

## Análise Temporal e Regional da Influência da Estratégia Saúde da Família na Taxa de Mortalidade Infantil

Temporal and regional analysis of the influence of the Family Health Strategy on the infant mortality rate

Bruno Silva de Moraes Gomes<sup>1</sup>  
Suzana Quinet de Andrade Bastos<sup>2</sup>  
Mariana Rezende e Silva<sup>3</sup>  
Ana Maria de Paula Moraes<sup>4</sup>

**Resumo:** O trabalho analisa a Estratégia Saúde da Família (ESF) utilizando como principal variável a taxa de mortalidade infantil (TMI) total e seis causas ligadas à atenção básica de saúde. Utiliza dados em painel para os municípios brasileiros de 1998 a 2019, considerando diferentes regiões e fases da ESF. Os resultados mostram que: o número de pessoas cadastradas na ESF e o tempo de aderência ao programa são fatores fundamentais na redução da TMI; os melhores efeitos da ESF ocorreram na região nordeste, e o período de menor redução da TMI foi de 2004 a 2008.

**Palavras-chave:** Estratégia Saúde da Família (ESF); Taxa de mortalidade infantil (TMI); Dados em Painel.  
**Classificação JEL:** I18; I14.

**Abstract:** This paper analyzes the Family Health Strategy (FHS) using the total infant mortality rate (IMR) as the main variable and six causes related to primary health care. Panel data is used for Brazilian municipalities from 1998 to 2019, considering different regions and phases of the FHS. The results show that: the number of people registered in the FHS and the time of adherence to the program are fundamental factors in reducing IMR; the best effects of the FHS occurred in the Northeast region, and the period with the lowest reduction in IMR was from 2004 to 2008.

**Keywords:** Family Health Strategy. Infant Mortality rate. Panel data.

**JEL Classification:** I18; I14.

<sup>1</sup> Professor de Economia do IFRJ Campus Niterói e do PPGER/UFRRJ. E-mail: bruno.gomes@ifrj.edu.br.  
Orcid: <https://orcid.org/0000-0003-3149-7454>

<sup>2</sup> Professora Titular de Economia do PPGE/UFJF. E-mail: quinet.bastos@ufjf.edu.br.  
Orcid: <https://orcid.org/0000-0002-8080-1486>

<sup>3</sup> Consultora Técnica de Regulação Tarifária e Econômica no Banco Interamericano de Desenvolvimento.  
E-mail: rezendes\_mariana@hotmail.com

<sup>4</sup> Consultora junto ao Conselho Administrativo de Defesa Econômica. E-mail: anammoraiss@gmail.com.

## 1. Introdução

A atenção básica, ou atenção primária em saúde, é a porta de entrada da população no sistema de saúde brasileiro. Ou seja, é o atendimento inicial. A atenção básica engloba um conjunto de ações no âmbito individual e coletivo que promove a proteção, o diagnóstico, tratamento, reabilitação, redução de danos e a manutenção da saúde, com o objetivo de desenvolver a atenção integral que impacta positivamente a saúde da população (Albuquerque e Stotz, 2004). A Atenção Básica é estruturada por um conjunto de iniciativas, com o objetivo de cuidar da população no ambiente em que vive, sendo a principal delas, a Estratégia Saúde da Família (ESF).

A ESF busca promover a qualidade de vida da população e intervir nos fatores que colocam a saúde em risco, como falta de atividade física, má alimentação, uso de tabaco, dentre outros. As equipes de saúde da família estabelecem vínculos com a população, que permitem que se conheça a pessoa, a família e a vizinhança. Isso garante uma maior adesão do usuário aos tratamentos e às intervenções propostas pela equipe de saúde. O resultado dessa política é que diversos problemas de saúde são resolvidos na Atenção Básica, sem a necessidade de intervenção de média e de procedimentos de alta complexidade em uma Unidade de Pronto Atendimento (UPA 24h) ou hospital.

Quando da sua implementação, a ESF no Brasil privilegiava municípios de maior risco social, e depois se expandiu para os demais municípios. A expansão comprova a adesão de gestores estaduais e municipais aos seus princípios (Escorel *et al.*, 2002). Em 2019, havia 43.190 equipes da ESF no Brasil, alocadas em 98,4% dos 5.570 municípios, atendendo em torno de 64% da população, ou 133 milhões de pessoas. O número de equipes cresceu sistematicamente desde 2007, quando possuía 24.173 equipes, cobrindo cerca de 42% da população (Núcleo Ciência Pela Infância, 2019).

A taxa de mortalidade infantil é um indicador comumente utilizado para acompanhar os avanços das condições básicas de saúde dos países em desenvolvimento (Sousa *et al.*, 2016). O óbito infantil pode ser prevenido, porque muitas causas de mortalidade infantil são consideradas evitáveis, ou seja, os conhecimentos e as tecnologias existentes permitem intervenções eficazes de modo que tais condições jamais ou raramente evoluem a óbito (Boing, 2008; Saltarelli *et al.*, 2019). Para Malta e Duarte (2007) quando se trata da saúde infantil, muitas mortes podem ser evitadas pela melhoria das condições de vida e pela ampliação do acesso à atenção primária de saúde.

Nos últimos anos, o Brasil ganhou destaque no cenário internacional por ter conseguido uma grande redução na taxa de mortalidade infantil. Em 2000, a taxa de mortalidade de crianças era de 29,0 por mil nascidos vivos; já em 2010, passou para 17,22, em 2015 caiu para 13,8, chegando em 2017 em cerca de 12,4 mortes por 1.000 nascidos vivos, segundo o DATASUS (Núcleo Ciência Pela Infância, 2019).

Neste contexto, este trabalho tem como objetivo analisar a Estratégia Saúde da Família nos municípios brasileiros bem como uma análise individual para os municípios da Região Nordeste (que é tida na literatura como aquela com melhores resultados) considerando as diferentes causas da mortalidade infantil que podem ser reduzidas pela

atenção básica. Assim, utiliza-se como principal variável observada a taxa de mortalidade infantil total e por seis causas ligadas à atenção básica de saúde: (i) doenças infecciosas e parasitárias, (ii) doenças endócrinas, nutricionais e metabólicas, (iii) doenças do aparelho respiratório, (iv) por má formação, (v) por sintomas e sinais, e (vi) por afecções originadas no período perinatal,

O trabalho utiliza variáveis demográficas e sanitárias, além de dados de cobertura e acesso à saúde como variáveis explicativas. A estratégia empírica consiste na estimação de dados em painel para os municípios brasileiros no período de 1998 a 2019, considerando as diferentes regiões do Brasil e as fases da ESF definidas por Bastos, Gomes e Cruz (2018): implantação (1998-2003), expansão (2004-2008) e consolidação (2009-2013). Essa última fase foi estendida até 2019.

Busca-se encontrar indícios de que a adesão do município à ESF trouxe resultados positivos na queda da mortalidade infantil, sendo o tempo de adesão ao programa um fator influenciador. Além disso, acredita-se que as diferenças entre as taxas de mortalidade infantil possam ser influenciadas pelas características regionais e pelas desigualdades socioeconômicas historicamente construídas entre o Sul e o Norte do país.

O presente artigo insere-se na literatura da Economia da Saúde, sendo que nesta os artigos não avaliam as causas da mortalidade infantil para melhor entendimento do impacto da ESF, tampouco utilizam uma variedade de controles, a abrangência temporal de 21 anos e a espacial de todos os municípios brasileiros, levando em consideração as diferentes fases da ESF.

Além dessa introdução, o trabalho divide-se da seguinte forma, a segunda seção apresenta uma breve revisão da literatura sobre a ESF, a terceira apresenta base e a análise descritiva dos dados, a quarta descreve a metodologia e a estratégia empírica, a quinta apresenta os resultados das regressões e, por fim, a sexta seção exibe as considerações finais.

## **2. Estratégia Saúde da Família**

A saúde da família está no primeiro nível de atenção no SUS e é considerada primordial para a organização e o fortalecimento da atenção básica. A partir do acompanhamento de um número definido de famílias, são desenvolvidas ações de promoção da saúde, prevenção, recuperação, reabilitação de doenças e agravos mais frequentes.

A Estratégia Saúde da Família é composta por uma equipe multiprofissional que possui, no mínimo, um médico generalista ou especialista em saúde da família ou médico de família e comunidade, um enfermeiro generalista ou especialista em saúde da família, um auxiliar ou técnico de enfermagem e agentes comunitários de saúde (ACS) (CONASS, 2007).

O médico atende a todos integrantes da família e desenvolve com os demais integrantes da equipe ações preventivas e de promoção da qualidade de vida. O enfermeiro supervisiona o trabalho dos ACS e do auxiliar de enfermagem, realiza consultas e assiste

às pessoas que necessitam de cuidados no domicílio. O auxiliar de enfermagem realiza procedimentos de enfermagem na unidade de saúde, no domicílio, e executa ações de orientação sanitária. O agente de saúde busca conhecer a realidade das famílias com o cadastramento e diagnóstico de suas características sociais, demográficas e epidemiológicas. O número de ACS deve ser suficiente para cobrir 100% da população cadastrada, com um máximo de 750 pessoas por agente e de 12 ACS por equipe de Saúde da Família, não ultrapassando o limite máximo recomendado de pessoas por equipe. E cada equipe de Saúde da Família deve ser responsável por, no máximo, 4.000 pessoas de uma determinada área, que passam a ter corresponsabilidade no cuidado com a saúde.

O projeto e a implantação da ESF nos municípios começam com a identificação das áreas prioritárias; mapeamento do número de habitantes em cada área; cálculo do número de equipes e de agentes comunitários necessários; adequação dos espaços e equipamentos para o funcionamento do programa; solicitação à Secretaria Estadual de Saúde da adesão do município a ESF; seleção, contratação e capacitação dos profissionais que atuarão no programa.

## **2.1. Influência da ESF na Mortalidade Infantil**

Embora não seja seu eixo principal, a ESF apoia o desenvolvimento infantil, como por exemplo, suas equipes identificam problemas comuns e riscos à saúde da população abrangida, executam procedimentos de vigilância à saúde e epidemiológica, promovem ações com a comunidade para enfrentar problemas de forma conjunta. As equipes também realizam trabalhos educativos com mães e crianças. O convívio das equipes com as famílias permite o ensino de melhores práticas e mudança de hábitos na alimentação, na higiene e limpeza e, também, para lidar com problemas de saúde de menor complexidade. Além dessas ações, as equipes implementam medidas conjuntas com outros setores sociais (educação, assistência e desenvolvimento social), devido à sua inserção associada a um território (Núcleo Ciência Pela Infância, 2019).

Em termos empíricos, Campos, Aguiar e Oliveira (2002), constataram uma menor cobertura da ESF em municípios de grande porte, como por exemplo, as regiões metropolitanas e em municípios muito pequenos. Esses últimos, por não serem habilitados nas modalidades de gestão municipal do SUS e devido à falta de profissionais para cobrir as ações, sofrem com a ausência de uma estrutura eficiente de organização do sistema de saúde. No entanto, a cobertura nos municípios pequenos vem sendo incentivada pelo Programa de Interiorização do Trabalho em Saúde (PITS).

Em contrapartida, para Rodrigues e Ramires (2008) existe uma menor dificuldade de implementar a ESF em municípios de pequeno porte, pois estes apresentam pequena capacidade instalada e não possuem uma rede consolidada de assistência. Em municípios onde já existe uma maior oferta de atenção básica de saúde, a população é resistente quanto à substituição de especialistas. Para Vanderlei e Navarrete (2013) são os profissionais de saúde que se mostram os mais resistentes à implementação da ESF, pois argumentam ser

um trabalho precário, com menor estabilidade, que exige dedicação exclusiva com carga horária elevada e sem flexibilidade.

Com relação à mortalidade infantil, Oliveira e Latorre (2010) constataram que programas como a ESF contribuíram para a redução das internações e da mortalidade por diarreia em crianças menores de um ano.

Em termos municipais, Souza (2013) verificou que os municípios brasileiros que não estavam abrangidos pela ESF tiveram taxa de mortalidade infantil superior a 10% em comparação àqueles que tinham, apontando uma relação de causalidade negativa entre ESF e taxa de mortalidade infantil. Aquino, Oliveira e Barreto. (2009) ao estudarem o impacto da cobertura do PSF na mortalidade infantil em 771 dos 5.561 municípios observaram associação negativa, entretanto o impacto do PSF era maior em cidades com maiores taxas de mortalidade infantil. Rasella *et al.* (2010) ao avaliarem os dados de mortalidade em menores de 5 anos e os níveis de cobertura do PSF em 2.601 municípios de 2000 a 2005 encontraram associação negativa estatisticamente significativa sendo as reduções maiores nos municípios com cobertura superior a 70%. Rocha e Soares (2010) observaram uma redução na taxa de mortalidade e um aumento do número de ESFs, sendo que o impacto da ESF foi maior nos municípios que estavam em piores condições antes do programa e nas causas de morte que dependem mais da atenção básica, como as mortes causadas por doenças infecciosas e parasitárias, respiratórias e no período perinatal.

## **2.2. Diferenças Regionais e Determinantes Socioeconômicos**

Bastos, Gomes e Cruz (2018) avaliaram a ESF nos municípios brasileiros conforme o estágio de evolução do programa: implantação (1998 a 2003), desenvolvimento (2004 a 2008) e consolidação (2009 a 2013). Os autores através da metodologia de Análise Envoltória Exploratória de Dados Espaciais (AEDE) constataram que, enquanto a primeira fase caracterizou-se por uma adesão aleatória dos municípios ao programa, nas fases seguintes ocorreu uma grande adesão e a ampliação da cobertura do ESF contribuiu na concentração/fixação da mão de obra dos profissionais de saúde nos municípios principalmente nas regiões Sul e Sudeste (Tabela 1). Tal fato demonstra a necessidade de programas de estímulo para fixar a mão de obra médica nas regiões Norte e Nordeste, que possuem os maiores números de equipes de saúde da família incompletas.

Para Santos, Tejada e Ewerling (2012) fatores como a melhor saúde dos pais, maiores níveis de renda e informação, além de políticas como a ESF têm impacto positivo sobre a saúde na infância. Rasella, Aquino e Barreto (2009) evidenciaram estatisticamente que o impacto do PSF era maior em cidades com menores Índices de Desenvolvimento Humano (IDH).

Para os estados, Macinko, Guanais e Souza (2006) analisando dados de 1990 a 2002, encontraram um aumento de 10% na cobertura do programa associado a uma queda de 4,5% nas taxas de mortalidade infantil, após o controle de outros determinantes. Para os autores a ESF é importante, embora não seja o único fator que contribui para o declínio da mortalidade infantil no Brasil. Ceccon *et al.* (2014) ao analisarem a relação entre

mortalidade infantil e cobertura populacional da Saúde da Família nas 26 unidades da Federação evidenciam aumento de 857% nas equipes da ESF, ampliação de 43% na cobertura populacional e diminuição da mortalidade infantil em 58% no Brasil.

**Tabela 1: A evolução e as fases da ESF**

Fase	Período	Acontecimentos	Descrição
	1994	-	Início do PSF.
	1996	NOB/SUS	Instrumento de regulação do SUS incluindo orientações operacionais e definindo princípios e diretrizes.
		ESF	Transforma o PSF em Estratégia estruturante da organização do SUS.
	1998	SIABE	Implantação do Sistema de dados, para acompanhamento das ações e dos resultados das atividades do ESF.
1 Implantação	1998-2003	2001 NOAS 01	Ênfase na qualidade da Atenção Básica, apoio à entrega de medicamentos e introdução das ações de saúde bucal.
		2003 PROESF	Programa de Expansão e Consolidação da Saúde da Família com maior atenção aos municípios com população superior a 100 mil habitantes.
2 Desenvolvimento	2004-2008	2006 Portaria GM 648	Buscar consolidar e qualificar a ESF como modelo de Atenção Básica e centro ordenador das redes de atenção à saúde no SUS.
		2008 Mais Saúde	Programa que integra a reforma sanitária brasileira com o padrão de desenvolvimento das condições de saúde.
3 Consolidação	2009-2013	2011 Portaria GM 2.488	Revisão da organização da Atenção Básica. Inclui flexibilização da carga horária semanal do médico e cria incentivos para o trabalho em municípios com dificuldade de atração ou retenção de médicos.

Fonte: Elaborado a partir de Bastos, Gomes e Cruz (2018).

Para Ceccon et al (2014), os Estados das Regiões Sul e Sudeste apresentaram as menores prevalências de óbitos e os Estados das Regiões Norte e Nordeste foram responsáveis pelas altas taxas de mortalidade infantil no país. Gomes (2016) salienta que a cobertura populacional realizada pela ESF foi maior nas regiões com as maiores taxas de mortalidade infantil (Norte e Nordeste) as quais demonstraram maiores decréscimos. Silva et al. (2019) ao se concentrarem na análise do Nordeste, estado com um crescimento mais rápido da cobertura da ESF, encontraram uma redução na taxa de mortalidade infantil conforme o programa se expandia.

Lourenço (2014) ao verificar a relação entre o modelo de atenção e mortalidade infantil, no estado de São Paulo, concluiu que a queda da mortalidade infantil foi influenciada pelo crescimento do PIB per capita e pelo modelo Saúde da Família. Venâncio et al. (2016) mostraram que no Estado de São Paulo a ESF teve impacto positivo na redução da mortalidade pós-neonatal e internações por pneumonia em menores de um ano de idade, porém não foi verificado o impacto positivo da mortalidade infantil e neonatal e das hospitalizações por diarreia. Para Silva (2018) as ações envolvendo políticas públicas especialmente a ampliação da ESF reduziu os níveis de fecundidade e mortalidade infantil no semiárido brasileiro.

Vanderlei e Navarrete (2013) reforçam que para Recife (2013), a dificuldade e a resistência dos profissionais de saúde em se fixar através da ESF pode ser uma barreira de acesso das crianças à saúde básica e a prevenção de mortes infantis evitáveis evidenciando assim as desigualdades regionais.

### **3. Base de Dados e Análise Descritiva**

As informações municipais quanto à mortalidade infantil por mil nascidos vivos no período de 1998 a 2019 são disponibilizadas no Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) do DataSUS. A mortalidade infantil representa o número de óbitos de menores de um ano de idade por mil nascidos vivos no município considerado.

Um problema nas análises de mortalidade no Brasil é o sub-registro de óbitos, que pode ter magnitude expressiva, sobretudo, nas regiões Norte e Nordeste, com predomínio entre as crianças com menos de um ano de idade (Szwarcwald, et al. 2002). Entretanto face ao interesse na trajetória do dado ao longo do tempo, essa particularidade não afeta a análise. Além disso, o DataSUS considera indicadores calculados de forma indireta objetivando corrigir os sub-registros dos óbitos (Santos, Jacinto e Tejada, 2012).

Para Noronha et al. (2010), a taxa de mortalidade infantil reflete tanto a saúde das crianças como a dos pais, uma vez que está associada a políticas de saúde preventiva, acesso aos serviços de saúde e aspectos da saúde dos pais, como: a nutrição, os hábitos de vida e as informações sobre saúde.

Analisa-se a mortalidade infantil por seis causas: i) doenças infecciosas e parasitárias (cap. I CID-10, cod. A00-B99); ii) doenças endócrinas, nutricionais e metabólicas (cap. IV CID-10, cod. E00-E90); iii) doenças do aparelho respiratório (cap. X CID-10, cod. J00-J99); iv) por malformações congênitas, deformidades e anomalias cromossômicas; (cap. XVII CID-10, cod. Q00-Q99), v) por afecções originadas no período perinatal (cap. CID-10, cod. P00 e P96) e vi) por sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e de laboratório, não classificados em outra parte (cap. XVIII CID-10, cod. R00-R99).

As cinco primeiras causas fazem parte do grupo de doenças preveníveis pela Estratégia Saúde da Família, dado o maior acesso à informação e melhor acompanhamento das equipes de saúde: i) as doenças infecciosas e parasitárias (doenças infecciosas intestinais como cólera e diarreia, tuberculose, doenças bacterianas, dentre outras) podem ser prevenidas através de bons hábitos de saúde, higienização e saneamento básico

(Vasconcelos, 1998); ii) as doenças endócrinas, nutricionais e metabólicas podem ser evitadas com acompanhamento nutricional; iii) as doenças do aparelho respiratório, que embora possam exigir procedimentos de alta complexidade, podem ser evitadas/tratadas se forem diagnosticadas precocemente (Oliveira *et al.*, 2010); iv) a mortalidade infantil por afecções originadas no período perinatal, segundo Nóbrega *et. al.* (2016), se dá ocorrem predominantes devido a asfixia ao nascer e hipóxia intrauterina e iv) as doenças por má formação, e por sintomas e sinais que estão relacionadas a falhas no rastreamento na gravidez ou no diagnóstico de lesões potencialmente tratáveis, podem ser evitadas pela assistência pré-natal (Malta e Duarte, 2007). Segundo os autores, não é possível estabelecer a causa do óbito da mortalidade infantil por sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e de laboratório, que advém de condições mal definidas.

Existe a preocupação quanto a variáveis omitidas, pois se pode estar relacionando um resultado ao efeito do programa enquanto na verdade a resposta é influenciada por outros fatores. Para controlar o viés de variável omitida utilizam-se variáveis relacionadas (controle), tais como: i) infraestrutura de saúde como o número de visitas domiciliares realizadas por médico por mil habitantes, número de visitas domiciliares realizadas por enfermeiros por mil habitantes, número de pessoas cadastradas na ESF e imunização; ii) condições socioeconômicas, como a taxa de analfabetismo, de desemprego, de trabalho infantil e renda e iii) condições de saneamento.

Para representar as condições de saneamento utiliza-se um conjunto de variáveis: número de domicílios com abastecimento de água, coleta de lixo, energia elétrica e sistema de esgoto. Devido estas variáveis serem altamente correlacionadas, cria-se o índice de condições sanitárias através da técnica multivariada de análise de componentes principais (ACP). As combinações entre as quatro variáveis de saneamento apresentaram correlação acima de 0,9; e o primeiro componente principal expressa 98,3% da estrutura de variância dos dados. Portanto, é suficiente e confiável considerar apenas este primeiro componente para representar as condições de saneamento básico dos municípios. Os resultados da ACP (Apêndice B) indicam que a informação contida nos dados originais pode ser bem representada por um componente. Esse componente apresenta variância maior que 1 e representa mais de 70% da variância total. O índice será utilizado na regressão como variável.

As informações quanto ao número de visitas dos profissionais de saúde, número de famílias e pessoas cadastradas na ESF e saneamento foram obtidas no Sistema de Informação da Atenção Básica (SIAB). Os dados socioeconômicos foram obtidos nas Informações de Saúde (TABNET) do DataSUS. As variáveis de mortalidade e serviços de saúde levam em consideração o local de residência da população e não o local do atendimento.

A Tabela 2 apresenta a análise descritiva dos dados, onde percebe-se que a taxa de mortalidade infantil total, em média, aumentou de 1998 a 2019, porém diminuiu para quatro das seis causas de mortalidade, especialmente para a mortalidade por sintomas e sinais, que foi a que apresentou maior queda. Talvez isso seja um reflexo de maiores cuidados com a

atenção básica. As causas por afecções originadas no período perinatal e malformação cresceram, tendo a última triplicado de valor, em média.

**Tabela 2: Análise Descritiva das variáveis com média, desvio padrão, mínimo e máximo para 1998 e 2019**

	1998				2019			
	Média	Desvio Padrão	Min	Max	Média	Desvio Padrão	Min	Max
<b>Variáveis Dependentes:</b>								
<b>TMI</b>	422,11	1421,84	0,00	26500	492,61	973,94	0,00	14000
<b>TMI doenças infec e paras</b>	50,60	287,91	0,00	7000	14,25	107,60	0,00	2000
<b>TMI doenças end, nut. e met....</b>	10,55	97,02	0,00	2000	5,94	68,45	0,00	1000
<b>TMI doenças respiratórias</b>	29,66	189,44	0,00	5000	18,84	131,02	0,00	3000
<b>TMI malformação</b>	37,82	199,80	0,00	4000	119,95	361,13	0,00	5000
<b>TMI sintomas e sinais</b>	85,60	671,95	0,00	25000	15,54	116,91	0,00	2000
<b>TMI afecções perinatais</b>	186,61	669,54	0,00	15000	281,83	660,42	0,00	8000
<b>Variáveis Explicativas:</b>								
<b>Pessoas no PSF</b>	4290,29	14677,25	0,00	587582	6393,02	90094,10	0,00	4553606
<b>Renda domiciliar</b>	190,42	113,46	35,49	1070	483,40	238,87	95,59	2009
<b>Desemprego</b>	3,44	3,14	0,00	57	6,33	3,68	0,00	39
<b>Trabalho Infantil</b>	18,02	8,41	0,38	83	13,03	8,30	0,00	72
<b>Analfabetismo</b>	29,59	16,45	1,50	86	15,82	9,75	0,90	47
<b>Visitas médicos</b>	91,08	583,00	0,00	16249	623,44	2935,92	0,00	194338
<b>Visitas enf</b>	139,97	688,16	0,00	15620	918,33	5520,38	0,00	384697
<b>Imunização</b>	21233,05	11443,30	0,00	5913423	19548,78	140013,60	0,00	9049249
<b>condições san.</b>	-0,28	0,21	-0,40	3	0,14	3,01	-0,39	125
<b>Anos no programa</b>	18,44	4,14	0,00	22	18,44	4,14	0,00	22

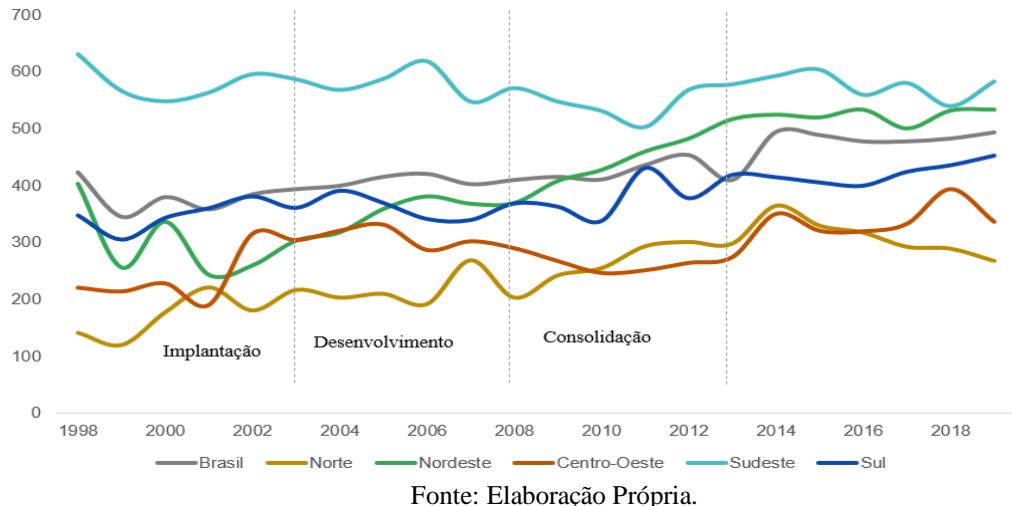
Fonte: Elaboração própria.

O número médio de pessoas cadastradas na ESF aumentou ao longo dos anos, passando, em média, de 248,04 pessoas em 1998 para 644,41 em 2019. Com a expansão da ESF, ocorreu um crescimento também das visitas domiciliares de médicos e enfermeiros, sendo que o aumento foi maior nas visitas de enfermeiros.

As condições socioeconômicas também melhoraram, com crescimento da renda e declínio da taxa de analfabetismo, do desemprego e do trabalho infantil. Com a evolução dos dados socioeconômicos, houve também melhoria das condições sanitárias da população: mais domicílios com acesso à água, coleta de lixo, esgoto e energia elétrica.

A Figura 1 apresenta a evolução da taxa de mortalidade total nas diferentes regiões do país (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul), ao longo das distintas fases da Estratégia Saúde da Família. É possível perceber que existe um crescimento na taxa de mortalidade total no período de consolidação da ESF para o Brasil e todas as regiões. Esse período também foi marcado por grande queda no número de pessoas cadastradas na ESF.

**Figura 1: Taxas de mortalidade total pelas regiões brasileiras nas fases de implantação, desenvolvimento e consolidação de 1998 a 2019**



Fonte: Elaboração Própria.

#### 4. Estratégia Empírica e Metodológica

As estimações são geradas utilizando o modelo de dados em painel como em Macinko, Guanais e Souza (2006) e Rocha e Soares (2010). Considera-se como variável dependente a Taxa de Mortalidade Infantil (TMI), enquanto as variáveis número de pessoas cadastradas na Estratégia Saúde da Família (ESF) e anos de adesão à ESF são as principais variáveis explicativas.

Apreciam as características não observadas dos municípios que são invariantes ao longo do tempo. Essas características podem influenciar a taxa de mortalidade infantil, bem como a escolha de participarem do programa ESF. Portanto, a análise da regressão é feita, por efeitos fixos municipais. A especificação pode ser resumida como (1):

$$\ln TMI_{it} = \beta_0 + (\ln PSF_{it})\beta_1 + \ln X_{it}\beta + \theta_i + \vartheta_{it} \quad (1)$$

onde  $TMI_{it}$  é a taxa de mortalidade infantil no município  $i$  no ano  $t$ ;  $PSF_{it}$  é o número de pessoas cadastradas no programa ESF no município  $i$  no ano  $t$ ;  $X_{it}$  é o conjunto de covariáveis no município  $i$  no ano  $t$ ;  $\theta_i$  é o componente do erro que varia com o município, mas permanece constante ao longo do tempo; e  $\vartheta_{it}$  é o componente do erro que varia com o município ao longo do tempo. Utiliza-se a especificação funcional logarítmica (Log-

Log), o qual consegue captar a elasticidade constante entre as variáveis explicativas e dependentes, a variação em  $\ln TMI_{it}$  por unidade de variação em  $\ln X_{it}$ .

Inicia-se a estimativa por *Pooled Ordinary Least Square* (POLS), seguida por uma segunda estimativa que pode ser feita por efeitos aleatórios ou efeitos fixos. Utiliza-se para analisar a taxa de mortalidade infantil o modelo de dados em painel com efeitos não observados conforme (2):

$$\ln TMI_{it} = \beta_0 + (\ln PSF_{it})\beta_1 + \ln X_{it}\beta_2 + \vartheta_t \quad (2)$$

onde  $\vartheta_{it} = c_i + u_{it}$ ,  $t = 1, \dots, T$  é o erro composto. Para cada  $t$ ,  $\vartheta_{it}$  é a soma do efeito não observado e um erro idiossincrático.

A estimativa por POLS é consistente se  $E(x_{it}\vartheta_{it}) = 0$ . Isto é, as variáveis explicativas não podem ser correlacionadas com os efeitos não observados e o termo de erro (WOOLDRIDGE, 2010). Como existem características não observadas que permanecem constantes nos municípios, deve-se acrescentar ou efeitos fixos municipais na análise, conforme (3):

$$\ln TMI_{it} = \beta_0 + (\ln PSF_{it})\beta_1 + \ln X_{it}\beta_2 + \theta_i \quad (3)$$

em que  $\theta_i$  é o efeito municipal que é fixo.

Aplica-se o modelo de efeitos aleatórios com a intenção de realizar o teste de Hausman (1978), que aponta se o modelo de efeitos fixos é o mais adequado para a estrutura de dados.

Ressalta-se que o modelo de efeitos fixos permite controlar variáveis omitidas que são constantes ao longo do tempo, mas que variam entre municípios (cultura, estrutura organizacional). Ao fazer isso, o modelo remove as diferenças específicas de cada município ao longo do tempo e controla para variáveis não observadas que não mudam no tempo. Isso elimina o viés causado por variáveis omitidas que não variam com o tempo, mas que poderiam ter um efeito importante nas variáveis dependentes. Ao passo que o modelo de Efeitos aleatórios considera que as variáveis omitidas não são correlacionadas com as variáveis independentes do modelo. Ou seja, as diferenças entre os municípios são tratadas como aleatórias, e a omissão de variáveis não cria um viés significativo, desde que as variáveis omitidas não estejam correlacionadas com as explicativas. O modelo de efeitos aleatórios modela as variações não observadas entre municípios de maneira que a correlação entre essas variações e as variáveis independentes seja nula, evitando o viés de variável omitida, sendo útil quando se acredita que a variável omitida tem um efeito aleatório sobre as unidades do painel.

Além dos efeitos fixos municipais que podem influenciar os resultados, pode existir ainda uma tendência não linear entre as regiões. Espera-se que haja uma convergência entre as regiões que possuem piores indicadores de saúde, em direção aos resultados das regiões com melhores indicadores. Ou seja, os resultados da ESF tendem a ser maiores para os estados que se encontravam inicialmente em piores condições de saúde (Rocha; Soares, 2010).

Para verificar se os resultados regionais são diferentes dos encontrados para o Brasil, isto é verificar se a tendência de convergência altera os resultados entre as regiões ao longo do tempo, as estimativas para o Brasil foram repetidas considerando-se apenas o Nordeste.

Assumindo uma amostra aleatória de  $N$  séries individuais e  $T$  períodos ( $y_{it}, \dots, y_{iT}$ ), com  $T$  pequeno e  $N$  grande, considera-se que  $\vartheta_i$  tem momentos finitos e não tem correlação serial.

Ponderam-se as variáveis pela população para evitar que as regressões atribuam o mesmo peso para municípios com populações discrepantes. Além disso, a variância da mortalidade infantil possui uma relação com o tamanho dos municípios. Embora a média da taxa de mortalidade infantil entre 1998 e 2014 tenha sido parecida para os municípios com menos de 50 mil habitantes e com mais de 50 mil habitantes, essa taxa teve uma variância bem maior entre as cidades menos habitadas. As regressões foram realizadas separando os municípios com uma grande população, dos municípios menos populosos, mas como os resultados foram parecidos, se optou por apresentar os resultados agregados.

## 5. Resultados e Discussão

A Tabela 3 mostra os resultados das estimativas por painel de dados de 1998 a 2019 utilizando os modelos *Pooled Ordinary Least Square* (POLS), Efeitos Aleatórios (EA) e Efeitos Fixos (EF) para a taxa de mortalidade infantil total e a Tabela 4 mostra os resultados das estimativas por Efeitos Fixos pelas causas: doenças infecciosas e parasitárias, doenças endócrinas, nutricionais e metabólicas, doenças do aparelho respiratório, por má formação, por sintomas e sinais e afecções originadas no período perinatal. Para analisar todas as tabelas dessa seção, considera-se: \*\*\* Significativo a 1%; \*\* Significativo a 5%; \* Significativo a 10%. E os desvios padrão estão entre parênteses.

Percebe-se que, independentemente do modelo escolhido e para todas as causas de mortalidade infantil, uma maior quantidade de pessoas cadastradas na ESF está relacionada positivamente a uma taxa de mortalidade infantil menor. Sendo essa a principal variável do modelo, com maior coeficiente explicativo.

Outra variável que corrobora com a importância da ESF na diminuição da mortalidade infantil é o tempo que o município possui de cobertura da ESF, que independente do modelo se mostrou significativa e negativa para todas as taxas de mortalidade infantil analisadas. Dessa forma, um maior tempo da implantação do programa no município se correlaciona com menores taxas de mortalidade infantil. Tal relação também foi mencionada por Rocha e Soares (2010) e Bastos, Gomes e Cruz (2018) sem citar as causas que essa associação era maior.

Nota-se, que as variáveis pessoas cadastradas na ESF e anos de adesão à ESF possuem maiores coeficientes quando se considera o modelo de efeitos fixos. Entre os modelos, não se observou mudanças de sinais e pouca variação nos coeficientes. O teste de Haussman ressalta que as estimativas por EF são mais apropriadas. Logo, ao se adotar esse modelo, considera-se que as diferenças municipais das variáveis não observadas e que não mudam ao longo do tempo são removidas, garantindo que as estimativas dos coeficientes

sejam consistentes e confiáveis. Sendo assim, para as demais estimações dessa seção utilizou-se apenas os resultados gerados por EF.

**Tabela 3: Resultados das estimações por painel de dados considerando os modelos POLS, EF e EA de 1998-2019**

<b>Variáveis de controle</b>	<b>Mortalidade Infantil</b>		
	<b>POLS</b>	<b>EF</b>	<b>EA</b>
<b>Pessoas PSF</b>	-0,811*** (0,009)	-0,057*** (0,010)	-0,202*** (0,009)
<b>Visitas médicos</b>	-0,067*** (0,008)	0,002 (0,005)	0,004 (0,005)
<b>Visita enfermeiros</b>	-0,106*** (0,009)	-0,039*** (0,006)	-0,044*** (0,006)
<b>Imunização</b>	-0,286*** (0,006)	-0,127*** (0,004)	-0,153*** (0,004)
<b>Renda domiciliar</b>	-0,261*** (0,022)	0,728*** (0,023)	0,697*** (0,022)
<b>Desemprego</b>	-0,145*** (0,010)	-0,065*** (0,009)	-0,105*** (0,008)
<b>Trabalho infantil</b>	-0,503*** (0,012)	-0,137*** (0,012)	-0,204*** (0,011)
<b>Taxa de analfabetismo</b>	0,132*** (0,019)	0,166*** (0,034)	0,344*** (0,028)
<b>Condições sanitárias</b>	0,08*** (0,003)	-0,006* (0,003)	0,001 (0,003)
<b>Anos no programa</b>	-0,262*** (0,038)	0,000 (omitted)	-0,656*** (0,086)
<b>Constante</b>	18,458*** (0,221)	2,085*** (0,248)	5,847*** (0,324)
<b>Observações</b>	70867	70867	70867
<b>R2</b>	0,285	0,059	0,053
<b>R2 geral</b>	0,285	0,02	0,137
<b>R2 entre</b>		0,046	0,211
<b>Prob &gt; F</b>	0	0	
<b>Hausman</b>		491,92***	
<b>Breusch-Pagan LM Test – chibar<sup>2</sup></b>		2.2e+05	
<b>Breusch-Pagan LM Test – P-Value (chibar<sup>2</sup>)</b>		0,00	

Fonte: Elaboração Própria.

Assim como em Gomes (2016) e Silva *et al.* (2019), ao se considerar apenas a região Nordeste (Tabela 6), visualiza-se os mesmos resultados que os encontrados para o Brasil para taxa de mortalidade infantil total, infecciosas e por sintomas e sinais. A variável anos

de adesão a ESF apresenta maior magnitude de coeficiente, o que permite interpretar que para regiões de menor renda, como a região Nordeste, o fator anos de aderência ao programa se torna mais importante do que em outras regiões do país.

**Tabela 4: Resultados das estimativas por painel de dados considerando o modelo de efeitos fixos para as causas analisadas no período de 2008-2019**

	Infec	Endóc	Mal Form	Sin e Sint	Respir	Perinatal
<b>Pessoas PSF</b>	-0,054*** (0,015)	-0,066*** (0,017)	-0,031** (0,012)	-0,117*** (0,016)	-0,073*** (0,014)	-0,053*** (0,011)
<b>Visitas médicos</b>	-0,017* (0,009)	-0,023* (0,013)	0,018** (0,007)	-0,036*** (0,009)	-0,015 (0,009)	0,004 (0,005)
<b>Visita enfermeiros</b>	-0,008 (0,011)	0,009 (0,016)	0,009*** (0,009)	-0,009 (0,012)	-0,004 (0,011)	-0,030*** (0,007)
<b>Imunização</b>	-0,175*** (0,007)	-0,126*** (0,010)	0,108*** (0,005)	-0,124*** (0,008)	-0,143*** (0,007)	-0,138*** (0,005)
<b>Renda domiciliar</b>	0,527*** (0,049)	0,653*** (0,071)	1,089*** (0,035)	0,436*** (0,055)	0,818*** (0,050)	0,897*** (0,026)
<b>Desemprego</b>	-0,15*** (0,016)	-0,126*** (0,023)	0,094*** (0,013)	-0,111*** (0,017)	-0,127*** (0,017)	-0,046*** (0,010)
<b>Trabalho infantil</b>	-0,193*** (0,027)	-0,197*** (0,040)	0,219*** (0,02)	-0,241*** (0,031)	-0,178*** (0,028)	-0,161*** (0,014)
<b>Taxa de analfabetismo</b>	0,409*** (0,068)	-0,524*** (0,096)	0,089* (0,049)	0,566 (0,076)	0,526*** (0,067)	0,205*** (0,038)
<b>Condições sanitárias</b>	-0,009*** (0,003)	-0,004 (0,002)	-0,000 (0,003)	T-0,005* (0,003)	-0,008*** (0,003)	-0,006* (0,003)
<b>Anos no programa</b>	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)
<b>Constante</b>	0,836* (0,493)	-1,268* (0,702)	-1,268*** (0,355)	1,323 (0,548)	-1,496*** (0,496)	4.447,00 (0,276)
<b>Observações</b>	19825	8829	36531	17931	18884	61161
<b>R2</b>	0,058	0,059	0,109	0,043	0,060	0,074
<b>R2 geral</b>	0,177	0,177	0,000	0,334	0,092	0,011
<b>R2 entre</b>	19825	0,151	0,011	0,317	0,113	0,034
<b>Prob &gt; F</b>	0	0	0	0	0	0
<b>Hausman</b>	307,51***	109,29***	724,34***	174,49***	266,34***	130,51*
<b>Breusch-Pagan</b>						
<b>LM Test – chibar<sup>2</sup></b>	12.881,47	2.453,46	51.663,21	10.307,47	12.470,54	1.5e+05
<b>Breusch-Pagan</b>						
<b>LM Test – P-Value (chibar<sup>2</sup>)</b>	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Fonte: Elaboração Própria.

Dentre as causas de mortes, a taxa de mortalidade por doenças infecciosas aparece diretamente ligada aos cuidados básicos de saúde e saneamento básico. Em todas as estimativas para esse tipo de mortalidade observa-se queda advinda da implementação da ESF. Segundo Schüller-Faccini *et al.* (2002), em locais onde a diminuição da mortalidade infantil ocorre devido à redução das causas infecciosas e parasitárias associadas a melhores hábitos de saúde, higienização e saneamento básico e avanço na qualidade da assistência no pré-natal, as anomalias passam a ser a principal causa de mortalidade infantil.

**Tabela 5: Resultados das estimativas por painel de dados considerando o modelo de efeitos fixos para o período de 1998-2003**

	<b>TMI</b>	<b>Infec</b>	<b>Endóc</b>	<b>Mal Form</b>	<b>Sin e Sint</b>	<b>Respir</b>	<b>Perinatal</b>
<b>Pessoas PSF</b>	-0.042** (0.016)	-0.021 (0.025)	-0.025 (0.023)	0.0170 (0.019)	-0.060** (0.025)	-0.060** (0.022)	-0.034* (0.017)
<b>Médicos</b>	0.019** (0.009)	-0.011 (0.022)	0.004 (0.016)	0.031** (0.014)	-0.047*** (0.016)	-0.047*** (0.016)	0.028*** (0.010)
<b>Enfermeiros</b>	-0.024** (0.011)	0.012 (0.026)	-0.000 (0.019)	-0.019 (0.016)	-0.013 (0.019)	-0.013 (0.018)	-0.021* (0.012)
<b>Imunização</b>	-0.061** (0.025)	-0.072 (0.058)	-0.057 (0.044)	-0.084** (0.0363)	0.039 (0.0459)	0.039 (0.0428)	-0.064** (0.0284)
<b>Renda</b>	0.0584 (0.078)	-0.3621** (0.180)	-0.469*** (0.133)	0.006 (0.125)	-0.299** (0.139)	-0.299** (0.135)	0.124 (0.087)
<b>Desemprego</b>	-0.001 (0.026)	-0.011 (0.063)	-0.083* (0.044)	0.099** (0.047)	-0.045 (0.047)	-0.045 (0.048)	0.018 (0.030)
<b>Trabalho infantil</b>	-0.003 (0.044)	-0.029 (0.089)	-0.011 (0.068)	-0.105 (0.077)	-0.092 (0.076)	-0.092 (0.073)	-0.043 (0.050)
<b>Analfabetismo</b>	0.115 (0.124)	-0.320 (0.249)	-0.326 (0.200)	0.278 (0.173)	-0.035 (0.224)	-0.035 (0.198)	0.110 (0.136)
<b>Cond. sanitária</b>	-0.010 (0.011)	-0.018* (0.009)	-0.017 (0.011)	-0.001 (0.009)	-0.002 (0.012)	-0.002 (0.010)	-0.014 (0.011)
<b>Anos no programa</b>	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)
<b>Constante</b>	4.441*** (0.809)	5.052*** (18070)	6.364*** (13547)	1.783 (11879)	4.852*** (14897)	4.852*** (13513)	3.349*** (0.897)

Fonte: Elaboração Própria.

As mortalidades por afecções originadas no período perinatal e malformação, que na análise descritiva, em média (Tabela 2), apresentaram aumento dos casos, tiveram comportamento semelhante às demais causas indicando que a ampliação da ESF é eficaz no combate a essas mortalidades tanto quanto para as variáveis número de pessoas cadastradas e tempo de adesão dos municípios a ESF.

As Tabelas 5, 6 e 7 apresentam os resultados considerando as diferentes fases da ESF como em Bastos, Gomes e Cruz (2018), respectivamente para os períodos: 1998-2003, 2004-2008, e 2009-2019. Os resultados da variável pessoas cadastradas na ESF são os

mesmos das tabelas 4 e 8 para todas as fases do programa, sendo negativo e significativo. A Fase de Desenvolvimento da ESF é a que gera maior impacto na diminuição da taxa de mortalidade infantil. A variável anos de adesão à ESF também é significativa e negativa, com exceção da Fase de Desenvolvimento para as taxas de mortalidade por doenças endócrinas e sintomas e sinais.

Na Tabela 8 com resultados das regressões para o Nordeste, observa-se que essa região segue a mesma tendência observada para o Brasil (Tabelas 3 e 4). As variáveis de controle, em geral, aparecem significativas com relação à mortalidade infantil.

**Tabela 6: Resultados das estimações por painel de dados considerando o modelo de efeitos fixos para o período de 2004-2008**

	<b>TMI</b>	<b>Infecc</b>	<b>Endóc</b>	<b>Mal Form</b>	<b>Sin e Sint</b>	<b>Respir</b>	<b>Perinatal</b>
<b>Pessoas PSF</b>	0.039 (0.024)	0.028 (0.040)	-0.010 (0.037)	0.003 (0.030)	-0.017 (0.046)	-0.017 (0.036)	-0.017 (0.028)
<b>Médicos</b>	-0.013 (0.010)	-0.004 (0.032)	-0.012 (0.022)	-0.003 (0.016)	0.004 (0.022)	0.004 (0.022)	0.004 (0.011)
<b>Enfermeiros</b>	0.008 (0.012)	0.021 (0.038)	0.022 (0.027)	-0.000 (0.020)	-0.051* (0.028)	-0.051* (0.027)	-0.051* (0.014)
<b>Imunização</b>	-0.018** (0.007)	-0.015 (0.015)	-0.064*** (0.011)	0.000 (0.008)	-0.014 (0.013)	-0.014 (0.011)	-0.014 (0.008)
<b>Renda</b>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>domiciliar</b>	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)
<b>Desemprego</b>	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)
<b>Trabalho</b>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>infantil</b>	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)
<b>Analfabetismo</b>	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)
<b>Cond. sanitária</b>	-0.022 (0.022)	-0.064*** (0.019)	-0.040* (0.0218)	0.001 (0.021)	-0.032 (0.022)	-0.032 (0.020)	-0.032 (0.023)
<b>Anos no</b>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
<b>programa</b>	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)
<b>Constante</b>	4.026*** (0.239)	0.992** (0.474)	2.426*** (0.397)	2.322*** (0.310)	2.441*** (0.485)	2.441*** (0.384)	2.441*** (0.281)

Fonte: Elaboração Própria.

Ao analisar, de forma genérica, as variáveis que controlam as características socioeconômicas dos municípios verifica-se que, cidades com renda domiciliar média mais elevada e altas taxas de desemprego e trabalho infantil se relacionam a menores taxas de mortalidade infantil (Tabelas 3, 4, 5, 6 e 7). O resultado das variáveis taxas de desemprego e trabalho infantil é um contrassenso pois segundo Jones *et al.* (2003) e Lee (2003), parte da mortalidade infantil poderia ser evitada com melhoria nas condições de vida e ampliação do acesso à saúde.

**Tabela 7: Resultados das estimativas por painel de dados considerando o modelo de efeitos fixos para o período de 2009-2019**

	TMI	Infecc	Endóc	Mal Form	Sin e Sint	Respir	Perinatal
<b>Pessoas PSF</b>	0.046*** (0.017)	-0.182*** (0.036)	-0.164*** (0.030)	0.121*** (0.022)	-0.265*** (0.035)	-0.265*** (0.029)	-0.265*** (0.018)
<b>Médicos</b>	0.041*** (0.008)	0.033 (0.030)	0.029 (0.018)	0.076*** (0.012)	0.027 (0.019)	0.027 (0.017)	0.027 (0.009)
<b>Enfermeiros</b>	-0.102*** (0.010)	-0.017 (0.035)	-0.060*** (0.022)	0.121*** (0.015)	-0.006 (0.024)	-0.006 (0.022)	-0.006 (0.011)
<b>Imunização</b>	-0.160*** (0.015)	-0.794 (0.051)	-0.065** (0.032)	0.203*** (0.021)	-0.133*** (0.038)	-0.133*** (0.034)	-0.133*** (0.016)
<b>Renda</b>	0.456*** (0.048)	0.409** (0.166)	0.489*** (0.106)	0.525*** (0.076)	0.590*** (0.121)	0.590*** (0.111)	0.590*** (0.054)
<b>Desemprego</b>	0.023 (0.023)	0.051 (0.085)	0.022 (0.056)	0.004 (0.038)	0.118** (0.058)	0.118** (0.052)	0.118** (0.026)
<b>Trabalho infantil</b>	-0.0496* (0.0255)	-0.0440 (0.0999)	-0.0637 (0.0626)	-0.0532 (0.0428)	-0.1806*** (0.0699)	-0.1806*** (0.0622)	-0.1806*** (0.0289)
<b>Analfabetismo</b>	0.063 (0.071)	0.262 (0.220)	0.249* (0.145)	0.031 (0.106)	0.430*** (0.156)	0.430*** (0.142)	0.430*** (0.078)
<b>Cond.Sanitária</b>	-0.001 (0.004)	0.006* (0.003)	0.000 (0.003)	0.003 (0.004)	0.003 (0.003)	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)
<b>Anos no programa</b>	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)	0,000 (omitted)
<b>Constante</b>	3.999*** (0.490)	0.640 (15796)	0.789 (10347)	3.246*** (0.735)	-148651,0 (11623)	-148651,0 (10632)	-148651,0 (0.5444)

Fonte: Elaboração Própria.

**Tabela 8– Resultados das estimativas por painel de dados considerando o modelo de efeitos fixos de 1998 a 2019 para a Região Nordeste**

	TMI	Infecc	Endóc	Mal Form	Sin e Sint	Respir	Perinatal
<b>Pessoas PSF</b>	-0,050** (0,022)	-0,051* (0,028)	-0,031 (0,033)	0,028 (0,027)	-0,247*** (0,037)	0,004 (0,031)	-0,015 (0,023)
<b>Médicos</b>	-0,020** (0,009)	-0,016 (0,016)	-0,058** (0,023)	-0,000 (0,015)	0,073*** (0,017)	0,010 (0,018)	-0,010 (0,010)
<b>Enfermeiros</b>	0,045*** (0,011)	-0,049** (0,019)	0,028 (0,027)	-0,048*** (0,017)	-0,052** (0,021)	-0,086*** (0,022)	-0,028** (0,013)
<b>Imunização</b>	-0,167*** (0,008)	-0,245*** (0,013)	-0,176*** (0,017)	-0,136*** (0,011)	-0,190*** (0,016)	-0,198*** (0,013)	-0,172*** (0,009)
<b>Renda</b>	0,825*** (0,043)	0,718*** (0,082)	0,807*** (0,117)	1,216*** (0,066)	0,632*** (0,098)	1,061*** (0,088)	1,083 (0,047)
<b>Desemprego</b>	0,014 (0,015)	-0,139*** (0,026)	-0,195*** (0,037)	-0,047* (0,025)	-0,091*** (0,029)	-0,168*** (0,028)	0,047*** (0,017)

<b>Trabalho infantil</b>	-0,130*** (0,019)	-0,117*** (0,039)	-0,151** (0,063)	-0,148*** (0,031)	-0,159*** (0,048)	-0,059 (0,042)	-0,138*** (0,022)
<b>Analfabetismo</b>	0,215*** (0,078)	0,539*** (0,138)	0,564*** (0,190)	-0,2099* (0,112)	0,847*** (0,166)	0,509*** (0,146)	0,2143** (0,085)
<b>Cond. sanitária</b>	-0,033*** (0,010)	-0,045*** (0,009)	-0,043*** (0,009)	-0,009 0,010	-0,038*** (0,010)	-0,052*** (0,009)	-0,038*** (0,010)
<b>Anos no programa</b>	0,000 (omitted)						
<b>Constante</b>	2,034*** (0,540)	0,411 (0,953)	-1,656 (1,313)	-1,5206* (0,787)	2,269 (1,152)	-2,531** (1,021)	-0,444 (0,593)

Fonte: Elaboração Própria.

A variável, número de visitas realizadas por enfermeiros, desponha como significativa e negativa, com exceção da estimação feita para taxa de mortalidade infantil por doenças endócrinas e respiratórias (Tabelas 4 e 5). Quando se analisa as visitas de médicos nota-se significância e sinal negativo para causar sintomas e sinais para todo Brasil e no Nordeste para a mortalidade infantil total, doenças endócrinas e sintomas e sinais.

Por fim, o índice de condições sanitárias se mostrou relevante, apresentando relação negativa e significativa com a taxa de mortalidade infantil total, por doenças infecciosas, endócrinas, sintomas e sinais, e respiratórias (Tabela 4). Isto significa que municípios com piores condições de saneamento básico são os que mais sofrem com a mortalidade infantil, no Nordeste.

## 6. Conclusão

O trabalho analisou o comportamento da taxa de mortalidade infantil total e por seis causas ligadas a problemas de atenção básica à saúde: doenças infecciosas e parasitárias, doenças endócrinas, nutricionais e metabólicas, doenças do aparelho respiratório, por má formação, por sintomas e sinais e por afecções originadas no período perinatal de 1998 a 2019, considerando as fases de implantação, desenvolvimento e consolidação da Estratégia Saúde da Família (ESF).

Apesar do não tratamento e identificação da possibilidade dos casos de sub-registros na taxa de mortalidade infantil nos anos iniciais da análise, principalmente nas regiões Norte e Nordeste, o artigo traz resultados importantes capazes de traçar novos caminhos para a ESF.

Os resultados indicam que o período de adesão do município a ESF se correlaciona com as taxas de mortalidade infantil. Sendo que quanto maior o tempo de implantação da ESF no município, maior a correlação negativa com a taxa de mortalidade infantil. Tal fato é corroborado na segunda fase do programa, fase de desenvolvimento de 2004 a 2008, a qual apresentou os melhores resultados na queda de mortalidade infantil. Durante essa fase aconteceu a expansão da ESF e o aumento dos profissionais que compõem as equipes de saúde da família.

A variável pessoas cadastradas na ESF é negativa e significativa para todas as taxas de mortalidade infantil em todo o período, demonstrando a eficácia da ESF na queda das taxas de mortalidade infantil no Brasil e no Nordeste em todas as fases da implementação da ESF.

O programa ESF teve como foco inicial regiões menos desenvolvidas e com piores indicadores sociais, como é o caso da região Nordeste. Portanto, espera-se que o programa tenha efeitos maiores nesta região. Além disso, existe uma tendência de convergência das regiões com piores indicadores sociais em direção às regiões com indicadores melhores. Os resultados para o Nordeste confirmam os melhores coeficientes em relação ao Brasil.

Assim, os resultados mostram que a evolução da taxa de mortalidade é impactada não só pela condição da atenção primária de saúde, como também por condições socioeconômicas. A evolução das taxas de mortalidade infantil nos municípios brasileiros está ligada a diversos fatores como questões regionais, condições sanitárias e o tempo de adesão dos municípios ao ESF.

A tendência de perpetuação de resultados ruins nas regiões mais pobres do Brasil demonstra a necessidade de atuação do Estado através de políticas públicas para reverter esta situação e reduzir desequilíbrios regionais. O investimento em políticas de atenção básica à saúde é um exemplo de ação do Estado capaz de reduzir os efeitos negativos do ciclo vicioso em uma região. Mas, além da formulação de políticas de ampliação da atenção básica de saúde, é preciso investir também na expansão do saneamento básico e em políticas de melhoria de renda da população para reduzir as taxas de mortalidade infantil.

## Referências

- ALBUQUERQUE, P. C. de; STOTZ, E. N. A educação popular na atenção básica à saúde no município: em busca da integralidade. **Interface-Comunicação, Saúde, Educação**, v. 8, p. 259-274, 2004.
- AQUINO, R.; OLIVEIRA, N. F. de; BARRETO, M. L. Impact of the family health program on infant mortality in Brazilian municipalities. **American Journal of Public Health**, American Public Health Association, v. 99, n. 1, p. 87-93, 2009.
- ARELLANO, M.; BOND, S. Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. **The Review of Economic Studies**, Wiley-Blackwell, v. 58, n. 2, p. 277-297, 1991.
- BARTHOLOMEW, D. J.; STEELE, F.; MOUSTAKI, I. **Analysis of multivariate social science data**. New York: Chapman and Hall/CRC, 2008
- BASTOS, S. Q.; GOMES, B. M.; CRUZ, R. S. A. Análise exploratória da evolução da estratégia saúde da família (1998-2013). **Revista Econômica do Nordeste**, v. 49, n. 4, p. 75-88, 2018.
- BLUNDELL, R.; BOND, S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. **Journal of Econometrics**, Elsevier, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.

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

BRASIL, C. F. do **Constituição Federal**. São Paulo: Revista dos Tribunais, 1988.

CAMPOS, F. E.; AGUIAR, R. A. T.; OLIVEIRA, V. B. d. O desafio da expansão do programa de saúde da família nas grandes capitais brasileiras. **Physis: Revista de Saúde Coletiva**, SciELO Public Health, v. 12, p. 47-58, 2002.

CECCON, R. F. et al. Mortalidade infantil e Saúde da Família nas unidades da Federação brasileira, 1998-2008. **Cadernos Saúde Coletiva [online]**, v. 22, n. 2, p. 177-183, 2014.

CONASS. **Atenção primária e promoção da saúde**. Brasília: CONASS, 2007.

ESCOREL, S. (Coord.); GIOVANELLA, L.; MENDONÇA, M. H. M.; MAGALHÃES, R.; SENNA, M. de C. M. **Avaliação da implementação do Programa Saúde da Família em dez grandes centros urbanos: síntese dos principais resultados**. 2. ed. atual. Brasília: Ministério da Saúde, 2005.

GOMES, T. G. A. C. B.; FERREIRA, L. D. S.; QUEIROZ, M. N. de; REIS NETTO, P. B. D.; BEZERRA, V. N.; COSTA, A. M. Mortalidade na infância no Brasil e regiões no período de 2000 a 2011: o impacto da atenção básica. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 27, n. 4, p. 259-266, 2016.

HAUSMAN, J. A. Specification tests in econometrics. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1251-1271, 1978.

JONES, G.; STEKETEE, R. W.; BLACK, R. E.; BHUTTA, Z. A.; MORRIS, S. S.; The Bellagio Child Survival Group. How many child deaths can we prevent this year? **Lancet**, 2003.

KILSZTAJN, S.; SILVA, D. F.; MICHELIN, A. C.; CARVALHO, A. R.; FERRAZ, I. L.; CÂMARA, M. B. **Mortalidade infantil: Afecções do período perinatal**. LES/PUCSP, 2016.

LEE, J. W. Child survival: a global health challenge. **Lancet**, 2003.

LOURENÇO, E. C. Verificar a relação entre o modelo de atenção e o coeficiente de mortalidade infantil, no estado de São Paulo, no período de 1998 a 2008. **Revista de Saúde Pública**, 2014.

MACINKO, J.; GUANAIS, F. C.; SOUZA, M. D. F. M. D. Evaluation of the impact of the family health program on infant mortality in Brazil, 1990-2002. **Journal of Epidemiology & Community Health**, BMJ Publishing Group Ltd, v. 60, n. 1, p. 13-19, 2006.

MALTA, D. C.; DUARTE, E. C. Causas de mortes evitáveis por ações efetivas dos serviços de saúde: uma revisão da literatura. **Ciência & Saúde Coletiva**, v. 12, p. 765-776, 2007.

NÓBREGA, M. F.; SANTOS, M. T. B. R.; DAVIM, R. M. B. et al. **Revista de Enfermagem UFPE on line**, Recife, v. 10, n. 5, p. 1763-1772, 2016.

NORONHA, K.; ANDRADE, M. Social inequality in the access to health care services in Brazil. **Latin American Meeting of The Econometric Society**, 2002.

NÚCLEO CIÊNCIA PELA INFÂNCIA (NCPI). **Estudo impactos da estratégia saúde da família e desafios para o desenvolvimento infantil: estudo**. Comitê Científico Núcleo Ciência pela Infância. São Paulo: NCPI, 2019.

OLIVEIRA, B. R. G. et al. Causas de hospitalização no SUS de crianças de zero a quatro anos no Brasil. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, v. 13, p. 268-277, 2010.

OLIVEIRA, T. C. R. d.; LATORRE, M. d. R. D. Tendências da internação e da mortalidade infantil por diarreia: Brasil, 1995 a 2005. **Revista de Saúde Pública**, SciELO Public Health, v. 44, p. 102-111, 2010.

RASELLA, D.; AQUINO, R.; BARRETO, M. L. Reducing childhood mortality from diarrhea and lower respiratory tract infections in Brazil. **Pediatrics**, v. 126, n. 3, p. 2009-3197, 2010.

ROCHA, R.; SOARES, R. R. Evaluating the impact of community-based health interventions: evidence from Brazil's family health program. **Health Economics**, Wiley Online Library, v. 19, n. S1, p. 126-158, 2010.

RODRIGUES, M. J.; RAMIRES, J. C. de L. Programa saúde da família: uma perspectiva de análise geográfica. **Caminhos de Geografia**, v. 9, n. 27, 2008.

SALTARELLI, R. M. F. et al. Tendência da mortalidade por causas evitáveis na infância: contribuições para a avaliação de desempenho dos serviços públicos de saúde da Região Sudeste do Brasil. **Revista Brasileira de Epidemiologia [online]**, v. 22, 2019.

SANTOS, A. M. A. D.; TEJADA, C. A. O.; EWERLING, F. Os determinantes socioeconômicos do estado de saúde das crianças do Brasil rural. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, SciELO Brasil, v. 50, n. 3, p. 473-492, 2012.

SANTOS, A. M. A.; JACINTO, P. A.; TEJADA, C. A. Causalidade entre renda e saúde: uma análise através da abordagem de dados em painel com os estados do Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 42, n. 2, p. 229-261, abr.-jun. 2012.

SCHÜLER-FACCINI, L.; SANSEVERINO, M. T. V.; PERES, R. M. Avaliação de teratógenos potenciais na população brasileira: a experiência do Sistema Nacional de Informação sobre Agentes Teratogênicos em Porto Alegre (SIAT). **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 7, n. 1, p. 65-71, 2002.

SILVA, L. M. V.; HARTZ, Z. M. A. **O programa de saúde da família: evolução de sua implantação no Brasil**. Brasília: Ministério da Saúde, 2002.

SILVA, E. S. A. Efeitos dos programas governamentais e da fecundidade sobre a mortalidade infantil do Semiárido brasileiro. **Saúde Debate**, 2018.

SILVA, V. C.; DUARTE, G. B.; LACERDA, T. N. Avaliação do impacto do programa saúde da família sobre a mortalidade infantil no nordeste do Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, v. 50, n. 3, p. 39-48, 2019.

SOUZA, M. L. B. Hoje Avaliar o impacto da PNAB na taxa de mortalidade infantil nos municípios brasileiros. **Revista Política**, 2013.

SOUZA, J. S. de; CAMPOS, R. T.; SILVA, A. F. da; BEZERRA, F. N. R.; LIRA, J. S. de. Estimação e análise dos fatores determinantes da redução da taxa de mortalidade infantil no Brasil. **Revista Brasileira de Estudos Regionais e Urbanos**. Juiz de Fora, v. 10, n. 2, p. 140-155, 2016.

SZWARCWALD, C. L.; LEAL, M. do C.; ANDRADE, C. L. T. de; SOUZA JÚNIOR, P. R. B. de. Estimação da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações sobre óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? **Cadernos de Saúde Pública**. Rio de Janeiro, v. 18, n. 6, p. 1725-1736, 2002.

VANDERLEI, L. C. d. M.; NAVARRETE, M. L. V. Mortalidade infantil evitável e barreiras de acesso à atenção básica no Recife, Brasil. **Revista de Saúde Pública**, SciELO Public Health, v. 47, p. 379-389, 2013.

VASCONCELOS, E. M. Educação popular como instrumento de reorientação das estratégias de controle das doenças infecciosas e parasitárias. **Cadernos de Saúde Pública**, v. 14, p. S39-S57, 1998.

VENÂNCIO, S. I. Efetividade da ESF sobre indicadores de saúde da criança no Estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, v. 16, n. 3, 2016.

WOOLDRIDGE, J. M. **Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data**. Cambridge: MIT Press, 2010.

## Apêndice

### **APÊNDICE A – Evolução Anual da taxa de mortalidade infantil e causas de 1998 a 2019 para os municípios brasileiros**

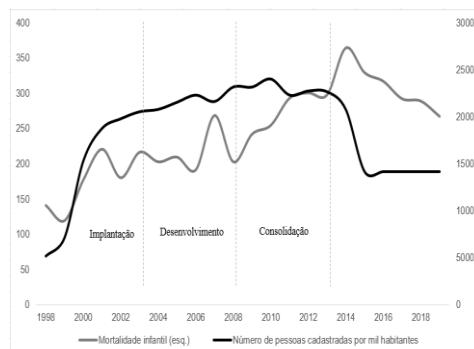
Ano	TMI	Infec.	Endóc.	Respir	Malform.	Sintomas	Perin.	Pessoas cadastradas
<b>1998</b>	422,1	50,6	10,55	29,66	37,82	85,6	186,61	4290,29
<b>1999</b>	343,85	32,37	9,52	26,73	33,16	55,33	164,13	6973,04
<b>2000</b>	378,53	30,59	10,48	25,32	39,88	66,38	181,57	11297,85
<b>2001</b>	356,83	24,09	9,8	24,44	46,04	38,34	191,44	13778,85
<b>2002</b>	383,47	25,33	6,73	25,53	49,04	30,6	221,52	15457,73
<b>2003</b>	392,56	26,37	8,81	25,44	59,43	33,25	212,25	16702,65

<b>2004</b>	398,43	24,31	9,00	26,65	57,82	25,89	226,32	17530,88
<b>2005</b>	414,34	26,63	10,28	26,38	67,81	19,83	235,12	18484,4
<b>2006</b>	419,52	25,54	9,76	22,86	58,18	22,64	249,25	19539,79
<b>2007</b>	401,33	21,69	7,93	19,9	69,57	17,78	237,39	19736,82
<b>2008</b>	408,74	17,72	4,63	20,39	75,11	21,02	241,98	20244,44
<b>2009</b>	414,23	18,45	4,81	21,71	74,89	18,81	246,43	20814,49
<b>2010</b>	409,51	20,79	5,83	17,82	77,88	19,42	238,03	22202,74
<b>2011</b>	434,96	20,6	5,69	19,76	87,6	18,09	255,08	20579,87
<b>2012</b>	452,63	18,84	6,63	19,05	94,42	15,57	264,77	21646,77
<b>2013</b>	475,42	20,5	6,89	24,47	97,71	14,5	279,3	21709,57
<b>2014</b>	493,33	18,78	7,02	20,81	113,31	14,48	283,65	20931,81
<b>2015</b>	487,8	20,21	5,91	19,11	112,49	12,62	286,23	16393,02
<b>2016</b>	476,67	17,53	3,91	18,55	110,08	14,69	278,61	16393,02
<b>2017</b>	476,69	16,07	3,3	17,85	111,35	15,31	279,05	16393,02
<b>2018</b>	481,75	12,13	5,07	17,48	115,83	11,8	283,34	16393,02
<b>2019</b>	492,61	14,25	5,94	18,84	119,95	15,54	281,83	16393,02

Fonte: Elaboração Própria.

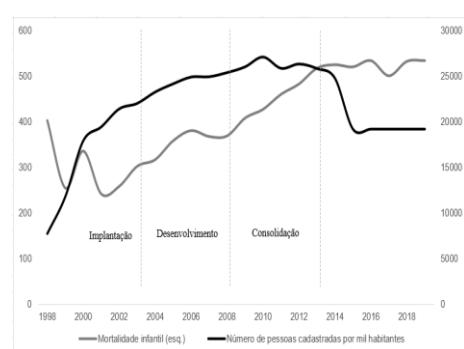
## APÊNDICE A.1 – Evolução anual da taxa de mortalidade infantil total e de pessoas cadastradas na ESF de 1998 a 2019 para o Brasil e regiões

**Brasil**



Fonte: elaboração própria.

**Região Norte**

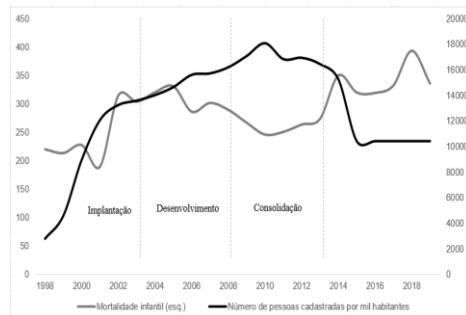


Fonte: elaboração própria.

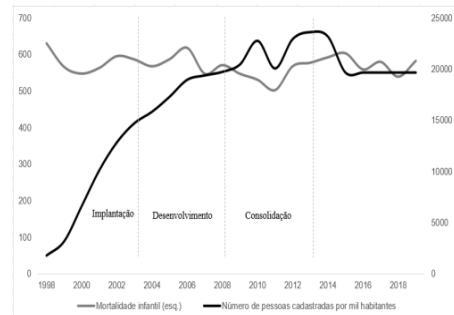
**Região Nordeste**

Fonte: elaboração própria.

**Região Centro-Oeste**

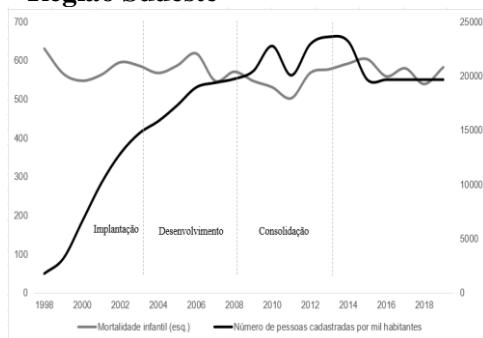


Fonte: elaboração própria.



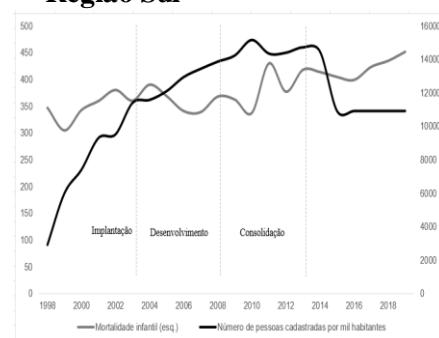
Fonte: elaboração própria.

### Região Sudeste



Fonte: elaboração própria.

### Região Sul



Fonte: elaboração própria.

## APÊNDICE B – Análise dos Componentes Principais das variáveis de saneamento básico.

Componentes	Autovalor	Proporção de Variância	Proporção Cumulativa
<b>Componente 1</b>	3,932	0,983	0,983
<b>Componente 2</b>	0,056	0,014	0,997
<b>Componente 3</b>	0,008	0,002	0,999
<b>Componente 4</b>	0,030	0,001	1,000

Fonte: Elaboração Própria.