), o *Percentual de Pessoas com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados* apresentou a correlação mais elevada com a *Renda Per Capita* ($r_s = -0,30$). Para os indicadores *Cobertura do Programa Bolsa Família*, *Taxa de Analfabetismo (15 anos ou mais)*, *Taxa de Fecundidade Total* e *Percentual da População Urbana*, também foram observadas as mais altas correlações com a *Renda Per Capita* ($r_s = -0,32$; $-0,62$; $-0,53$; $0,60$), respectivamente.

O Modelo 7 excluiu o fator socioeconômico *Renda Per Capita* e a interação *PBFxESF* (1), dessa maneira, as demais variáveis apresentaram uma associação estatisticamente significativa com a mortalidade infantil ($p\text{-valor}<0,01$) e o Modelo conseguiu corroborar os resultados indicados na literatura quanto aos fatores explicativos da mortalidade infantil. Assim, o Modelo 7 foi considerado o Modelo Final para explicar a associação entre a mortalidade infantil e o *Programa Bolsa Família*, controlados por covariáveis socioeconômicas, da saúde e demográficas, para o Semiárido do Brasil, no período 2004-2010.

O R^2 (*within*) do Modelo 7 com efeitos fixos foi considerado bastante satisfatório, sendo explicado por 80,4% da associação interna entre as covariáveis e a TMI. Além disso, os sinais dos coeficientes de regressão (β) se apresentaram conforme o esperado para os indicadores.

Ao considerar o Modelo 7, um aumento de 10% na *Cobertura do Programa Bolsa Família* esteve associado a uma redução de 0,23 no óbito infantil por 1.000 nascidos vivos, nos municípios do Semiárido brasileiro, no período 2004 a 2010. O *Programa Bolsa Família* mostrou uma associação negativa significativa com as taxas de mortalidade infantil. Na mesma direção, foi observada uma associação significativa com a *Estratégia Saúde da Família*, as *Consultas de Pré-natal* e a interação $ESF^2 \times PBF$ (3). Por outro lado, verificou-se uma associação significativa positiva com a *Taxa de Analfabetismo*, *Percentual da População Urbana*, *Pessoas com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados*, *Taxa de Fecundidade* e a interação $ESF \times ESF$ (2).

A *Estratégia Saúde da Família*, importante instrumento utilizado pelos beneficiários do PBF para o cumprimento das condicionalidades, foi significativa no Modelo 7. Assim, o resultado reafirma outros autores que analisaram o impacto da Saúde da Família sobre a mortalidade infantil e mostraram um efeito mais forte nos municípios com mais baixos índices de desenvolvimento humano e maior cobertura da ESF, ratificando o potencial da estratégia para a redução das iniquidades sociais em saúde no Brasil. O estudo de Aquino, Oliveira e Barreto (2009) revelou que uma redução da mortalidade infantil em municípios com altas coberturas da ESF (-22%) foi quase duas vezes maior do que nos municípios sem ESF ou com coberturas incipientes (-13%).

O termo de interação $ESF^2 \times PBF$ foi estatisticamente significativo, sugerindo uma dependência entre os programas. As condicionalidades de saúde do PBF são geralmente cumpridas em nível de Atenção Primária à Saúde (APS), e a interação com a ESF é, portanto, um elemento importante para a eficácia dos Programas de Transferência de Renda

Condicional (PTRC) (WORLD BANK, 2009; GUANAIS, 2013; RASELLA, 2013). Dessa maneira, os Modelos 6 e 7 consideraram interações entre os programas. Acompanhar o crescimento infantil é uma das condicionalidades de saúde mais comuns dos PTRC, apesar desse acompanhamento por si só não ser eficaz (PANPANICH et al., 2000; ASHWORTH et al., 2008), ele pode facilitar o acesso aos serviços de saúde preventiva e curativa, e o Fundo das Nações Unidas para a Infância aponta este tipo de acompanhamento como uma estratégia para combater a desnutrição nos países em desenvolvimento (UNICEF, 2000; RASELLA, 2013).

Geralmente, os PTRC têm como condicionalidade cumprir o calendário vacinal e os efeitos são diversos. Em alguns países, ocorreu aumento, mas em outros com cobertura vacinal elevada os efeitos não são aparentes (WORLD BANK, 2009; LAGARDE; HAINES; PALMER, 2009; RASELLA, 2013). Facchini et al. (2013), traçou o perfil epidemiológico dos beneficiários do Programa Bolsa Família e avaliou o desempenho dos Serviços Básicos de Saúde, baseando-se em achados da pesquisa realizada em alguns municípios do Sul e Nordeste do Brasil, em 2010. A necessidade de fortalecimento do vínculo entre a Estratégia Saúde da Família e o Programa Bolsa Família foi um resultado apontado pela pesquisa nos âmbitos local e nacional, na perspectiva da melhoria da qualidade da atenção materno-infantil. Dessa forma, recomendaram que o acompanhamento das famílias mais pobres, por parte da rede de saúde, deveria ampliar a ênfase na qualidade da cadeia completa do processo de cuidado: desde o pré-natal até o primeiro ano de vida das crianças, passando pelos cuidados do pós-parto.

O PBF e a criação do Sistema Único de Saúde (SUS) foram apontados como elementos importantes para a redução da mortalidade infantil brasileira desde 1990 a 2015, superando a média mundial de 53%. Para o período, o Brasil reduziu em 73% a mortalidade infantil, conseguindo exceder as Metas do Milênio da ONU, de redução de dois terços da mortalidade infantil de 1990 até 2015. O País se manteve abaixo da marca das 20 mortes por mil nascimentos - o índice considerado como erradicação pela ONU. O SUS contribuiu com o foco na atenção primária de saúde, a melhoria no atendimento materno e ao recém-nascido e esforços para prestar assistência à saúde no nível comunitário (BBC, 2013; BRASIL, 2015).

A ONU sugere algumas ações de campanhas para a redução da mortalidade infantil, sendo essas: como as vacinas protegem o bebê; como a higiene pode evitar algumas doenças; nutrição adequada para o bebê e importância do aleitamento materno (BRASIL, 2014a).

Os programas de transferência de renda, em especial o Bolsa Família, que tem tido centralidade no debate da proteção social brasileira, é uma importante fonte de renda para o

Semiárido brasileiro. A região caracterizada pelo baixo desenvolvimento e pobreza tem um número elevado de famílias cadastradas no Cadastro Único (CadÚnico) do Ministério de Desenvolvimento Social e Agrário (MDSA). Em 2010, a partir dos dados do CadÚnico, foi possível estimar que, por volta de 4 milhões de famílias, tinham renda *per capita* mensal de até R\$ 140,00 na região do Semiárido (BUAINAIN; GARCIA, 2013; SILVA et al., 2016).

Todos os Modelos indicaram que níveis mais altos da cobertura do Programa Bolsa Família podem ser relacionados a níveis mais baixos da Taxa de Mortalidade Infantil. Alguns impactos positivos na saúde das crianças podem ser creditados ao cumprimento das condicionalidades impostas aos beneficiários do PBF. No mínimo, a cada seis meses, as crianças com idade inferior a sete anos precisam receber acompanhamento médico, permitindo a prevenção, detecção e combate às doenças que mais afetam a primeira infância: desnutrição, diarreia, anemia e peso incompatível com a altura (BRASIL, 2015e).

Dentre as consequências positivas trazidas pelas condicionalidades do PBF, é possível apontar o aumento das consultas de pré-natal. Os dados do Ministério da Saúde apontaram que 99% das gestantes atendidas pelo Programa estão com os exames pré-natal em dia (mínimo de seis consultas durante o período gestacional) e que 88% passam por avaliação nutricional. O maior aumento de identificação da gravidez no tempo certo foi registrado na região Nordeste depois da implementação, em 2011, do complemento de R\$ 35,00 mensais do Bolsa Família para gestantes e, no Brasil, em média, passou de 14,3% para 22,9% (BRASIL, 2015f).

Os Modelos demonstraram que taxas mais elevadas da mortalidade infantil podem ser associadas às altas taxas de fecundidade. Alguns estudos já investigaram a influência do PBF nos níveis da fecundidade brasileira e não foi confirmada a ideia de ter mais filhos para aumentar os valores recebidos pelo Programa (ALVES; CAVENAGHI, 2013; JANNUZZI; PINTO, 2013). Em média, as famílias beneficiárias do Bolsa Família possuem 2 filhos. Entre 2003 e 2013, o número médio de filhos nas famílias mais pobres no Brasil caiu mais do que a média do país. O número de filhos até 14 anos caiu 15,7% entre as famílias 20% mais pobres do país – faixa da população que coincide com o público beneficiário do programa de complementação de renda no Brasil. Para as mães das famílias 20% mais pobres do Nordeste, a queda foi ainda maior, alcançando 26,4% no período analisado (BRASIL, 2015g).

Indiretamente, o *Percentual de Pessoas em Domicílios com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados* contém reflexos da renda de determinada área. O indicador considera as pessoas que vivem em domicílios cujo abastecimento de água não provém de rede geral e cujo esgotamento sanitário não é realizado por rede coletora de esgoto

ou fossa séptica, ou seja, um valor alto do indicador aponta a falta de acesso às condições básicas de sobrevivência. A ausência de serviço de saneamento básico representa um risco potencial (presente ou futuro) de degradação do meio ambiente, bem como a possibilidade de contaminação da base de recursos com consequências generalizadas sobre a saúde da população (OLIVEIRA, 2008). Em 1854, John Snow já associou uma alta mortalidade por cólera em Londres nas residências abastecidas por uma das companhias de água que utilizava diretamente o Rio Tâmisa, abaixo do ponto onde eram lançados os esgotos da cidade (ROSEN, 1994; MALTA et al., 2001). Dessa forma, há muitos anos, já são apontados relacionamentos entre acesso ao saneamento básico e a geração das doenças. Uma grande parte da mortalidade infantil, causada principalmente por diarreia e doenças parasitárias, pode ser respondida pela água e saneamento, juntamente com os hábitos ligados à higiene (PRUSS et al., 2002; FEWTRELL et al., 2005; RASELLA, 2013). Um acentuado declínio nas taxas de mortalidade infantil no Brasil, sobretudo no período pós-neonatal, está relacionado às melhorias no saneamento ambiental (DUARTE, 2007; VILELA; BONFIM; MEDEIROS, 2008).

A Pesquisa Nacional de Saneamento Básico - PNSB, realizada pelo IBGE em 2008, revelou que a Região Nordeste (30,1%) congregou a maior proporção de municípios com ocorrência de outras formas de abastecimento de água que não a rede geral, número este superior ao dobro da proporção observada para o conjunto do País (14,9%). A ocorrência dessa situação nos Estados do Piauí (58,3% dos municípios do estado), Ceará (35,9%) e Maranhão (30,4%) chamou a atenção (BRASIL, 2010e).

Entre 2000 e 2010, a maioria dos municípios do Semiárido registrou uma expansão da taxa de urbanização. É válido salientar que o aumento da população urbana demanda uma estrutura capaz de suprir as necessidades do incremento populacional. O percurso migratório vem se caracterizando entre origem e destino mais próximos e impulsionado pela busca de melhores condições de vida no local de residência, novas oportunidades de geração de renda e emprego local etc., sendo diferenciados os fatores tradicionais de expulsão (seca, baixa renda, falta de trabalho, entre outros) (BUAINAIN; GARCIA, 2013).

O combate ao analfabetismo deve ser considerado para a diminuição dos óbitos infantis. Em 2010, a Região Nordeste apresentou uma taxa de analfabetismo das pessoas de 10 anos ou mais de idade de 17,65% (área urbana 13,34% e rural 29,78%), enquanto no Brasil é de 9,02% (área urbana 6,84% e rural 21,25%). A pior taxa na área rural é a de Alagoas (34,9%) e a menor é a da Bahia (27,5%) (BRASIL, 2010a). A opção histórica de migrar pode ser restrita pelo analfabetismo, visto que esse grupo enfrenta cada vez maior dificuldade para

se inserir na economia urbana, mesmo em atividades informais e na construção civil, tradicional absorvedora de trabalho não-qualificado (HELFAND; LEVINE, 2005; BUAINAIN; GARCIA, 2013).

O avanço na educação pode ser apontado como ferramenta fundamental para auxiliar na redução da pobreza e desigualdade de renda que acomete um percentual importante de indivíduos que habitam o Semiárido do Brasil, evitando que essa condição seja transmitida de geração para geração.

O PBF guarda um grande potencial para reduzir não somente os níveis da mortalidade infantil, mas também para melhorar a saúde da população, particularmente se fortalecesse a infraestrutura de serviços de atenção à saúde, complementasse os serviços de atenção existente como a ESF, e focasse nos grupos vulneráveis aos maiores riscos, não apenas aos de baixa renda.

Dada a importância do PBF na redução da mortalidade infantil, alguns pontos deveriam ser considerados. Os gestores necessitam examinar a adequação da infraestrutura de saúde nos municípios aos programas de transferência de renda condicionais, uma vez que, a expansão dos programas depende da disponibilidade dos serviços oferecidos pelos sistemas de saúde, devido à imposição das condicionalidades aos beneficiários. A utilização dos serviços sociais públicos depende da capacidade do País em assistir à demanda (PAES-SOUSA; SANTOS; MIAZAKI, 2011).

Com a disponibilização das bases de dados do PBF nas plataformas do Ministério de Desenvolvimento Social e Agrário – MDSA, a partir de 2003, e o reconhecimento da importância dos sistemas de informação para avaliação do impacto do PBF no Brasil, era esperado que houvesse uma crescente produção sobre a utilização desses dados ao nível acadêmico. No entanto, muitas vezes, o que se observa é um vasto uso desse impacto na vida das pessoas nos meios de comunicação e com fins políticos. Se essa produção é incipiente, ela é mais ausente quando se trata de desagregações espaciais regionais ou áreas específicas do Brasil.

Com as intervenções do governo contra a desigualdade social e econômica implementadas no Brasil, em grande escala, no mesmo período (2004 a 2010) e nas mesmas áreas, especialmente na região Semiárida, é oportuno explorar os efeitos conjuntos. Nesse sentido, é válido destacar a importância da utilização de dados em painel para avaliar a associação entre programas governamentais e saúde, como alternativa ao uso de dados transversais clássicos. Dessa forma, a inferência causal obtém evidências mais fortes quando são utilizados dados em painel em relação aos transversais (WOOLDRIDGE, 2005).

No estudo transversal (2004 e 2010), foram observadas maiores Taxas de Mortalidade Infantil para municípios com mais altas Coberturas do PBF. Conforme já esclarecido esse resultado é esperado devido a que o PBF atua prioritariamente em municípios mais pobres. Já o estudo longitudinal (2004-2010), conseguiu captar os efeitos exercidos pelas ações do Programa no óbito infantil, sendo o aumento da Cobertura do PBF relacionado à redução da Taxa de Mortalidade Infantil. Os resultados da análise longitudinal corroboram outros estudos longitudinais, relacionados ao PBF e à mortalidade infantil (RASELLA et al., 2013; GUANAIS, 2013).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Avanços direcionados ao decréscimo dos níveis de mortalidade infantil do Semiárido brasileiro são extremamente valiosos. Em 2010, o menor valor observado para a Taxa de Mortalidade Infantil da região ainda se confrontava ao considerado aceitável pela Organização Mundial da Saúde (OMS), que seria o número de mortes inferior a dois dígitos para cada 1.000 nascimentos. Nesse sentido, as diversas esferas governamentais juntaram forças para a diminuição dos óbitos infantis, tal como a cooperação existente para o funcionamento e sucesso do Programa Bolsa Família.

O Programa Bolsa Família, maior programa de transferência de renda condicional do mundo, vem favorecendo o aumento do uso de serviços preventivos de saúde e, conseqüentemente, diminuem os níveis de doença e de morte das crianças de famílias pobres. Assim, o PBF, juntamente com a expansão da Estratégia Saúde da Família, contribuem para a redução das desigualdades sociais e regionais, e levam a uma convergência desses níveis entre as regiões.

As evidências estatísticas ressaltam a importância motivada pelas ações públicas, a exemplo do PBF, que objetiva auxiliar o combate de dois agravos importantes no País: pobreza e elevados níveis de mortalidade infantil. As constantes intervenções governamentais, entre elas medidas que minimizam as disparidades de renda experimentadas pela população, são importantes aliadas ao combate da mortalidade infantil. Além disso, é essencial que haja aumentos na renda das pessoas e que ocorra, principalmente, uma melhor distribuição dela.

Ao agregar os municípios utilizando como indicativo as faixas do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM), foi possível captar com mais sensibilidade os diferenciais regionais da mortalidade infantil e da cobertura do PBF no Semiárido brasileiro. Ou seja, as faixas de classificação dos municípios pelo IDHM foram mais eficientes para mostrar diferenciais regionais da mortalidade infantil e da cobertura do Bolsa Família, quando comparadas às demais classificações segundo o porte populacional, proposta pela PNAS/2004, SNAS/2015 e IBGE.

Viu-se que o nível da mortalidade infantil e da cobertura do PBF estão associados às condições de vida dos municípios do Semiárido. Assim, dentre as diversas opções para estratificar os municípios do Semiárido brasileiro para análise dos óbitos infantis e da cobertura do Programa Bolsa Família, as faixas do IDHM podem ser consideradas mais adequadas, por sintetizar uma realidade complexa em um único número e por considerar um maior número de variáveis associadas às condições de vida.

Os resultados do estudo indicaram que a introdução de transferências condicionadas de renda pode ser apontada como fator adicional importante para a redução da mortalidade infantil no Semiárido do Brasil, ainda que existam muitos municípios com valores preocupantes nesse indicador. São claras as evidências da contribuição do PBF na redução do óbito infantil do Semiárido e que as Taxas de Mortalidade Infantis se reduziram na última década numa velocidade mais rápida que em qualquer recorte temporal antes da implantação do PBF em 2004.

O Modelo Final de regressão a efeitos fixos conseguiu explicar a associação entre a mortalidade infantil e o Programa Bolsa Família, controlada por covariáveis socioeconômicas, demográficas e da saúde, para o Semiárido do Brasil, no período 2004-2010. As intervenções governamentais (PBF e ESF), o aumento da Cobertura de Consultas de Pré-Natal e a redução dos níveis de fecundidade têm contribuído, significativamente, para a diminuição da mortalidade infantil na região. Para manter o quadro de redução, é imprescindível que também sejam reforçadas medidas, tais como: redução do analfabetismo de pessoas com 15 anos ou mais, maior atenção ao fornecimento de água e condições de saneamento dos domicílios e atenção às demandas provenientes do aumento da taxa de urbanização.

O estudo demonstrou que a redução da mortalidade infantil decorrerá da atuação de vários setores. Por outro lado, o PBF, ao estabelecer o fornecimento de uma renda regular mínima para famílias pobres mediante certas condicionalidades, possibilitaram-se importantes avanços em áreas essenciais da vida das pessoas do Semiárido, tendo como consequência, uma importante redução nos níveis da TMI. O conhecimento da influência do PBF sobre o nível da mortalidade infantil reforçou a necessidade de uma tomada de decisão política dos agentes governamentais visando o enfrentamento dos problemas evidenciados.

Para garantir que o PBF realmente reduza a desigualdade e a pobreza na região Semiárida brasileira, será muito importante que se proceda a um acompanhamento cuidadoso acerca da avaliação dos impactos do programa, da garantia da manutenção e da melhoria da infraestrutura de saúde pública. Assim, o impacto que o PBF tem sobre a redução dos níveis da mortalidade infantil no Semiárido ficará mais bem evidenciado de maneira positiva, lembrando que esse impacto foi potencializado pela intervenção de outros fatores.

Há que se colocar, no entanto, a possibilidade de limitações deste estudo. A qualidade dos registros de óbitos pode ser citada como uma delas. Avanços significativos foram observados em relação ao aumento da cobertura dos registros vitais no Brasil, mas a captação da totalidade dos eventos ainda é uma realidade não alcançada, principalmente para os Estados da região Semiárida. Diversas fontes podem ser consideradas para a obtenção dos dados de óbitos, tais como: o Ministério da Saúde, Fundação IBGE e Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil. A última fonte foi a utilizada para o estudo, por

considerar técnicas demográficas reconhecidas por várias organizações no Brasil e fora dele, para o refinamento da qualidade dos registros de óbitos.

Os valores para a série 2004-2009, obtidos através do suposto de comportamento linear para alguns indicadores (*Taxa de Mortalidade Infantil; Taxa de Fecundidade Total; Taxa de Analfabetismo; Renda Per Capita; Pessoas com Abastecimento de Água e Esgotamento Sanitário Inadequados*), pode ser apontada como limitação do estudo. As informações disponibilizadas originalmente para esses indicadores estão disponíveis para os anos censitários 2000 e 2010. Dessa forma, se justifica a necessidade de usar algum procedimento de interpolação, no caso linear, para os valores intercensitários.

A concentração de municípios do Semiárido brasileiro em portes populacionais baixos ou pelo Índice de Desenvolvimento Humano, inviabilizou o estudo da modelagem por estratos, o qual pode ser visto como limitação do estudo. A baixa variabilidade observada nos indicadores dentro dos estratos populacionais dificultou o uso de determinadas técnicas estatísticas, fazendo-se, assim, a opção de considerar os municípios em seu conjunto.

É possível apontar ainda uma limitação referente aos dados do Programa Bolsa Família. As ocorrências dos óbitos das famílias beneficiárias não são disponibilizadas nas bases de dados do PBF, o que impede verificar essa relação diretamente a partir dos microdados. Por se tratar de estudo ecológico, é possível que as pessoas beneficiárias não sejam as mesmas pessoas que estão experimentando os benefícios na saúde ou que os nascimentos decorrentes dos pais beneficiários tenham vindo a óbito. Além disso, o PBF pode ainda ter sido adotado em municípios onde a mortalidade pós-neonatal já estivesse declinando por outras ações públicas antes mesmo dele ser implantado. Desta forma, o efeito direto do PBF pode ser também creditado a essas ações, como a ESF e mesmo a outras ações sem a presença dessa última.

Apesar de poderem ser colocadas limitações, ou mesmo críticas às intecorrências metodológicas, espera-se que o estudo contribua para mostrar o impacto positivo trazido pelo PBF na diminuição dos óbitos infantis - um sério problema de saúde pública com níveis inaceitáveis e altos em muitos municípios do Semiárido. O entendimento que se defende é a contribuição do estudo ao tratar do tema especificamente para uma área não avaliada anteriormente. Os achados podem servir como uma ferramenta de análise para os gestores das secretarias de assistência social, saúde, educação e planejamento nos três níveis de gestão pública, no sentido da prevenção, cuidados e ações que resultem na diminuição de mortes consideradas evitáveis. É possível refletir sobre a principal contribuição da tese: o estudo, ao analisar especificamente uma área escassa de pesquisas voltadas para os que ali habitam,

possibilitou apontar a necessidade da continuidade das ações governamentais que buscam minimizar os óbitos infantis e as severas dificuldades enfrentadas pela população de áreas com características peculiares, como a do Semiárido brasileiro.

Pesquisas futuras poderiam examinar os potenciais mecanismos em ação nos programas de transferência de renda através da utilização de pesquisas com desenhos amostrais e não somente de dados agregados. Estudos com recortes espaciais estratificados são importantes para se conhecer melhor as diferenciações regionais em que poderiam ser evidenciados os efeitos do PBF na mortalidade infantil. Dessa maneira, a alocação dos recursos poderia ser otimizada. Além disso, a mortalidade neonatal é fortemente associada à qualidade dos serviços hospitalares prestados aos recém-nascidos, embora a qualidade desses serviços esteja fora do escopo de atuação dos programas, o PBF e a ESF. Estudos sobre as tendências da mortalidade neonatal são necessários como subsídios para os desenhos de políticas e do planejamento para assegurar um progressivo ganho na redução da mortalidade infantil no Brasil.

REFERÊNCIAS

- ABREU, D. M. X. et al. Análise comparativa de classificações de causas evitáveis de morte em capitais brasileiras. **Revista Brasileira de Estudos da População**, São Paulo, v. 27, n. 2, p. 447–455, jul./dez. 2010.
- AHN, S. C.; SCHMIDT, P. Efficient estimation of dynamic panel data models: alternative assumptions and simplified estimation. **Journal of Econometrics**, v. 76, n. 1-2, p. 309-321, jan./feb. 1997.
- ALMEIDA, M. F.; ALENCAR, G. P.; SCHOEPS, D. Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos - Sinasc: uma avaliação de sua trajetória. In: **A experiência brasileira em sistemas de informação em saúde**. Produção e disseminação sobre saúde no Brasil. Brasília, DF: Ministério da Saúde 2009;1:11-37.
- ALVES, C. R. L. et al. Saúde da Criança e do Adolescente: Políticas Públicas. In: ALVES, C. R. L.; VIANA, M. R. A. (Org.). **Saúde da Família: cuidando de crianças e adolescentes**. Belo Horizonte: Editora Coopmed, 2006. p. 7-14.
- ALVES, D.; BELLUZZO, W. Infant mortality and child health in Brazil. **Economics and Human Biology**, v. 2, n. 3, p. 391-410, dec. 2004.
- ALVES, J. E. D.; CAVENAGHI, S. O programa Bolsa Família e as taxas de fecundidade no Brasil. In: CAMPELLO, T.; CÔRTEZ NERI, M. (Org.). **Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania**. Brasília, DF: IPEA, p. 233–245, 2013.
- ANDERSON, T. W.; HSIAO, C. Formulation and estimation of dynamic models using panel data. **Journal of Econometrics**, v. 18, n. 1, p. 47-82, jan. 1982.
- ANDRADE, C. L. T.; SZWARCOWALD, C. L. Desigualdades sócio-espaciais da adequação das informações de nascimentos e óbitos do Ministério da Saúde, Brasil, 2000-2002. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 5, p. 1207-16, mai. 2007.
- AQUINO, R.; OLIVEIRA, N. F.; 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, jan. 2009.
- ARELLANO, M. **Panel data econometrics: advanced texts in econometrics**. New York: Oxford University Press, 2003.
- ASA BRASIL. Articulação do Semiárido no Brasil. **Indicadores Sociais**. Disponível em: <http://www.asabrasil.org.br/Portal/Informacoes.asp?COD_MENU=105> Acesso em: 07 de nov. 2014.
- ASHWORTH, A.; SHRIMPTON, R.; JAMIL, K. Growth monitoring and promotion: review of evidence of impact. **Maternal & Child Nutrition**, Suppl 4, v. 1, p. 86-117, apr. 2008.

BALESTRA, P.; NERLOVE, M. Pooling cross section and time series data in the estimation of a dynamic model: the demand for natural gas. **Journal of the Econometric Society**, v.34, n. 3, p. 585-612, jul. 1966.

BALTAGI, B. H.; GRIFFIN, J. M. Short and long run effects in pooled models. **International Economic Review**, v. 25, n. 3, p. 631-645, oct. 1984.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. 4. ed. New York: John Wiley and Sons, 2008.

BARRETO, M.; CARMO, E. H. Mudanças em padrões de morbimortalidade: conceitos e métodos. In: MONTEIRO, C. A. (Org.). **Velhos e Novos Males da Saúde no Brasil: a evolução do país e de suas doenças**. São Paulo: Hucitec, 2000.

BARRETO, J. O. M.; NERY, I. S. A Política Nacional de Atenção Básica no Piauí: uma análise com foco na equidade. **Revista de Políticas Públicas**, São Luís, v. 20, n. 1, p. 19-32, jan./jun. 2016.

BARROS, F. C. et al. Recent trends in maternal, newborn, and child health in Brazil: progress toward millennium development goals 4 and 5. **American Journal of Public Health**, v. 100, n. 10, p. 1877-89, oct. 2010.

BASSETT, L. Can conditional cash transfer programs play a greater role in reducing child undernutrition? Washington DC: World Bank, Discussion Paper, n.835, 2008.

BAUER, L. **Estimação do Coeficiente de Correlação de Spearman Ponderado**. 2007. 95f. Dissertação (Mestrado em Epidemiologia) – Programa de Pós-Graduação em Epidemiologia. Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre.

BBC. **Brasil é exemplo no combate à mortalidade infantil, diz ONG**. 2013. Disponível em: <http://www.bbc.com/portuguese/noticias/2013/10/131022_savethechildren_relatorio_dg> Acesso em: 23 de jul. 2017.

BEZERRA, A. A. C.; ROSITO, M. M. B. Formação de profissionais que atuam em escolas de educação básica localizadas no semiárido brasileiro: uma contribuição aos estudos da alteridade nas políticas públicas. **Ensaio: Avaliação e Políticas Públicas em Educação**, Rio de Janeiro, v.19, n.70, p. 165-189, jan./mar. 2011.

BHARGAVA, A.; FRANZINI, L.; NARENDRANATHAN, W. Serial correlation and the fixed effects model. **Review of Economic Studies**, v. 49, n. 4, p. 533-549, oct. 1982.

BICHIR, R. M. O BOLSA FAMÍLIA NA BERLINDA? Os desafios atuais dos programas de transferência de renda. Disponível em: <http://www.fflch.usp.br/centrodametropole/antigo/static/uploads/bichir_novosestudos.pdf> Acesso em: 09 de nov. 2014.

BLACK, R. E.; MORRIS, S. S.; BRYCE, J. Where and why are 10 million children dying every year? **The Lancet**, v. 361, n. 9376, p. 2226-34, jun. 2003.

BOING, A. F.; KEL, F.; BOING, A. C. Distribuição espacial e associação da mortalidade infantil e do baixo peso ao nascer com fatores socioeconômicos e de serviços de saúde na região sul do Brasil. **Revista de Saúde e Biologia**, v. 1, n. 2, p. 23-32, 2006.

BOING, A. F.; BOING, A. C. Mortalidade infantil por causas evitáveis no Brasil: um estudo ecológico no período 2000-2002. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v.24, n.2, p. 447-455, fev. 2008.

BRASIL. Constituição (1988). Constituição da República Federativa do Brasil. Brasília, DF, Senado Federal: Centro Gráfico, p. 292, 1988.

_____. Ministério da Saúde. **Programa de Saúde da Família**. Brasília, DF, COSAC, 1994.

_____. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Fundação João Pinheiro. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. **Atlas de Desenvolvimento Humano do Brasil**. Indicadores. Brasília, DF: IPEA, FJP e PNUD, 2003.

_____. Ministério da Saúde. **Evolução da Mortalidade no Brasil**. 2004. Disponível em: <http://portal.saude.gov.br/portal/arquivos/pdf/capitulo3_sb.pdf>. Acesso em: 12 de nov. 2014.

_____. Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário. **Sistema Único de Assistência Social. Norma Operacional Básica – NOB/SUAS**. Brasília, DF: MDSA, Secretaria Nacional de Assistência Social – SNAS, PNAS/2004.

_____. Ministério da Integração Nacional. **Nova Delimitação do Semi-árido Brasileiro**. Brasília, DF: MIN, 2005.

_____. Ministério da Saúde. **Indicadores de Mortalidade**. 2005a. Disponível em: <<http://tabnet.datasus.gov.br/tabdata/livroidb/1ed/CapituloC.pdf>> Acesso em: 07 nov. de 2015.

_____. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Indicadores sociodemográficos e de saúde no Brasil - 2009**. Sistema IBGE de Comunicação Social.

_____. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Sobrevivência e Desenvolvimento Infantil**. Taxa de Mortalidade Infantil. Rio de Janeiro, RJ, 2010.

_____. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Indicadores Sociais Municipais**. Uma Análise dos Resultados do Universo do Censo Demográfico 2010. 2010a. Disponível em:<<http://biblioteca.ibge.gov.br/visualizacao/livros/liv54598.pdf>>. Acesso em: 14 fev. 2017.

_____. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Estatísticas do Registro Civil**. Rio de Janeiro, v. 37, p. 15, 2010b. Disponível em: <<http://ibge.gov.br/english/estatistica/populacao/registrocivil/2010/comentarios.pdf>>. Acesso em: 18 fev. 2016.

_____. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo Demográfico 2010**. 2010c. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010/>>. Acesso em: 08 out. de 2015.

_____. Ministério da Saúde. **Pacto pela redução da Mortalidade Infantil no Nordeste e na Amazônia Legal 2009-2010**. Brasília, DF, 2010d. ODM. Saúde Brasil. Volume III. 187 p.

_____. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. **Pesquisa Nacional de Saneamento Básico–2008**. 2010e.

_____. Ministério da Saúde. Portaria nº 2.488, de 21 de outubro de 2011. **Diário Oficial da República Federativa do Brasil**, Brasília, DF, n.204, p.55, 24 out. 2011. Seção 1, pt1.

_____. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Indicadores Sociais Municipais 2010**. Rio de Janeiro, RJ: IBGE, Diretoria de Pesquisas/Coordenação de População e Indicadores Sociais. 2011.

_____. Instituto Nacional do Semiárido. **Sinopse do Censo Demográfico para o Semiárido brasileiro**. Campina Grande, PB: INSA, 2012.

_____. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Estatísticas do Registro Civil 2012**. Rio de Janeiro, RJ, 2012a. 172p.

_____. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Síntese de Indicadores Sociais**. Uma análise das condições de vida da população brasileira 2012. Rio de Janeiro, RJ, 2012b. 293p.

_____. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. Fundação João Pinheiro. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. **Atlas de Desenvolvimento Humano do Brasil**. Indicadores. Brasília, DF: IPEA, FJP e PNUD, 2013.

_____. Ministério da Saúde. **Consolidação do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos**. Coordenação Geral de Informações e Análise Epidemiológica. Brasília, DF: CGIAE/SVS/MS, 2013a.

_____. Ministério da Saúde. **Brasil apresenta queda nos índices de mortalidade infantil**. Brasília, DF, 2014. Disponível em: <<http://www.brasil.gov.br/saude/2014/12/brasil-apresenta-queda-nos-indices-de-mortalidade-infantil>> Acesso em: 12 nov. 2014.

_____. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Objetivos de Desenvolvimento do Milênio**. Relatório Nacional de Acompanhamento. Brasília, DF, IPEA, 2014a.

_____. Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário. **Plano Brasil Sem Miséria**. Brasília, DF, MDSA, 2014b.

_____. Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Censo 2010: escolaridade e rendimento aumentam e cai mortalidade infantil**. Rio de Janeiro, RJ, IBGE, 2014c.

_____. Ministério da Saúde. **ONU registra aumento da expectativa de vida no Brasil**. 2014d.

_____. Portal Brasil. **Brasil retira 36 milhões da miséria extrema e bate meta da ONU para mortalidade infantil**. 2014e. Disponível em: <<http://www.brasil.gov.br/centro-aberto-de-midia/noticias/brasil-retira-36-milhoes-da-miseria-extrema-e-bate-meta-da-onu-para-mortalidade-infantil-1>>. Acesso em: 13 out. 2016.

_____. Ministério da Saúde. **Estratégia Saúde da Família**. Como funciona? 2014f. Disponível em: <http://dab.saude.gov.br/portaldab/smp_como_funciona.php?conteudo=esf>. Acesso em: 13 set. 2014.

_____. Organização Pan-Americana da Saúde. **Desenvolvimento Sustentável e Saúde: tendências dos indicadores e desigualdades no Brasil**. Brasília, DF: OPAS, 2014g.

_____. Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário. **Um Brasil de oportunidades para todos**. 2015. Disponível em: <<http://mds.gov.br/area-de-imprensa/noticias/2015/outubro/um-brasil-de-oportunidades-para-todos>>. Acesso em: 08 jul de 2015.

_____. Portal Brasil. **ONU: Brasil cumpre meta de redução da mortalidade infantil**. 2015. Disponível em: <<http://www.brasil.gov.br/cidadania-e-justica/2015/09/onu-brasil-cumprimento-meta-de-reducao-da-mortalidade-infantil>>. Acesso em: 29 jul. 2017.

_____. Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Áreas especiais**. Semiárido brasileiro. Rio de Janeiro, RJ, IBGE, 2015a.

_____. Ministério da Integração Nacional. **Semiárido**. 2015b. Disponível em: <<http://www.sudene.gov.br/acesso-a-informa%C3%A7%C3%A3o/institucional/area-de-atuacao-da-sudene/semiarido>>. Acesso em: 22 set. 2015.

_____. Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário. SUAS 10. **Diversidade no SUAS: realidade, respostas, perspectivas**. Brasília, DF: MDSA, Secretaria Nacional de Assistência Social – SNAS, 2015c.

_____. Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário. **A importância do Bolsa Família nos municípios brasileiros – Segundo estudo**. 2015d.

_____. Portal Brasil. **Bolsa Família diminui a mortalidade infantil e o déficit de estatura**. 2015e. Disponível em: <<http://www.brasil.gov.br/cidadania-e-justica/2015/11/programa-reduz-mortalidade-e-aumenta-estatura-das-criancas>>. Acesso em: 22 jul. 2016.

_____. Portal Brasil. **Beneficiárias do Bolsa Família começam o pré-natal mais cedo**. 2015f. Disponível em: <<http://www.brasil.gov.br/cidadania-e-justica/2015/04/beneficiarias-do-bolsa-familia-comecam-o-pre-natal-mais-cedo>>. Acesso em: 20 jun. 2016.

_____. Portal Brasil. **Beneficiárias do Bolsa Família têm em média 2 filhos**. 2015g. Disponível em: <<http://www.brasil.gov.br/cidadania-e-justica/2015/11/reducao-do-numero-de-filhos-e-maior-entre-familias-cadastradas>>. Acesso em: 12 mar. 2017.

_____. Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário. **Matriz de Informação Social**. Brasília, DF, 2016.

_____. Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário. **Bolsa Família**. 2017. Disponível em: <<http://www.mds.gov.br/bolsafamilia>>. Acesso em: 12 fev. 2017.

BRASS, W. et al. The Demography of Tropical África, Office of Population Research—Princeton University Press, 1968.

BRASS, W. Methods of demographic estimation from incomplete data. Chapel Hill: Laboratories for Population Statistics, University of North Carolina at Chapel Hill; 1975.

BREUSCH, T. S.; MIZON, G. E.; SCHMIDT, P. Efficient estimation using panel data. **Journal of the Econometric Society**, v. 57, n. 3, p. 695-700, may. 1989.

BRITO, F. Transição demográfica e desigualdades sociais no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos de População**, São Paulo, v. 25, n. 1, p. 5-26, jan./jun. 2008.

BUAINAIN, A. M.; GARCIA, J. R. Pobreza Rural e Desenvolvimento do Semiárido Nordeste: Resistência, Reprodução e Transformação. In: BUAINAIN, A. M.; DEDECCA, C. (orgs.). **A nova cara da pobreza rural: desenvolvimento e a questão regional**. Série Desenvolvimento Rural Sustentável, v. 17, Brasília IICA, fevereiro/2013.

BUAINAIN, A. M.; GARCIA, J. R. Desenvolvimento rural do semiárido brasileiro: transformações recentes, desafios e perspectivas. **Revista Franco-Brasileira de Geografia**, n. 19, 2013.

BURKHALTER, B. R. et al. Variations in estimates of Guatemalan infant mortality, vaccination coverage, and ORS use reported by different sources. **Revista Panamericana de Salud Pública**, v. 29, n. 1, p. 1-24, mar. 1995.

BUSS, P. M.; FILHO, A. P. A Saúde e seus Determinantes Sociais. **Physis: Revista de Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 1, p. 77-93, 2007.

CALDEIRA, A. P.; FRANÇA, E.; GOULART, E. M. A. Mortalidade infantil pós-neonatal e qualidade da assistência médica: um estudo caso-controle. **Jornal de Pediatria (Rio de Janeiro)**, Porto Alegre, v. 77, n. 6, p. 461-468, nov./dez. 2001.

CALDEIRA, A. P.; FRANÇA, E.; PERPÉTUO, I. H. O.; GOULART, E. M. A. Evolução da mortalidade infantil por causas evitáveis, Belo Horizonte, 1984-1998. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 39, n. 1, p. 67-74, 2005.

CARMO, E. H.; BARRETO, M. L.; SILVA JR, J. B. Mudanças nos padrões de morbimortalidade da população brasileira: os desafios para um novo século. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 12, n. 2, p. 63-75, jun. 2003.

CASTELLANOS, P. L. **Sistemas Nacionales de Vigilancia de la Situación de Salud Segun Condiciones de Vida y del Impacto de las Acciones de Salud y Bienestar**. s.l.: Organización Panamericana de la Salud/Organización Mundial de la Salud. 1991.

CASTRO, J. M.; RODRIGUES-JÚNIOR, A. L. A influência da mortalidade por causas externas no desenvolvimento humano na Faixa de Fronteira brasileira. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 1, p. 195-200, jan. 2012.

CERQUEIRA, C. A.; PAES, N. A. Investigação sobre a mortalidade por causas violentas e suas associações com indicadores socioeconômicos em capitais brasileiras. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 16., 2008, Caxambu. **Anais eletrônicos...** Caxambu: ABEP, 2008. Disponível em:<

<http://www.abep.nepo.unicamp.br/docs/anais/pdf/2000/Todos/Poster/Investiga%C3%A7%C2%A6o%20Sobre%20a%20Mortalidade%20Por%20Causas%20Violentas....pdf> >. Acesso em: 14 jun. 2016.

CESAR, C. L. G. Fatores de risco associados a mortalidade infantil em duas áreas da região metropolitana de São Paulo (Brasil), 1984-1985. Proposta de instrumentos preditivos. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 24, n. 4, p. 300-10, 1990.

CHANDRASHEKAR, S. et al. Socio-demographic of maternal care. **Tropical Doctor**, v. 28, n. 4, p. 206-209, out. 1998.

COALE, A. J.; TRUSELL, T. J. Estimating the time to which Brass estimates apply. In: Preston SH & Palloni A. Five tuning Brass type mortality estimates with data on ages of surviving children. **Population Bulletin of the United Nations**, v. 10, p. 49-54, 1978.

COTTA, R. M. M.; MACHADO, J. C. Programa Bolsa Família e segurança alimentar e nutricional no Brasil: revisão crítica da literatura. **Revista Panamericana de Salud Pública**, v. 33, n. 1, p. 54-60, 2013.

COUNTDOWN WORKING GROUP ON HEALTH POLICY AND HEALTH SYSTEMS et al. Assessment of the health system and policy environment as a critical complement to tracking intervention coverage for maternal, newborn, and child health. **The Lancet**, v. 371, n. 9620, p. 1284-9, apr. 2008.

CURRIE, J.; LIN, W. Chipping away at health: more on the relationship between income and child health. **Health Affairs**, v. 26, n. 2, p. 331-44, mar. 2007.

DELGADO, M. et al. Algunos factores de riesgo para mortalidad neonatal en un hospital de III nivel, Popayán. **Colombia Médica**, v. 34, n. 4, p. 179-85, 2003.

DUARTE, C. M. R. Reflexos das políticas de saúde sobre as tendências da mortalidade infantil no Brasil: revisão da literatura sobre a última década. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 7, p. 1511-1528, jul. 2007.

FACCHINI, L. A. et al. Desempenho da Atenção Básica em Beneficiários do Bolsa Família: Contribuições à Redução de Desigualdades em Saúde. In: CAMPELLO, T.; CÔRTEZ NERI, M. (Org.). **Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania**. Brasília, DF: IPEA, p. 273-283, 2013.

FÁVERO, L. P. L. Dados em painel em contabilidade e finanças: teoria e aplicação. **Brazilian Business Review**, v. 10, n. 1, p. 131-156, jan./mar. 2013.

FÁVERO, L. P. et al. **Análise de Dados – Modelagem Multivariada para Tomada de Decisões**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

FERRAZ, S. S. **Mortalidade por doenças do aparelho circulatório e condição de vida na cidade do Recife**. 2006. 130f. Dissertação (Mestrado) – Departamento de Saúde Coletiva, Centro de Pesquisas Aggeu Magalhães, Fundação Oswaldo Cruz, Recife.

FEWTRELL, L. et al. Water, sanitation, and hygiene interventions to reduce diarrhoea in less developed countries: a systematic review and meta-analysis. **The Lancet Infectious Diseases**, v. 5, n. 1, p. 42-52, jan. 2005.

FIRJAN. Federação das Indústrias do Estado do Rio de Janeiro. **Índice FIRJAN de Desenvolvimento Municipal**. Rio de Janeiro: 2016.

FISCHER, T. K. et al. A mortalidade infantil no Brasil: série histórica entre 1994-2004 e associação com indicadores socioeconômicos em municípios de médio e grande porte. **Medicina (Ribeirao Preto. Online)**, Ribeirão Preto, v. 40, n. 4, p. 559-66, out./dez. 2007.

FONSECA, A.; FAGNANI, E. (Orgs.). **Políticas sociais, desenvolvimento e cidadania**. Educação, seguridade social, pobreza, infraestrutura urbana e transição demográfica. São Paulo: Editora Fundação Perseu Abramo, 2013.

FRANÇA, E. et al. Associação entre fatores socio-econômicos e mortalidade infantil por diarreia, pneumonia e desnutrição em região metropolitana do Sudeste do Brasil: um estudo caso-controle. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 6, p. 1437-47, nov./dez. 2001.

FRANÇA, M. C.; PAES, N. A. Relação entre mortalidade, desigualdade educacional e de renda nas capitais dos Estados brasileiros. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 16., 2008, Caxambu. **Anais eletrônicos...** Caxambu: ABEP, 2008. Disponível em: <
http://www.abep.nepo.unicamp.br/encontro2008/docspdf/abep2008_1104.pdf>. Acesso em: 21 jan. 2017.

FRANK, R.; FINCH, B. K. Los Años de la Crisis: an examination of change in differential infant mortality risk within Mexico. **Social Science & Medicine**, v. 59, n. 4, p. 825-35, aug. 2004.

FREES, E. W. **Longitudinal and panel data: analysis and applications in the social sciences**. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.

FRENK, J. et al. The epidemiological transition in Latin America. In: INTERNATIONAL POPULATION CONFERENCE, Proceedings, 1989; p. 419-431, Liège: The International Union for the Scientific Study of Population.

FRIAS, P. G.; SZWARCOWALD, C. L.; LIRA, P. I. C. Estimação da mortalidade infantil no contexto de descentralização do Sistema Único de Saúde (SUS). **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 11, n. 4, p. 463-47, oct./dec. 2011.

FRIAS, P. G. **Adequação das informações sobre nascidos vivos e óbitos e a estimativa da mortalidade infantil no Brasil**. 2013. 155f. Tese (Doutorado em Saúde da Criança e do Adolescente) – Programa de Pós-Graduação em Saúde da Criança e do Adolescente, Universidade Federal de Pernambuco, Recife.

GEIB, L. T. C. et al. Determinantes sociais e biológicos da mortalidade infantil em coorte de base populacional em Passo Fundo, Rio Grande do Sul. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 15, n. 2, p. 363-370, mar. 2010.

GILLESPIE, S. R.; MASON, J. B.; MARTORELL, R. How nutrition improves. 1996; Geneva, United Nations. Administrative Committee on Coordination/ Sub-Committee on Nutrition (ACC/SCN). State-of-the-Art Nutrition Policy Discussion Paper n. 15.

GRIFFITHS, W. E.; HILL, R. C.; JUDGE, G. G. **Learning and Practicing Econometrics**. New York: John Wiley & Sons, 1993, 866 p.

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. 2000-6, nov. 2013.

GUIDI, L. F. **Interpolação**. Notas de aula. 2015. Disponível em: <http://www.mat.ufrgs.br/~guidi/grad/MAT01169/laminas.calculo_numerico.7.pdf>. Acesso em: 21 nov. 2015.

GUIMARÃES, M. J. B. et al. Condição de vida e mortalidade infantil: diferenciais intra-urbanos no Recife, Pernambuco, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 5, p. 1413-24, set./out. 2003.

GUIMARÃES, T. M. R.; ALVES, J. G. B.; TAVARES, M. M. F. Impacto das ações de imunização pelo Programa Saúde da Família na mortalidade infantil por doenças evitáveis em Olinda, Pernambuco, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro v. 25, n. 4, p. 868-876, abr. 2009.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. São Paulo: Markon Books, 2011.

HAEBERER, M.; NOGUER, I.; MÚJICA, O. J. Desigualdades educacionales em mortalidade y supervivência de mujeres y hombres de las Américas, 1990-2010. **Revista Panamericana Salud Publica**, v. 38, n. 2, p. 89-95, 2015.

HAIR Jr, J. F. et al. **Análise multivariada de dados**. São Paulo: Bookman, 2005.

HARTZ, Z. M. A. et al. Mortalidade infantil “evitável” em duas cidades do Nordeste do Brasil: indicador de qualidade do sistema local de saúde. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 30, n. 4, p. 310-8, ago. 1996.

HELFAND, S.; LEVINE, E. Changes in Brazilian Rural Poverty and Inequality from 1991 to 2000: The Role of Migration. In: 43º ENCONTRO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL. **Anais eletrônicos...** Ribeirão Preto: 2005. Disponível em: <<http://www.sober.org.br/palestra/2/529.pdf>>. Acesso em: 15 abr. 2017.

HOBcraft, J. Women’s education, child welfare and child survival: a review of the evidence. **Health Transit Rev**, v. 3, n. 2, p. 159-175, out. 1993.

HOLLAND, M.; XAVIER, C. L. Dinâmica e competitividade setorial das exportações brasileiras: uma análise de painel para o período recente. **Revista Economia e Sociedade**, v. 14, n. 1, p. 85-108, 2005.

HOLTZ-EAKIN, D.; NEWHEY, W.; ROSEN, H. S. Estimating vector auto regressions with panel data. **Journal of the Econometric Society**, v. 56, n. 6, p. 1371-95, nov. 1988.
HSIAO, C. **Analysis of panel data**. Cambridge: Cambridge University Press, 2003.

HULLEY, S. B. et al. **Delineando a pesquisa clínica: uma abordagem epidemiológica**. Porto Alegre: Editora Artmed, 2003.

ISLAM, N. Growth empirics: A Panel Data Approach. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 110, n. 4, p. 1127-1170, nov. 1995.

JANNUZZI, P. M. **Indicadores sociais no Brasil: conceitos, fonte de dados e aplicações**. Campinas: Alínea, 2001. 141 p.

JANNUZZI, P. M.; PINTO, A. R. Bolsa Família e seus Impactos nas Condições de Vida da População Brasileira: uma Síntese dos Principais Achados da Pesquisa de Avaliação de Impacto do Bolsa Família II. In: CAMPELLO, T.; CÔRTEZ NERI, M. (Org.). **Programa Bolsa Família: uma década de inclusão e cidadania**. Brasília, DF: IPEA, p. 179-192, 2013.

JOBIM, R.; AERTS, D. Mortalidade infantil evitável e fatores associados em Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil, 2000-2003. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 1, p. 179-187, jan. 2008.

KAEMPPFER, A. R.; MEDINA, E. L. Mortalidad infantil reciente em Chile: éxitos Y desafíos. **Revista Chilena de Pediatría**, Santiago, v. 77, n. 5, p. 492-500, out. 2006.

KRISHNAKUMAR, J.; RONCHETTI, E. **Panel data econometrics: future directions**. Amsterdam: North Holland, 2000.

KRUK, M. E. et al. The contribution of primary care to health and health systems in low- and middle-income countries: a critical review of major primary care initiatives. **Social Science & Medicine**, v. 70, n. 6, p. 904-11, mar. 2010.

LAGARDE, M.; HAINES, A.; PALMER, N. The impact of conditional cash transfers on health outcomes and use of health services in low and middle income countries. **Cochrane Database of Systematic Reviews**, v. 7, n. 4, oct. 2009:CD008137.

LAURENTI, R.; MELLO JORGE, M. H.; GOTLIEB, S. L. D. A confiabilidade dos dados de mortalidade e morbidade por doenças crônicas não-transmissíveis. **Revista Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 9, n. 4, p. 909-920, out./dez. 2004.

LIMA, L. C. Idade materna e mortalidade infantil: efeitos nulos, biológicos ou socioeconômicos? **Revista Brasileira de Estudos de População**, Rio de Janeiro, v. 27, n. 1, p. 211-26, jan./jun. 2010.

LIMA, G. A. S. F. **Utilização da teoria da divulgação para avaliação da relação do nível de disclosure com o custo da dívida das empresas brasileiras**. 2007. 98 f. Tese (Doutorado em Controladoria e Contabilidade) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo.

LISBOA, L. Mortalidade infantil: principais causas evitáveis na região Centro de Minas Gerais, 1999-2011. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 24 n. 4, p.711-720, out./dez. 2015.

LIVI-BACCI, M. Notas sobre la transición demográfica en Europa y América Latina. In: IV CONFERENCIA LATINOAMERICANA DE POBLACIÓN – La transición Demográfica en América Latina Y el Caribe, 1993, México. **Anais...** V. 1 (primera parte). Ciudad de México: ABEP/CELADE/IUSSP/PROLAP/SOMEDE, 1993. p. 13-53.

MACHADO, M. A. V. **Crescimento do Ativo, Rentabilidade e Retorno Acionário: Evidências Empíricas do Mercado Brasileiro**. 2016. 54f. Trabalho de Conclusão de Curso (Bacharelado em Estatística) – Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa.

MACINKO, J. et al. Evaluation of the impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990–2002. **Journal of Epidemiology and Community Health**, v. 60, n. 1, p. 13-9. jan. 2006.

MADDALA, G. S. **The econometrics for panel data**. Brookfield: Elgar, 1993.

MAGALHÃES, P. L. **Programa Saúde da Família: Uma Estratégia em Construção**. 2011. Trabalho de Conclusão de Curso (Especialização) – Curso de Especialização em Atenção Básica em Saúde da Família, Universidade Federal de Minas Gerais, Minas Gerais, 2011.

MALTA et al., 2001. A mortalidade infantil em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, por área de abrangência dos Centros de Saúde (1994-1996). **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 5, p. 1189-1198, set./out. 2001.

MALTA, D. C. et al. Atualização da lista de causas de mortes evitáveis por intervenções do Sistema Único de Saúde do Brasil. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 19, n. 2, p. 173-176, abr./jun. 2010.

MARAN, E.; UCHIMURA, T. T. Mortalidade neonatal: fatores de risco em um município no sul do Brasil. **Revista Eletrônica de Enfermagem**, v. 10, n. 1, p. 29-38, 2008. Disponível em:< <http://www.fen.ufg.br/revista/v10/n1/v10n1a03.htm>>. Acesso em: 24 set. de 2015.

MARMOT, M. Social determinants of health inequalities. **The Lancet**, Oxford, v. 365, n. 9464, p. 1099-104, 2005.

MARTINS, E. F.; VELÁSQUEZ-MELÉNDEZ, G. Determinantes da mortalidade neonatal a partir de uma coorte de nascidos vivos, Montes Claros, Minas Gerais, 1997-1999. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 4, n. 4, p. 405-412, out./dez. 2004.

MATTEI, L. **Notas sobre programas de transferência de renda na América Latina**. Instituto de Estudos Latino-Americanos/Universidade Federal de Santa Catarina. Disponível em: <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/28680/1/TextoDiscuss_o10.LauroMattei.pdf>. Acesso em: 24 ago. de 2014.

MÁTYÁS, L.; SEVESTRE, P. (Ed.). **The econometrics of panel data: fundamentals and recent developments in theory and practice**. 3. ed. New York: Springer, 2008

MCCULLAGH, P.; NELDER, J. A. **Generalized linear models**. Flórida, EUA: Chapman & Hall, 1989.

MELLO JORGE, M. H.; LAURENTI, R.; GOTLIEB, S. L. D. O Sistema de Informação sobre Mortalidade-SIM. Concepção, implantação e avaliação. In: **A experiência brasileira em sistemas de informação em saúde**. Produção e disseminação sobre saúde no Brasil. Brasília, DF: Ministério da Saúde; 2009,1:71-96.

MELLO JORGE, M. H.; LAURENTI, R.; GOTLIEB, S. L. D. Análise da qualidade das estatísticas vitais brasileiras: a experiência de implantação do SIM e do SINASC. **Revista Ciências & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 12, p. 643-54, mai./jun. 2007.

MENEZES, A. M. P. et al. Infant mortality in Pelotas, Brazil: a comparison of risk factors in two birth cohorts. **Revista Panamericana de Salud Pública/Pan American Journal of Public Health**, v. 18, n. 6, p. 439-46, 2005.

MONTEIRO, C. A.; BENÍCIO, M. H. A.; FREITAS, I. C. M. Evolução da mortalidade infantil e do retardo de crescimento nos anos 90: causas e impacto sobre desigualdades regionais. In: MONTEIRO, C. A. (Org.). **Velhos e novos males da saúde no Brasil: a evolução do país e suas doenças**. São Paulo: Hucitec/Nupens/ USP, 2000. p. 393-420.

MONTEIRO, C. A.; CONDE, W. L.; POPKIN, B. M. Is Obesity Replacing or Adding to Undernutrition? Evidence from Different Social Classes in Brazil. **Public Health Nutrition**, v. 5, n. 1A, p. 105-112, feb. 2002.

MONTEIRO, C. A. A dimensão da pobreza, da desnutrição e da fome no Brasil. **Estudos Avançados**, São Paulo, v.48, n. 17, p. 7-20, mai/ago. 2003.

MONTERA, L. **Interpolação**. Faculdade de Computação – Facom/UFMS. Notas de aula. 2011. Disponível em: <http://www.facom.ufms.br/~montera/Interpolacao_alunos.pdf>. Acesso em: 16 nov. 2015.

MORAES NETO, O. L.; BARROS, M. B. A. Fatores de risco para mortalidade neonatal e pós-neonatal na Região Centro-Oeste do Brasil: linkage entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 2, p. 477-485, 2000.

MOREIRA, M. R.; NETO, O. C.; SUCENA, L. F. M. Um olhar sobre condições de vida: mortalidade de crianças e adolescentes residentes em Manguinhos, Rio de Janeiro, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 1, jan./fev. 2003.

MOREIRA, L. M. C. et al. Políticas públicas voltadas para a redução da mortalidade infantil: uma história de desafios. **Revista Médica de Minas Gerais**, Belo Horizonte, v. 22, n. 7, p. 48-55, 2012.

MOSLEY, W. H.; CHEN, L. C. An analytical framework for the study of child survival in developing countries. 1984. **Bulletin of the World Health Organization**, v. 81, n. 2, p. 140-5, 2003.

MURRAY, C. J. et al. Can we achieve Millennium Development Goal 4? New analysis of country trends and forecasts of under-5 mortality to 2015. **The Lancet**, v. 370, n. 9592, p. 1040-54, sep. 2007.

NADALIN, S. O. **A teoria da “transição demográfica”**. Campinas: Associação Brasileira de Estudos Populacionais – ABEP, 2004, p.126–127 (Coleção Demographicas, v.1).

NASCIMENTO, E. M. R. et al. Estudo de fatores de risco para óbitos de menores de um ano mediante compartilhamento de bancos de dados. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 11, p. 2593-602, nov. 2008.

NETO, A. M. Desigualdades Regionais no Brasil: Características e Tendências Recentes. 2014. Brasília: IPEA. Disponível em:
<http://repositorio.ipea.gov.br/bitstream/11058/5582/1/BRU_n09_desigualdades.pdf>. Acesso em: 14 jan. 2017.

OLIVEIRA, S. M. M.C. Mortalidade infantil e saneamento básico – ainda uma velha questão. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 16., 2008, Caxambu. **Anais eletrônicos...** Caxambu: ABEP, 2008. Disponível em:<
http://www.abep.nepo.unicamp.br/encontro2008/docsPDF/ABEP2008_959.pdf>. Acesso em: 12 dez. 2015.

OLIVEIRA, L. A. P.; MENDES, M. M. S. Mortalidade infantil no Brasil: uma avaliação de tendências recentes. In: MINAYO, M. C. S. (Org.). **Os muitos Brasis: saúde e população na década de 80**. São Paulo: Editora Hucitec, 1995. p. 291-303.

OMRAN, A. R. The Epidemiologic Transition: A Theory of the Epidemiology of Population Change. **The Milbank Quarterly**, v. 83, n. 4, p. 731-757, dec. 2005.

OMS. Organização Mundial da Saúde. **Ação sobre os determinantes sociais da saúde: aprendendo com experiências anteriores**. Secretaria da Comissão sobre Determinantes Sociais da Saúde. 2005. Disponível em: <<http://publicaciones.ops.org.ar/publicaciones/piezas%20comunicacionales/cursosDDS/cucurso%20Textos%20Completos/DSS%20%20Aprendendo%20com%20experiencias%20anteriores.pdf>>. Acesso em: 17 jan. 2017.

ONU. United Nations. Manual X: Indirect Techniques for Demographic Estimation. **International Journal of Population Studies**, p. 8174-96, 1983.

_____. United Nations. Step-by-step guide to the estimation of child mortality. **International Journal of Population Studies**, n. 107, 1990.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. **Cuidados inovadores para condições crônicas: componentes estruturais de ação**. Relatório Mundial. Brasília, DF, 2003.

ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. **Temas de saúde**. 2010. Disponível em: <www.who.int/topics/millennium_development_goals/child_mortality/es> Acesso em: 12 set. de 2014.

ORTIZ, L. P. Evolução da mortalidade infantil no estado de São Paulo 1980-2000. In: ENCONTRO DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 13., 2002, Ouro Preto. **Anais...** Ouro Preto: ABEP, 2002.

PAES, N. A.; SILVA, A. S.; BRAGA, J. S. A Qualidade das declarações de óbitos e sua relação com as condições de vida do Semiárido brasileiro. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 19., 2014, São Pedro. **Anais eletrônicos...** São Pedro: ABEP, 2014. Disponível em: <http://www.abep.org.br/~abeporgb/abep.info/files/trabalhos/trabalho_completo/TC-5-18-431-261.pdf>. Acesso em: 12 out. 2015.

PAES, N. A.; SILVA, M. R. M. A qualidade das estatísticas de nascimento no Nordeste brasileiro. In: SIMPÓSIO NACIONAL DE PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA, 19., 2010, São Pedro. **Anais eletrônicos...** São Pedro: SINAPE, 2010. Disponível em: <http://www2.ime.unicamp.br/sinape/sites/default/files/A%20qualidade%20das%20estae%C3%ADsticas%20de%20nascimentos%20do%20Nordeste%20brasileiro%20_SINASI;2010_.pdf>. Acesso em: 12 out. 2015.

PAES-SOUSA, R. Diferenciais intra-urbanos de mortalidade em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, 1994: revisitando o debate sobre transições demográfica e epidemiológica. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 18, n. 5, p. 1411-1421, set./out. 2002.

PAES-SOUSA, R.; SANTOS, L. M. P.; MIAZAKI, E. S. Effects of a conditional cash transfer programme on child nutrition in Brazil. **Bulletin of the World Health Organization**, v. 89, p. 496–503, 2011.

PAES-SOUSA, R. **Plano Brasil Sem Miséria: incremento e mudança na política de proteção e promoção social no Brasil**. Brasília, DF: Centro Internacional de Políticas para o Crescimento Inclusivo/Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, n. 13, 2013.

PAIM, J. S. Abordagens teórico-conceituais em estudos de condições de vida e saúde: Notas para reflexão e ação. In: BARATA, R. B. (Org.). **Condições de Vida e Situação de Saúde**. Rio de Janeiro: ABRASCO, 1997. p. 7-30.

PAIM, J. S.; COSTA, M. C. N. Decréscimo e desigualdade da mortalidade infantil: Salvador, 1980-1988. **Boletín de la Oficina Sanitaria Panamericana**, v. 114, n. 5, p. 415-28, 1993.

PALLONI, A.; HELIGMAN, L. Re-estimation of structural parameters to obtain estimates of mortality in developing countries. **Population Bulletin of the United Nations**, v. 18, p. 10-33, 1985.

PANPANICH, R.; GARNER, P. Growth monitoring in children. **Cochrane Database of Systematic Reviews**, 2000;(2):CD001443.

PAUL, D. A. et al. State infant mortality: an ecologic study to determine modifiable risks and adjusted infant mortality rates. **Maternal and Child Health Journal**, v.13, n. 3, p. 343-8, mai. 2009.

PEARCY, J. N.; KEPPEL, K. G. A summary measure of health disparity. **Public Health Reports**, v. 117, n. 3, p. 273-280, may/jun. 2002.

PEDRAZA, D. F. Qualidade do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (Sinasc): análise crítica da literatura. **Revista Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 10, p. 2729-37, out. 2012.

PIMENTEL, J. Desigualdades regionais apontadas pelos indicadores do trabalho infantil na região Nordeste. Portal DSS Nordeste. 2013. Disponível em: <<http://dssbr.org/site/2013/03/desigualdades-regionais-apontadas-pelos-indicadores-do-trabalho-infantil-na-regiao-nordeste/>>. Acesso em: 08 de jul. 2015.

POLES, K.; PARADA, C. M. G. L. Mortalidade Infantil em municípios do interior do Estado de São Paulo. **Revista da Escola de Enfermagem da USP**, São Paulo, v. 36, n. 1, p. 10-7, 2002.

PONTES, R. J. S et al. Transição Demográfica e Epidemiológica. In: MEDRONHO, R. A. et al. (Org.). **Epidemiologia**. São Paulo: Ed. Atheneu, 2009. cap. 6.

PRUSS et al. Estimating the burden of disease from water, sanitation, and hygiene at a global level. **Environmental Health Perspectives**, v. 110, n. 5, p. 537-42, mai. 2002.

R Core Team (2016). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Disponível em: <<https://www.R-project.org/>>. Acesso em: 23 nov. 2014.

RASELLA, D. **Impacto do Programa Bolsa Família e seu efeito conjunto com a Estratégia Saúde da Família sobre a mortalidade no Brasil**. 2013. 92f. Tese (Doutorado em Saúde Pública) – Programa de Pós-Graduação do Instituto de Saúde Coletiva, Universidade Federal da Bahia, Salvador.

RASELLA, D.; AQUINO, R.; SANTOS, C.A.T.; PAES-SOUSA, R.; BARRETO, M.L. Effect of a conditional cash transfer programme on childhood mortality: a nationwide analysis of Brazilian municipalities. **The Lancet**, v.382, n. 9886, p. 57-64, 2013.

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, n. 1, p. 40-50, 2013.

RIBEIRO, A. M. et al. Fatores de risco para mortalidade neonatal em crianças com baixo peso ao nascer. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 43, n. 2, p. 246-55, fev. 2009.

RIBEIRO, M. N. O.; BARBOSA, L. M. Avaliação das condições de vida da população do Brasil, Nordeste e Rio Grande do Norte. In: ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 12., 2006, Caxambu. **Anais eletrônicos...** Caxambu: ABEP, 2006. Disponível em:<
http://www.abep.nepo.unicamp.br/encontro2006/docspdf/ABEP2006_515.pdf>. Acesso em: 08 out. 2014.

RIBEIRO, V. S. et al. Infant mortality: comparison between two birth cohorts from Southeast and Northeast, Brazil. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 38, n. 6, p. 773-79, dez. 2004.

RIOS-NETO, E. L. G.; MARTINE, G.; ALVES, J. E. D. Oportunidades perdidas e desafios críticos: a dinâmica demográfica brasileira e as políticas públicas. Belo Horizonte: ABEP: UNFPA: CNPD, 2009.

RIPSA. Rede Interagencial de Informação para a Saúde. **Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações**. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2008. 349 p.

RIPSA. Rede Interagencial de Informação para a Saúde. **Taxa de mortalidade infantil**. 2012. Disponível em: <http://fichas.ripsa.org.br/2012/C-1/?l=pt_BR>. Acesso em: 13 jun. de 2015.

RIPSA. Rede Interagencial de Informação para a Saúde. **Razão entre óbitos informados e estimados**. 2012a. Disponível em: < http://fichas.ripsa.org.br/2012/a-18/?l=pt_BR>. Acesso em: 16 jun. de 2015.

ROCHA, S. O programa Bolsa Família Evolução e efeitos sobre a pobreza. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 20, n. 1, p. 113-139, abr. 2011.

ROMERO, D. E. **Avaliação dos critérios para o cálculo direto da taxa de mortalidade infantil**. Textos para discussão, n. 5 In: Secretaria de Estado de Planejamento e Gestão/ Programa Estado para Resultados, 2009.

RONCALLI, A. G.; LIMA, K. C. Impacto do Programa Saúde da Família sobre indicadores de saúde da criança em municípios de grande porte da região Nordeste do Brasil. **Revista Ciência & Saúde Coletiva**, v. 11, n. 3, p. 713-724, 2006.

ROSEN, G. **Uma História da Saúde Pública**. São Paulo: Editora Unesp/Editora Hucitec. Rio de Janeiro: ABRASCO, 1994.

ROUQUAYROL, M. Z.; ALMEIDA FILHO, N. (Orgs.). **Epidemiologia e Saúde**. 5.ed. Rio de Janeiro: Medsi, 1999.

RUTSTEIN, D. D.; BERENBERG, W.; CHALMERS, T. C.; CHILD, C. G.; FISHMAN, A. P.; PERRIN, E. B. Measuring the quality of medical care: a clinical method. **New England Journal of Medicine**, v. 294, n. 11, p. 582-8, mar. 1976.

RUTSTEIN, S. O. Factors associated with trends in infant and child mortality in developing countries during the 1990s. **Bulletin of the World Health Organization**, v. 78, n. 10, p. 1256-70, 2000.

SADOSKY, M. **Cálculo numérico e gráfico**. Tradução de João Luís Escosteguy Merino. Rio de Janeiro: Interciência, 1980. 306p.

SANTANA, J. A. A evolução dos programas de transferência de renda e o Programa Bolsa Família. In: XVI ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS/ABEP, 16., 2007, Belo Horizonte. **Anais...**

SANTOS, M.; SILVEIRA, M. L. **O Brasil: Território e Sociedade no início do século 21**. Rio de Janeiro: Record, 2001a. 473 p.

SARDINHA, L. M. V. **Mortalidade infantil e fatores associados à atenção à saúde: estudo caso-controle no Distrito Federal (2007-2010)**. 2014. 168f. Tese (Doutorado em Medicina Tropical) – Programa de Pós-Graduação de Medicina Tropical, Universidade de Brasília, Brasília.

SCATTOLIN, F. A. A.; DIOGO, M. J. D'E.; COLOMBO, R. C. R. Correlação entre instrumentos de qualidade de vida relacionada à saúde e independência funcional em idosos com insuficiência cardíaca. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 23, n. 11. nov. 2007.

SCHOEPS, D. et al. Fatores de risco para mortalidade neonatal precoce. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 41, n. 6, p. 1013-22, dez. 2007.

SCHELL, C. O. et al. Socioeconomic determinants of infant mortality: a worldwide study of 152 low, middle, and highincome countries. **Scandinavian Journal of Public Health**, v. 35, n. 3, p. 288-97, 2007.

SCHMIDT, C. M. C. **Modelo de regressão de Poisson aplicado à área da saúde**. 2003. 98f. Dissertação (Mestrado em Modelagem Matemática) – Universidade Regional do Noroeste do Estado do Rio Grande do Sul, Ijuí.

SCHNEIDER, M. C. et al. Métodos de mensuração das desigualdades em saúde. **Revista Panamericana de Salud Pública**, v. 12, n. 6, p. 1-17, 2002.

SCOCHI, M. J. Evolução da mortalidade por causas evitáveis e expansão dos recursos municipais de saúde em Maringá, Paraná. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 32, n. 2, p. 129-36, abr. 1999.

SEN, A. ¿Por qué la equidade en salud? **Revista Panamericana de Salud Publica**, Washington, v. 11, n. 5-6, p. 302-309, maio/jun. 2002.

SEADE. Fundação Sistema Estadual de Análise de Dados. Pesquisa de Condição de Vida – PCV 2006. **Demografia**. Disponível em: <<http://produtos.seade.gov.br/produtos/pcv/pdfs/demografia.pdf>>. Acesso em: 24 ago. de 2015.

SECRETARIA DE SAÚDE/SP. **Diminui o índice de mortalidade infantil no Brasil**. Disponível em: <<http://www.saude.sp.gov.br/instituto-de-saude/homepage/ultimas-noticias/diminui-o-indice-de-mortalidade-infantil-no-brasil>>. Acesso em: 09 set. de 2015.

SHAH, C. P.; KAHAN, M.; KRAUSER, J. The health of children of low-income families. **Canadian Medical Association Journal**, v. 137, n. 6, p. 485-90, sep. 1987.

SHAHIDUR, R. K.; KOOLWAL, G. B.; SAMAD, H. A. **Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices**. World Bank Publications, 2010.

SHEI, A. Brazil's Conditional Cash Transfer Program Associated With Declines In Infant Mortality Rates. **Health Affairs**, v.32, n. 7, p. 1274-1281, jul. 2013.

SIEGEL, S. **Estatística não paramétrica**., São Paulo: Editora McGraw Hill do Brasil, 1981.

SILVA, C. A. et al. Fatores de risco para mortalidade infantil em município do Nordeste do Brasil: linkage entre bancos de dados de nascidos vivos e óbitos infantis – 2000 a 2002. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 9, n. 1, p. 69-80, 2006.

SILVA, E. S. A.; PAES, N. A. Efeitos do Programa Bolsa Família e Estratégia Saúde da Família sobre a Mortalidade Infantil no Semiárido Brasileiro para Dados em Painel. In: VII CONGRESO DE LA ASOCIACIÓN LATINOAMERICANA DE POBLACIÓN E XX ENCONTRO NACIONAL DE ESTUDOS POPULACIONAIS DA ABEP, 2016, Foz do Iguaçu/PR – Brasil. **Anais eletrônicos...** Disponível em: <http://187.45.187.130/~abeporgb/xxencontro/files/_paper/497-395.pdf>. Acesso em: 07 dez. 2016.

SILVA, E. S. A.; PAES, N. A. Estratificação para o Estudo da Mortalidade Infantil e do Bolsa Família no Semiárido Brasileiro. In: **A Gestão da Proteção Social em Debate [livro eletrônico]**. CONSERVA, M. S.; ALVES, J. M.; SILVA, E. L. P. (Orgs.). João Pessoa: Editora do CCTA, 2016. Disponível em: <http://security.ufpb.br/ccta/contents/publicacoes/ebook-a-gestao-da-protecao-social-em-debate/ebook-tematico-1_a-gestao-da-protecao-social_concluid.pdf>. Acesso em: 10 mai. 2017.

SILVA, L. M. V. et al. Desigualdades na mortalidade, espaço e estratos sociais. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 33, n. 2, p. 187–197, abr. 1999.

SILVA, L. M. V. et al. Brechas redutíveis de mortalidade em capitais brasileiras (1980-1998). **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 14, n. 4, p. 203-222, dez. 2005.

SILVA, M. O. S. et al. **O Bolsa Família: Verso e Reverso**. Campinas: Papel Social, 2016.

SILVA, V. L. et al. Associação entre carência social e causas de morte entre idosos residentes no Município de Recife, Pernambuco, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 5, p. 1013-23, mai. 2008.

SILVEIRA, M. L. O Brasil: Território e Sociedade no Início do Século 21 – A História de um Livro. **ACTA Geográfica**, Ed. Esp. Cidades na Amazônia Brasileira, p.151-163, 2011.

SIMÕES, C. C. S. **A mortalidade infantil na transição da mortalidade no Brasil: um estudo comparativo entre o Nordeste e o Sudeste**. 1997. 141f. Tese (Doutorado) – Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte.

SMITH, L. C.; HADDAD, L. Overcoming Child Malnutrition in Developing Countries: Past Achievements and Future Choices. 2000; Washington, International Food Policy Research Institute. Food, Agriculture, and the Environment – Discussion Paper 30.

SOUSA, M. F.; XIMENES, D. A.; JAIME, P. C. (organizadores). Resultados, avanços e desafios das condicionalidades de saúde do Programa Bolsa Família. **Cadernos de Estudos Desenvolvimento Social em Debate**, Brasília, n. 17, 2014. Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome; Secretaria de Avaliação e Gestão da Informação. ISSN 1808-0758.

SOUZA, A. C. et al. Underlying and proximate determinants of diarrhoea-specific infant mortality rates among municipalities in the state of Ceara, North-east Brazil: an ecological study. **Journal of Biosocial Science**, v. 33, n. 2, p. 227-44, abr. 2001.

SOUZA, T. C. **Ensaio sobre modelos de regressão com dispersão variável**. 2011. 140f. Tese (Doutorado em Estatística) – Programa de Pós-Graduação em Estatística, Universidade Federal da Paraíba, Recife.

SPOSATI, A. Tendências latino-americanas da política social pública no século 21. **Revista Katálisis**, Florianópolis, v. 14, n. 1, p. 104-115, jan./jun. 2011.
Stata Statistical Software, Version 12.0. [Programa computacional]. College Station, TX, E.U.A.: StataCorp LP; 2011.

SZWARCWALD, C. L. Strategies for improving the monitoring of vital events in Brazil. **International Journal of Epidemiology**, v. 37, n. 4, p. 738-44, aug. 2008.

TARLOV, A. Social determinants of health: the socio-biological translation. In: BLANE, D.; BRUNNER, E.; WILKINSON, R. (Org.). **Health and Social Organization**. London: Routledge, 1996. p. 71-93

TAUCHER, E. La mortalidad en Chile desde 1955 a 1975: tendencias y causas. **Notas de Población**, v. 6, n. 18, p. 113-142, 1978.

UNICEF. Fundo das Nações Unidas para a Infância. **Poverty Reduction Begins with Children**. New York: UNICEF; 2000. Available at: <http://www.unicef.org/publications/files/pub_poverty_reduction_en.pdf>. Acesso em: 08 nov. 2016.

UNICEF. Fundo das Nações Unidas para a Infância. **Situação da infância brasileira, 2006**. Brasília, DF, 2005.

UNICEF. Fundo das Nações Unidas para a Infância. **Avanços e desafios – A Redução da Mortalidade Infantil em Alagoas**. Coordenação-geral de Cristina Albuquerque e Jane Santos. Brasília, DF: UNICEF, 2012.

WAGSTAFF, A. et al. Child health: reaching the poor. **American Journal of Public Health**, v. 94, n. 5, p. 726-36, 2004.

WHITE, H. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. **Journal of the Econometric Society**, v. 48, n. 4, p. 817-838, may. 1980.

WHO. World Health Organization. World Health Report 2008 – Primary Health Care: now more than ever. Geneva: WHO, 2008.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory Econometrics, a modern approach**. 3rd edition. Cincinnati, US: South-Western College Pub, 2005.

WOLF, M. R.; BARROS FILHO, A. A. Estado nutricional dos beneficiários do Programa Bolsa Família no Brasil – uma revisão sistemática. **Revista Ciência & Saúde Coletiva**, v. 19, n. 5, p. 1331-8, 2014.

WORLD BANK. **Conditional cash transfer**. A World Bank Policy Research Report. Washington: WB; 2009.

VASCONCELOS, A. M. N.; GOMES, M. M. F. Demographic transition: the Brazilian experience. **Epidemiologia e Serviço Saúde**, Brasília, v. 21, n. 4, p. 539-48, dez. 2012.

VEDOVATO, M. A.; LOURENÇO, R. W.; DONALISIO, M. R. Análise espacial da mortalidade infantil e suas relações sócio-ambientais na área urbana de Rio Claro, SP, BR. **Sociedade & Natureza**, Uberlândia, v. 23, n. 3, p. 435-452. set./dez. 2011.

VICTORA, C. G. Intervenções para reduzir a mortalidade infantil pré-escolar e materna no Brasil. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 4, n. 1, 2001.

VÍCTORA, C.; BARROS, F. Infant mortality due to perinatal causes in Brazil: trends, regional patterns and possible interventions. **São Paulo Medical Journal**, São Paulo, v. 119, n. 1, p. 33-42, jan. 2001.

VIEIRA, L. A. S. A mortalidade infantil como reflexo da desigualdade social e a atenção a saúde. **Saúde em Debate**, n. 24, p. 90-7, dez. 2001.

VILELA, M. B. R.; BONFIM, C.; MEDEIROS, Z. Mortalidade infantil por doenças infecciosas e parasitárias: reflexo das desigualdades sociais em um município do Nordeste do Brasil. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, Recife, v. 8, n. 4, p. 455-461, oct./dec. 2008.

ZANINI, R. R. et al. Infant mortality trends in the State of Rio Grande do Sul, Brazil, 1994-2004: a multilevel analysis of individual and community risk factors. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 25, n. 5, p. 1035-45, mai. 2009.

ZAR, J. **Biostatistical Analysis**. Upper Saddle River – NJ: Prentice-Hall, 1999.

Apêndice A - Resultados dos modelos de regressão de efeitos fixos gerados utilizando o software estatístico Stata

Tabela 5- Modelos de regressão de efeitos fixos, Semiárido brasileiro, 2004-2010

Variáveis Independentes	Taxa de Mortalidade Infantil, β (IC de 95%)						
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7
	Fatores Socioeconômicos	Fatores Socioeconômicos e Demográficos	Atenção à Saúde	Atenção à Saúde e Demográficos	Fatores Socioeconômicos, Atenção à Saúde, Demográficos e Interações	Fatores Socioeconômicos, Atenção à Saúde, Demográficos e Interações	Fatores Socioeconômicos, Atenção à Saúde, Demográficos e Interações
Cobertura do Bolsa Família	-0,032 ^c (-0,039, -0,026)	-0,030 ^c (-0,037, -0,024)	-0,203 ^c (-0,215, -0,191)	-0,088 ^c (-0,097, -0,079)	-0,031 ^c (-0,038, -0,024)	-0,022 ^d (-0,042, -0,002)	-0,022 ^c (-0,036, -0,009)
Cobertura da ESF			-0,041 ^c (-0,046, -0,035)	-0,010 ^c (-0,014, -0,005)	0,002 (-0,001, 0,005)	-0,042 ^d (-0,076, -0,008)	-0,015 ^c (-0,026, -0,004)
Cobertura de consultas de pré-natal			-0,187 ^c (-0,195, -0,179)	-0,073 ^c (-0,079, -0,066)	-0,015 ^c (-0,020, -0,010)	-0,015 ^c (-0,020, -0,010)	-0,025 ^c (-0,030, -0,020)
Taxa de Fecundidade Total		2,960 ^c (2,560, 3,361)		14,894 ^c (14,518, 15,270)	2,884 ^c (2,483, 3,286)	2,890 ^c (2,488, 3,291)	4,136 ^c (3,716, 4,555)
Taxa de analfabetismo (15 anos ou mais)	1,576 ^c (1,526, 1,626)	1,361 ^c (1,303, 1,418)			1,337 ^c (1,279, 1,395)	1,333 ^c (1,276, 1,391)	1,818 ^c (1,767, 1,870)
População urbana	0,024 ^c (0,008, 0,039)	0,027 ^c (0,012, 0,043)			0,028 ^c (0,013, 0,044)	0,028 ^c (0,013, 0,044)	0,030 ^c (0,014, 0,047)
Renda per capita	-0,070 ^c (-0,074, -0,066)	-0,063 ^c (-0,067, -0,059)			-0,062 ^c (-0,066, -0,058)	-0,062 ^c (-0,066, -0,058)	
Pessoas dom. abast. água esg. san. inad.	-0,020 ^d (-0,037, -0,003)	-0,015 (-0,031, 0,002)			-0,015 (-0,032, 0,002)	-0,014 (-0,030, 0,003)	0,030 ^c (0,013, 0,048)
Interação PBF x ESF (1)						0,001 (-0,000, 0,001)	
Interação ESF x ESF (2)						0,001 ^c (0,000, 0,001)	0,000 ^c (0,000, 0,000)
Interação ESF ² x PBF (3)						-0,000 ^c (-0,000, -0,000)	-0,000 ^c (-0,000, -0,000)
R ² (within)	0,846	0,851	0,452	0,710	0,851	0,852	0,832

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados do Atlas do Desenvolvimento Humano no Brasil (FJP/IPEA/PNUD), Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário (MDSA) e Ministério da Saúde (MS).

Nota: ^c p < 0,01; ^d p < 0,05. Os testes de diagnóstico de Hausman, Chow e LM de Breusch-Pagan verificaram que o modelo com efeitos fixos foi mais adequado. Os resultados obtidos ao utilizar o software Stata foram muito similares aos obtidos nas Tabelas 4.11, 4.12, 4.13 e 4.14 do item Resultados e Discussões (análises realizadas utilizando o software R).

Apêndice B – Justificativa da Ausência do Comitê de Ética em Pesquisa

Ilmo. Sr. Coordenador do Programa de Pós Graduação em Modelos de Decisão e Saúde - (PPGMDS) do Centro de Ciências Exatas e da Natureza (CCEN) da Universidade Federal da Paraíba (UFPB).

Prof. Dr. **JOÃO AGNALDO DO NASCIMENTO**

EVERLANE SUANE DE ARAÚJO DA SILVA, brasileira, casada, aluna regularmente matriculada no Programa de Pós Graduação em Modelos de Decisão e Saúde - (PPGMDS) do Centro de Ciências Exatas e da Natureza (CCEN) – Nível Doutorado, sob o número 2014105812, residente e domiciliada na rua João Miguel de Souza, 547, Ernesto Geisel, João Pessoa/PB, fones (83)98724-4046/(83)99934-6760, e-mail: everlanesuane@hotmail.com, tendo como orientadores os professores Dr. Neir Antunes Paes e Dr. Cesar Cavalcanti da Silva. Vem à presença de Vossa Senhoria, com o respeito de sempre, informar que após a aprovação e publicação da Resolução nº 510/16 do Conselho Nacional de Saúde, “Não serão registradas nem avaliadas pelo Sistema CEP/CONEP, as pesquisas que utilizem informações de domínio público, tudo como estabelece o inciso III, do parágrafo único do artigo 1º da Resolução nº 510/16 do Conselho Nacional de Saúde.

João Pessoa-PB, 18 de julho de 2016.

EVERLANE SUANE DE ARAÚJO DA SILVA

Anexo 1- Script para Análise de Dados em Paineis no Software Estatístico R¹

```
install.packages("tseries")
install.packages("foreign")
install.packages("plm")
install.packages("lmtest")
library(tcltk)
require(foreign)
require(plm)
require(lmtest)
dados <- read.table("F:\\TESE 2016\\Tese_2017\\R\\dados1.txt", header = TRUE, sep = ";",
dec=",")
attach(dados)
####Teste de Chow ####Pooled x Efeito Fixo
pFtest(fixo, pooled)
####Teste LM de Breusch-Pagan ####Pooled x Efeito Aleatório
plmtest(pooled, type=c("bp"))
####Teste de Hausman ####Efeito Fixo x Efeito Aleatório
phtest(fixo, aleatorio)

####Painel Pooled####
pooled<-plm(a~b+c+e+f+g+h+i+l+z+w+r, data=dados, index=c("id", "ano"), model =
"pooling")
summary(pooled)

####Painel com Efeito Fixo####
fixo<-plm(a~b+c+e+f+g+h+i+l+z+w+r, data=dados, index=c("id", "ano"), model = "within")
summary(fixo)

####Painel com Efeito Aleatório####
aleatorio<-plm(a~b+c+e+f+g+h+i+l+z+w+r, data=dados, index=c("id", "ano"), model =
"random")
summary(aleatorio)
```

¹ O script foi adaptado de Machado, 2016.

```
###Autocorrelação e Heterocedasticidade###
```

```
pbgtest(fixo)
```

```
library(lmtest)
```

```
bptest(a~b+c+e+f+g+h+i+l+z+w+r + factor(id), data=dados, studentize=F)
```

```
###Erro Padrão Robusto###
```

```
coeftest(fixo, vcovHC(fixo, method="arellano"))
```

```
coeftest(fixo, vcovHC(fixo, method="white1"))
```

```
coeftest(fixo, vcovHC(fixo, method="white2"))
```

Anexo 2 - Script para geração dos mapas da Figura 4.2

```
####Mapa do Espaço Geográfico do Semiárido Brasileiro####
####Abrindo o pacote####
library(maptools)
gpclibPermit()

####Chamando os mapas####
mapa<-
readShapePoly("C:\\Kelfanio\\UFPB\\PIBIC\\script_mapas\\pasta\\divisao_municipal_sab.shp
")
mapa1<-
readShapePoly("C:\\Kelfanio\\UFPB\\PIBIC\\script_mapas\\pasta_2\\divisao_estadual_sab.sh
p")

####Lendo os dados####
dados=read.csv2(file='mapa_everlane.csv',sep=";")
attach(dados)

####Escala geográfica e rosa dos ventos####
####Escala geográfica####
scalebar <- function(loc,unit="km",division.cex=.8,...) {
  if(missing(loc)) stop("loc is missing")
  centroides<-coordinates(mapa)
  length<-as.numeric(
    sprintf("%0.2f", abs(abs(max(centroides[,1]))-abs(min(centroides[,1])))/2))
  x <- c(0,length/c(4,2,4/3,1),length*1.1)+loc[1]
  y <- c(0,length/(10*3:1))+loc[2]
  cols <- rep(c("black","white"),2)
  for (i in 1:4) rect(x[i],y[1],x[i+1],y[2],col=cols[i])
  for (i in 1:5) segments(x[i],y[2],x[i],y[3])
  labels <- x[c(1)]-loc[1]
  labels<- append(labels, sprintf("%0.2f",length*111.12/2))
  labels<- append(labels,paste(sprintf("%0.2f",length*111.12),unit))
}
```

```
text(x[c(1,3,5)],y[4],labels=labels,adj=.5,cex=division.cex)}
scalebar (c(-49,-18))
```

```
####Rosa dos ventos####
```

```
RosaDosVentos <- function(loc,size,bearing=0,cols,cex=1,...)
{if(missing(loc)) stop("loc is missing")
  if(missing(size)) stop("size is missing")
  if(missing(cols)) cols <- rep(c("white","black"),8)
  radii <- rep(size/c(1,4,2,4),4)
  x <- radii[(0:15)+1]*cos((0:15)*pi/8+bearing)+loc[1]
  y <- radii[(0:15)+1]*sin((0:15)*pi/8+bearing)+loc[2]
  for (i in 1:15)
  {
    x1 <- c(x[i],x[i+1],loc[1])
    y1 <- c(y[i],y[i+1],loc[2])
    polygon(x1,y1,col=cols[i])
  }
  polygon(c(x[16],x[1],loc[1]),c(y[16],y[1],loc[2]),col=cols[16])
  b <- c("L","N","O","S")
  for (i in 0:3) text((size+par("cxy")[1])*cos(bearing+i*pi/2)+loc[1],
    (size+par("cxy")[2])*sin(bearing+i*pi/2)+loc[2],b[i+1],cex=cex)}
RosaDosVentos (c(-47,-5),0.8)
```

```
####Mapas - Taxa de Mortalidade Infantil####
```

```
####1991####
```

```
classes=c(0,25.00001,50.00001,75.00001,100.00001,130)
legenda = c('\u2264 25','25 - 50','50 - 75','75 - 100','> 100')
cores = c("Cyan","Green","Yellow","#FF6600","#8C1717")
plot(mapa, border = "gray30", axes = FALSE,col=cores[findInterval(X1991, classes,
all.inside=TRUE)])
par(new = T)
plot(mapa1, border="gray0")
legend(x="bottomright", legend=legenda, fill=cores, bty="n")
text(-36,-2.8,"1991")
```

```
scalebar (c(-49,-18))
```

```
RosaDosVentos (c(-47,-5),0.8)
```

```
###2000###
```

```
classes=c(0,25.00001,50.00001,75.00001,100.00001,130)
```

```
legenda = c('\u2264 25','25 - 50','50 - 75','75 - 100','> 100')
```

```
cores = c("Cyan","Green","Yellow","#FF6600","#8C1717")
```

```
plot(mapa, border = "gray30", axes = FALSE,col=cores[findInterval(X2000, classes,
all.inside=TRUE)])
```

```
par(new = T)
```

```
plot(mapa1, border="gray0")
```

```
legend(x="bottomright", legend=legenda, fill=cores, bty="n")
```

```
text(-36,-2.8,"2000")
```

```
scalebar (c(-49,-18))
```

```
RosaDosVentos (c(-47,-5),0.8)
```

```
###2010###
```

```
classes=c(0,25.00001,50.00001,75.00001,100.00001,130)
```

```
legenda = c('\u2264 25','25 - 50','50 - 75','75 - 100','> 100')
```

```
cores = c("Cyan","Green","Yellow","#FF6600","#8C1717")
```

```
plot(mapa, border = "gray30", axes = FALSE,col=cores[findInterval(X2010, classes,
all.inside=TRUE)])
```

```
par(new = T)
```

```
plot(mapa1, border="gray0")
```

```
legend(x="bottomright", legend=legenda, fill=cores, bty="n")
```

```
text(-36,-2.8,"2010")
```

```
scalebar (c(-49,-18))
```

```
RosaDosVentos (c(-47,-5),0.8)
```