

UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CIÊNCIAS CONTÁBEIS E CIÊNCIAS
ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PAULO JACKSON BEZERRA VIANNA

AVALIAÇÃO DO IMPACTO DO PROGRAMA SAÚDE DA FAMÍLIA NOS
MUNICÍPIOS DO ESTADO DE GOIÁS ENTRE 2006 E 2014

Goiânia, GO

2017

**TERMO DE CIÊNCIA E DE AUTORIZAÇÃO PARA DISPONIBILIZAR VERSÕES ELETRÔNICAS
DE TESES E
DISSERTAÇÕES NA BIBLIOTECA DIGITAL DA UFG**

Na qualidade de titular dos direitos de autor, autorizo a Universidade Federal de Goiás (UFG) a disponibilizar, gratuitamente, por meio da Biblioteca Digital de Teses e Dissertações (BDTD/UFG), regulamentada pela Resolução CEPEC nº 832/2007, sem ressarcimento dos direitos autorais, de acordo com a Lei nº 9610/98, o documento conforme permissões assinaladas abaixo, para fins de leitura, impressão e/ou *download*, a título de divulgação da produção científica brasileira, a partir desta data.

1. Identificação do material bibliográfico: **Dissertação** **Tese**

2. Identificação da Tese ou Dissertação:

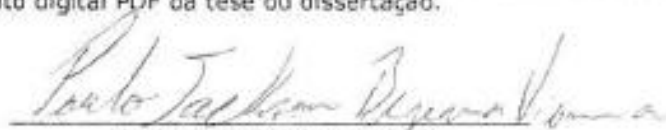
Nome completo do autor: Paulo Jackson Bezerra Vianna

Título do trabalho: Avaliação do impacto do Programa Saúde da Família nos municípios do estado de Goiás entre 2006 e 2014


3. Informações de acesso ao documento:

Concorda com a liberação total do documento **SIM** **NÃO**¹

Havendo concordância com a disponibilização eletrônica, torna-se imprescindível o envio do(s) arquivo(s) em formato digital PDF da tese ou dissertação.


Assinatura do(a) autor(a)²

Ciente e de acordo:


Assinatura do(a) orientador(a)²

Data: 18/07/2017

¹ Neste caso o documento será embargado por até um ano a partir da data de defesa. A extensão deste prazo suscita justificativa junto à coordenação do curso. Os dados do documento não serão disponibilizados durante o período de embargo.

Casos de embargo:

- Solicitação de registro de patente
- Submissão de artigo em revista científica
- Publicação como capítulo de livro
- Publicação da dissertação/tese em livro

² A assinatura deve ser escaneada.

UNIVERSIDADE FEDERAL DE GOIÁS
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CIÊNCIAS CONTÁBEIS E CIÊNCIAS
ECONÔMICAS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

PAULO JACKSON BEZERRA VIANNA

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Administração, Ciências Contábeis e Ciências Econômicas (FACE) da Universidade Federal de Goiás (UFG) como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia Aplicada.

Orientador: Dr. Alexander Itria
Coorientador: Dr. Guilherme Resende

Goiânia, GO

2017

Ficha de identificação da obra elaborada pelo autor, através do Programa de Geração Automática do Sistema de Bibliotecas da UFG.

Vianna, Paulo Jackson Bezerra

Avaliação do impacto do Programa saúde da Família nos municípios do estado de Goiás entre 2006 e 2014 [manuscrito] / Paulo Jackson Bezerra Vianna. - 2017.

90 f.: il.

Orientador: Prof. Dr. Alexander Itria; co-orientador Dr. Guilherme Resende Oliveira.

Dissertação (Mestrado) - Universidade Federal de Goiás, Faculdade de Administração, Ciências Contábeis e Ciências Econômicas (FACE), Programa de Pós-Graduação em Economia, Goiânia, 2017.

Bibliografia. Anexos.

1. Programa Saúde da Família . 2. Mortalidade Infantil. 3. Mortalidade na Infância. 4. Dados em Painel. I. Itria, Alexander, orient.
II. Título.

CDU 33



ATA DE DEFESA PÚBLICA DE DISSERTAÇÃO

Aos 30 dias do mês de junho de 2017, no horário de 14:00 horas às 16:00 horas, foi realizada, em sessão pública na sala 2110 da FACE, a defesa da dissertação *Avaliação do impacto do Programa Saúde da Família nos municípios do estado de Goiás entre 2006 e 2014*, de autoria do discente Paulo Jackson Bezerra Vianna, do Programa de Pós-Graduação em Economia – PPE da Universidade Federal de Goiás. A Comissão Examinadora, constituída pelo Professor Alexander Itria, da Universidade Federal de Goiás (UFG)/PPE/(Membro Interno/Orientador), Professora Marta Rovey de Souza, da Universidade Federal de Goiás (UFG)/IPTSP/(Membro Externo) e pelo Professor Mário Ernesto Picoya Diaz, da Faculdade de Direito da Universidade Federal de Goiás (IME/UFG) (Membro Externo), emitiu o seguinte parecer/recomendações:

Resultado Final:

Aprovado

Reprovado

Recomendações:

Melhorar o resumo. Explicitar o modelo, observar com mais

Eu, Alexander Itria, orientador da discente, lavrei a presente Ata, que segue assinada por mim e pelos demais membros da Comissão Examinadora.

Alexander Itria

Prof. Dr. Alexander Itria (Orientador/Presidente/PPE/UFG)

Marta Rovey de Souza

Profa. Dra. Marta Rovey de Souza (Membro Externo/IPTSP/UFG)

Mário E. Picoya Diaz

Prof. Dr. Mário Ernesto Picoya Diaz (Examinador Externo/IME/UFG)

Goiânia, 20/04/2017.

AGRADECIMENTOS

Aos meus Pais, pelo incentivo para realizar meus objetivos. E o apoio incondicional para trilhar meus caminhos e superar as barreiras que surgem.

Aos meus Irmãos, Alice e João, pelo companheirismo e suporte com palavras, leituras de revisão e principalmente ouvidos para minhas queixas.

À Danielle Sousa, pelo carinho e paciência neste período; e também por deixar o ambiente mais leve.

Ao Professor Dr. Alexander Itria e ao Dr. Guilherme Resende, orientador e co-orientador, pela parceria e orientação nesta dissertação. E principalmente, pela paciência e suporte diante dos dilemas levantados.

Ao Professor Dr. Mário Diaz, pelas contribuições na banca de qualificação, que contribuíram de forma significativa para o progresso deste trabalho.

Ao Alex Lima, pela atenção despendida, sugestões compartilhadas e apoio neste momento.

Aos colegas e amigos de trabalho. Em especial, ao Marcos Arriel pelo incentivo inicial e por despertar a fagulha para estudar o tema dissertado. E ao Sérgio Borges, pelas conversas de apoio durante todo o percurso deste mestrado.

Aos colegas de mestrado pela cumplicidade nesta jornada. Em particular ao Maykon, pelo companheirismo e compartilhamentos neste período.

Ao Manuel Antônio Valdes Borrero, Manolo, pelo apoio e palavras que reverberam no tempo. E por ter sido guia no início da minha jornada científica. E principalmente, pela amizade que permanece.

À equipe da SPAIS pela atenção e esclarecimentos. E ao Alan Kardec pelas conversas e esclarecimentos diante do tema.

Ao Instituto Mauro Borges pela compreensão da importância da qualificação profissional.

À UFG e aos Professores por proporcionar o ambiente suscetível para a transmissão de conhecimento.

RESUMO

O Programa Saúde da Família (PSF) foi apresentado como o principal programa da reorganização da atenção básica no Brasil, com o esforço de levar aos municípios e à população o acesso aos serviços de saúde de forma preventiva e não apenas curativa. Hoje, o PSF encontra-se em um contexto de longa data da implementação, no estado de Goiás, em específico, o programa está presente em todos os municípios goianos e com uma cobertura populacional de 67% em 2015. Nesse contexto, o trabalho busca avaliar o impacto do Programa Saúde da Família sobre os indicadores de taxa de mortalidade infantil (menores de um ano) e taxa de mortalidade na infância (menores de cinco anos), entre 2006 e 2014, para os municípios goianos. Para isto, utiliza-se a metodologia de dados em painel com distribuição binomial negativa considerando os efeitos fixos, para o qual foram considerados cinco modelos. Os resultados demonstram que o Programa Saúde da Família contribuiu para a redução da taxa de mortalidade infantil e a taxa de mortalidade na infância nos municípios goianos. De modo análogo outras variáveis de controle demonstraram contribuições para esta redução, tal como: despesa de recursos próprios municipais em saúde, a proporção de famílias acompanhadas com perfil saúde no CadÚnico. Esses resultados evidenciam que as ações em saúde relacionadas à prevenção, através da atenção primária, têm contribuído para a redução das mortalidades relacionada às crianças. Ressalta-se, também este estudo, ao realizar a discussão e analisar o efeito do PSF para um estado da região Centro-Oeste.

Palavra Chave: Programa Saúde da Família, Mortalidade Infantil, Mortalidade na Infância, Dados em Painel.

ABSTRACT

The Family Health Program (FHP) was presented as the main program of the reorganization of Basic Care in Brazil, with the effort to provide municipalities and the population access to health services in a preventive and not just curative way. Today, in a long-term context of the implementation of the PSF, for the state of Goiás, the PSF is present in all municipalities in Goiás and with a population coverage of 67% in 2015. In the context, the present study seeks to assess the impact of the Family Health Program on indicators of infant mortality rate (under one year) and childhood mortality rate (under five years) between 2006 and 2014 of the municipalities of Goiás. For this, we use the panel data methodology with negative binomial distribution considering the fixed effects, for which five models were considered. The results show that the Family Health Program contributed to the reduction of the infant mortality rate and the childhood mortality rate in the municipalities of Goiás, as well as other control variables such as municipal health expenditure, the proportion of families followed with health profile in the CadÚnico. These results show that prevention-related health actions through primary care have contributed to the reduction of child-related mortality. It is also worth mentioning this study, when conducting the discussion and analyzing the effect of the PSF for a state in the Midwest.

Key Words: Family Health Program, Infant Mortality, Childhood Mortality, Panel Data.

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Histórico da Cobertura de Agentes Comunitários de Saúde e Equipes Saúde da Família, entre 1998 e 2015 para o Brasil e Goiás.....	27
Tabela 2: Descrição das Variáveis.....	50
Tabela 3 : Estatísticas Descritivas das variáveis dependentes dos municípios Goianos, para os anos de 2006 e 2014, e para todos os anos, 2006 a 2014.	51
Tabela 4: Estatísticas Descritivas das variáveis independentes dos municípios Goianos, para os anos de 2006 e 2014, e para todos os anos, 2006 a 2014.....	55
Tabela 5: Modelos estatísticos para dados em painel binomial negativa a efeitos fixos, pela associação ajustada entre taxa de mortalidade infantil e a cobertura do Programa Saúde da Família (PSF) nos municípios goianos. Goiás, 2006-2014.	63
Tabela 6: Modelos estatísticos para dados em painel binomial negativa a efeitos fixos, pela associação ajustada entre taxa de mortalidade na infância e a cobertura do Programa Saúde da Família (PSF) nos municípios goianos. Goiás, 2006-2014.	64
Tabela 7: Matriz de teste razão de verossimilhança entre os modelos (1, 2, 3, 4, 5) para Taxa de mortalidade na Infantil.....	65
Tabela 8: Matriz de teste razão de verossimilhança entre os modelos (1, 2, 3, 4, 5) para Taxa de mortalidade na Infância	65
Tabela 9: Modelos estatísticos para dados em painel binomial negativa com efeitos fixos, pela associação ajustada entre taxa de mortalidade infantil e a cobertura do Programa Saúde da Família (PSF) nos municípios goianos. Goiás, 2006-2014. Completa.....	81
Tabela 10: Modelos estatísticos para dados em painel binomial negativa a efeitos fixos, pela associação ajustada entre taxa de mortalidade na infância e a cobertura do Programa Saúde da Família (PSF) nos municípios goianos. Goiás, 2006-2014. Completa.....	84
Tabela 11: Modelos estatísticos para dados em painel Poisson com efeitos fixos, pela associação ajustada entre TMI, TMM5 e a cobertura do Programa Saúde da Família (PSF) nos municípios goianos. Goiás, 2006-2014.....	87
Tabela 12: Teste Likelihood Boundary entre os modelos Poisson e binomial negativa	89

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1: Bloxpot das variáveis Taxa de Mortalidade Infantil e na Infância por ano, entre 2006 e 2014, para os municípios goianos.....	52
Gráfico 2: Histograma das variáveis Taxa de Mortalidade Infantil e na Infância, entre 2006 e 2014, dos municípios goianos.	53
Gráfico 3: Matriz de correlação das variáveis independentes do modelo, ano 2010.	56
Gráfico 4: Proporção de Cobertura das Equipes Saúde da Família, em %, entre 1998 e 2015 para o Brasil e Goiás.....	77
Gráfico 5: Proporção de Cobertura dos Agentes Comunitários de Saúde, em %	77
Gráfico 6: Matriz de correlação das possíveis variáveis independentes, ano 2010.....	78
Gráfico 7: Matriz de correlação das possíveis variáveis independentes, ano 2006 a 2010.....	79

LISTA DE FIGURAS

Mapa 1: Proporção de Cobertura das Equipes Saúde da Família, em %, nos anos 1998, 2001, 2005, 2015, em Goiás	28
--	----

LISTA DE SIGLAS

CNES	Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde
CONNECTASUS	Centro de Informações e Decisões Estratégicas em Saúde - Conecta SUS Zilda Arns Neumann
DAB	Departamento de Atenção Básica
DATASUS	Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde
ESF	Estratégia Saúde da Família
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IMB	Instituto Mauro Borges de Estatísticas e Estudos Socioeconômicos
INEP	Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira
MDS	Ministério do Desenvolvimento Social e Agrário
MS	Ministério da Saúde
PACS	Programa de Agentes Comunitários em Saúde
PNAB	Política Nacional de Atenção Básica
PNI	Programa Nacional de Imunização
PSF	Programa Saúde da Família
RIPSA	Rede Interagencial de Informações para a Saúde
SAS	Secretaria de Atenção à Saúde
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
ONU	Organização das Nações Unidas

SUMÁRIO

1. Introdução.....	14
2. Revisão de Literatura.....	17
2.1 Tendência da mortalidade infantil no Brasil.	17
2.2 Atenção Primária.....	19
2.3 Programa Saúde da Família	22
2.3.1 Histórico	22
2.3.2 Descrição	24
2.3.3 Programa Saúde da Família no Brasil e em Goiás	25
2.4 Avaliação de Programas Sociais	29
2.5 Revisão Empírica	31
2.5.1 Avaliação do Programa Saúde da Família.....	31
2.5.2 Avaliação do Programa Saúde da Família: com distribuição binomial negativa e efeitos fixos	36
3. Materiais e Métodos	39
3.1 Modelo Teórico	39
3.2 Metodologia Empírica.....	41
3.3 Dados e Definição das Variáveis	45
4. Resultados.....	51
4.1 Análise Descritiva	51
4.2 Resultados Econométricos	58
5. Discussão	66
Considerações Finais.....	70
Referências Bibliográficas	72
Anexo 1	77
Anexo 2	81

1. Introdução

A economia da saúde engloba toda a vida econômica do setor de saúde, desde questões amplas, como as políticas governamentais, até questões técnicas específicas, que contribui para a qualidade de vida das pessoas e para a base do crescimento econômico futuro (NERO, 1995). A taxa de mortalidade infantil é um dos indicadores utilizados para medir a qualidade de vida de uma população e que pode ser determinado por diversos fatores no tempo (PAIXÃO; FERREIRA, 2012).

Um símbolo da importância atual deste tema “redução da mortalidade na infância” é o fato de constar entre os Objetivos do Milênio da ONU. Porém, as intervenções e esforços para a redução da mortalidade estavam presentes mesmo antes dos Objetivos do Milênio. Para o Brasil, nota-se a partir dos anos 1930 a tendência de queda na mortalidade infantil¹, afetadas por diversos tipos de intervenções sejam nas áreas ligadas diretamente a saúde, em políticas governamentais, na economia e em aspectos nutricionais.

A literatura demográfica, relacionada aos determinantes da redução da mortalidade, vem destacando a efetividade das intervenções com foco comunitário (ROCHA, 2009). Mas será isso também um fato para o Brasil e, mais especificamente, para o estado de Goiás, o foco deste trabalho?

A partir da Constituição Federal de 1988 o Brasil instituiu uma reforma na saúde pública, definindo como seus princípios a universalidade, integralidade, equidade e a descentralização por meio da criação do Sistema Único de Saúde (SUS) (VIANA; POZ, 2005). Em 1994, implantou-se o Programa Saúde da Família (PSF), posteriormente consolidando-se como Estratégia Saúde da Família (ESF). Um dos principais programas neste novo modelo de atenção à saúde no Brasil, o PSF permitiu levar a assistência de saúde ao nível familiar, promovendo ações preventivas na saúde da população coberta, tendo como antecedente o Programa dos Agentes Comunitários de Saúde (PACS), de 1991, já com enfoque na família.

Dada a relevância do PSF, no âmbito do Governo Federal, o programa chegou a 90% dos municípios brasileiros em apenas 12 anos (ROCHA, 2009). Em Goiás, em dezembro de 2015 (MS/DAB), 100% dos seus municípios estão cobertos com agentes comunitários de

¹ Os dados de mortalidade infantil do estudo IBGE (1999) são apresentados a partir de 1930, mas registra que desde o princípio do século há uma tendência de redução, reflexo das políticas sanitárias em alguns centros urbanos específicos.

saúde (ACS) e, aproximadamente, 100% com equipes saúde da família cobrindo respectivamente 64,78% e 67,22% da população goiana. Contudo, não se sabe exatamente qual é o impacto da cobertura² do PSF nas taxas de mortalidade infantil e na infância no estado de Goiás, portanto, a avaliação que propomos pretende articular esses dois conjuntos de dados.

A avaliação de programas sociais, segundo Cotta (1998), é um importante instrumento gerencial, apto para auxiliar o processo decisório e elucidar sobre a lógica das intervenções na realidade social que, contudo, ainda não foi incorporado no dia a dia da administração pública. A avaliação pode e deve ser realizada conjuntamente às outras etapas do ciclo de políticas públicas como a elaboração da agenda, a formulação e a implementação, pois em todas essas etapas há decisões relevantes a serem tomadas. Portanto, a pesquisa avaliativa está sujeita ao momento (etapa) em que é realizada, e de quem a encomenda, logo esta pode servir a diversos objetivos, como propor alterações a um programa em andamento, determinar até que ponto as metas foram alcançadas, indicar quais os motivos dos sucessos e fracassos do programa, e averiguar consequências imprevistas (positivas e negativas) da intervenção (COTTA, 1998).

Com a intenção de contribuir para área de avaliação de políticas públicas e com a área da saúde no estado de Goiás, a proposta deste trabalho é avaliar o impacto do Programa Saúde da Família na saúde da população de Goiás. Para isso propõe-se responder as seguintes perguntas: o Programa Saúde da Família contribui para a redução da mortalidade infantil nos municípios goianos? E na infância? Qual a dimensão deste impacto? Além disso, pretende-se descrever e analisar o comportamento de variáveis e fatores que contribuem dentro desse contexto para a redução da mortalidade infantil.

Para avaliar o impacto do Programa Saúde da Família, pretende-se usar modelos estatísticos de dados em painel binomial negativo considerando os efeitos fixos. Com dados referentes aos municípios goianos no período entre 2006 e 2014.

A literatura que avalia o impacto do PSF sobre a taxa de mortalidade infantil e na infância, de modo geral, indica que o programa impacta na redução dessas taxas (SERRA, 2005; MACINKO et al., 2006; AQUINO; OLIVEIRA; BARRETO, 2009; RASELLA, 2013; RASELLA et al., 2013). A hipótese deste estudo está em acordo com a literatura, isto é, o

² Neste estudo, a cobertura do PSF entende-se como a estimação do nível populacional coberto pelas equipes saúde da família em território definido, apresentada na equação (11). Neste estudo o território definido é o município.

Programa Saúde da Família tem impacto positivo nas condições de saúde da população em Goiás e, portanto, contribui na redução das taxas de mortalidade infantil, menores de um ano, (TMI) e taxa de mortalidade na infância (TMM5), ou seja, taxa de mortalidade em menores de cinco anos.

Apesar do PSF ser um programa federal, os atores estaduais e municipais têm forte influência sobre a sua efetividade nos estados e municípios, tornando pertinente a avaliação neste âmbito. Em que apesar de possuir alocação de recursos humanos e financeiros das três esferas governamentais (federal, estadual, municipal) investidos nessa ação, esses recursos são escassos. Por esta razão, defende-se, junto a literatura especializada, as avaliações de políticas públicas, na medida em que elas permitem, justamente, otimizar os recursos públicos.

Além da introdução, o trabalho tem 5 partes. A primeira é composta pela revisão da literatura sobre a tendência de mortalidade infantil no Brasil, a atenção primária, um breve histórico e descrição do Programa Saúde da Família, e uma revisão empírica sobre avaliações do impacto do PSF. Em seguida é realizada a apresentação da metodologia dos dados em painel binomial negativa considerando os efeitos fixos, além da descrição e definição de variáveis. A seção seguinte traz as análises descritivas e resultados econométricos para o modelo aplicado. Por fim, realiza-se uma discussão em torno dos resultados deste trabalho e apresenta-se as considerações finais.

2. Revisão de Literatura

2.1 Tendência da mortalidade infantil no Brasil.

Após a segunda guerra mundial, a transição de mortalidade de alto para baixos níveis se destaca como um fenômeno generalizado mundialmente, conseqüentemente, contribuindo para o aumento da esperança de vida ao nascer. Para a maioria dos países da América Latina a queda na mortalidade ocorre após a Segunda Guerra, em que a transição da mortalidade nos países subdesenvolvidos está vinculada ao processo de importação de técnicas e meios eficazes de controle de doenças endêmicas (IBGE, 1999)

Porém, na década de 1960, houve uma desaceleração no ritmo de queda da mortalidade, devido a rigidez da estrutura social que impunha limites aos avanços (IBGE, 1999). Entre 1960 e 1980, as taxas de mortalidade infantil foram maiores que o previsto considerando o nível de renda brasileira, e a relação entre renda e taxa de mortalidade infantil de outros países (VICTORA et al., 2011).

No Brasil, a partir de meados dos anos 1970, o Estado passa a intervir de forma mais intensa nas políticas públicas na área de saúde; com ações voltadas para a medicina preventiva, ações vinculadas ao saneamento básico, programas de saúde materno-infantil, imunização e ampliação da oferta de serviços médico-hospitalares descentralizados. Além disso, este período se registrou uma redução significativa dos níveis de fecundidade brasileira, conformando um contexto que contribui positivamente para a sobrevivência infantil, as condições de vida e a saúde da sociedade brasileira (IBGE, 1999). Diante disso, na década de 80, a taxa de mortalidade infantil tem uma queda acentuada, apesar da pequena mudança na renda familiar brasileira. Momento em que a redução da mortalidade infantil se tornou um dos objetivos comuns entre os entes federativos (federal, estadual e municipal) (VICTORA et al., 2011).

De acordo com Victora et al., (2011), a saúde das crianças está em voga na agenda política há muitas décadas, possivelmente, pela ligação que se faz entre a mortalidade das crianças a um indicador de qualidade de vida e a maior facilidade de mensurar. A educação, também, é apresentada como variável chave para quedas consistentes na mortalidade infantil, em todos os países, principalmente quando ligado à instrução das mulheres, pois gera a possibilidade de maior acesso aos serviços básicos de saúde (IBGE, 1999).

Os anos 90 são caracterizados pela expansão da atenção primária à saúde, destacando o SUS, o Programa Agentes Comunitários de Saúde, e o Programa Saúde da Família e

diversas avaliações sugerem a contribuição destes programas para a redução da mortalidade infantil. Neste período, destaca-se ainda o aumento de investimento da educação primária, refletindo na educação das mães futuras. Por sua vez, os anos 2000 registra redução na diferença entre as extremidades nas camadas por nível de renda, fato verificado no índice de Gini³ e atribuído aos programas de transferências de rendas e ao aumento de salário na população dos mais pobres. (VICTORA et al., 2011).

Entre as políticas públicas direcionadas para a redução da mortalidade infantil implantadas se destacam os programas de promoção de imunização, amamentação e alojamento, e também, a melhoria do acesso ao SUS e o Programa Agentes Comunitários de Saúde. Ressalta-se, também, as ações ligadas às entidades não governamentais como, por exemplo, a Pastoral da Criança (VICTORA et al., 2011). Para Frias, Mullachery e Giugliani (2009) os incentivos à atenção básica como o Piso da Atenção Básica e a criação do Programa Saúde da Família foram fundamentais para o desenvolvimento da política de saúde das crianças, pois, foram decisivos pela interiorização de algumas categorias profissionais e a ampliação do acesso aos serviços de saúde com efeitos diretos sobre a saúde infantil. Mais especificamente, a interiorização da qual se refere trata do deslocamento de profissionais de saúde para municípios de pequeno porte, principalmente, no Norte e Nordeste do Brasil.

Ainda destaca-se o saneamento básico como condição essencial para que a população obtenha uma melhor qualidade de vida. Neste aspecto, Mendonça (2005) em seu estudo observa para os estados brasileiros entre 1981 a 2001 que os serviços adequados de saneamento básico (água e esgotamento sanitário) impacta positivamente para reduzir a ocorrência da mortalidade infantil. Além dessas, variáveis socioeconômicas como o aumento da escolaridade da mulher ou a redução da taxa de analfabetismo da mulher, e as elevações dos gastos estaduais com saúde e números de leitos contribuem para a redução da mortalidade infantil.

Paixão e Ferreira (2012) apresentam, para os estados brasileiros, entre 1997 a 2005, que a redução da taxa de fecundidade tem contribuído para a uma menor TMI, já que a menor quantidade de filhos permite uma melhor assistência e maior perspectiva para a criança. Além disso, níveis de renda mais altos possibilita acesso à educação de qualidade e condições de saúde e saneamento melhores. Uma coleta de lixo mais adequada gera maior qualidade de vida e ampliação da educação tende a erradicar o analfabetismo.

³ Índice de Gini é um indicador útil para medir o nível de concentração de renda em determinado grupo.

Outro aspecto a destacar é que há uma forte conexão entre os fatores ligados a nutrição e a mortalidade na infância, ou seja, a desnutrição aumenta o risco de morte (BLACK et al., 2008). Neste sentido, Monteiro et al., (2009) apresentam que houve redução da prevalência da desnutrição entre as crianças menores de cinco anos no Brasil, entre 1996 e 2006/07, em que os principais fatores que determinaram essa redução foram o crescimento do poder aquisitivo familiar, a expansão da assistência à saúde, a melhoria nas condições de saneamento básico, sendo que o fator que mais contribuiu para a redução da desnutrição foi o aumento da escolaridade materna. Em que se justifica pela universalização do ensino fundamental, anos 90, período o qual as mães das crianças estudadas em 2007 estavam no ensino fundamental, em contraposição as mães das crianças estudadas em 1996 que estudaram no ensino fundamental nos anos 80.

2.2 Atenção Primária

Entre o meio acadêmico e o governamental percebe-se uma distinção entre a nomenclatura utilizada. Na esfera governamental, os documentos oficiais utilizam o termo atenção básica, como a própria Política Nacional de Atenção Básica (PNAB), publicação do Ministério da Saúde, enquanto na academia observa-se o uso do termo “atenção primária” ou “atenção primária à saúde”. Observado estas distinções viu-se como necessária fazer a análise da origem desses conceitos.

Os países desenvolvidos, preocupados com a manutenção dos sistemas de saúde, devido aos altos custos, ao uso indiscriminado de tecnologia médica e da baixa resolutividade, pesquisaram modelos de organização da atenção de forma a melhorar o desempenho do sistema com baixos custos (FAUSTO; MATTA, 2007).

Lavras (2011) sugere que um dos primeiros documentos a cunhar o conceito de Atenção Primária à Saúde foi o Relatório de Dawson⁴, no qual continha a questão da organização sistêmica regionalizada e a hierarquia dos serviços de saúde, influenciando a origem do sistema nacional de saúde britânico e de outros países, seja em orientação ou reorganização. Nesse sentido, o Governo Inglês, com o Relatório de Dawson, propôs uma alternativa ao modelo flexneriano americano de perspectiva curativa, centrado no indivíduo,

⁴ Documento elaborado pelo Ministério da Saúde do Reino Unido em 1920.

concebendo, para tanto, um sistema que considerasse a regionalização dos serviços de saúde e a integralidade entre ações curativas e preventivas (FAUSTO; MATTA, 2007).

Outro marco é a Declaração de Alma-Ata, em 1978, originária da Conferência Internacional sobre Cuidados Primários de Saúde (LAVRAS, 2011). A conferência de Alma-Ata propõe um novo paradigma com a proposta “Saúde para Todos no Ano 2000” e a estratégia de Atenção Primária à Saúde (FERREIRA; BUSS, 2002). A declaração de Alma-Ata (1978) considera que os cuidados primários de saúde são a chave para atingir a meta do paradigma “Saúde para Todos no Ano 2000”. A Atenção Primária à Saúde na Declaração de Alma-Ata é considerada como estratégia de aperfeiçoamento do sistema de saúde nos países, com uma orientação mais equitativa e efetiva para corresponder às demandas em saúde da população (FAUSTO; MATTA, 2007).

A atenção primária permite a pessoa acessar o sistema de serviço de saúde, e ser acompanhada longitudinalmente; permite a atenção em diversas condições; e concatena a atenção a outro lugar ou terceiros. A atenção primária é uma abordagem que estrutura a base dos serviços de saúde e direciona o seu usuário, caso seja necessário, aos demais níveis do sistema de saúde. A atenção primária abrange os problemas mais recorrentes em uma comunidade, disponibilizando serviços de promoção e prevenção em saúde, cura e reabilitação com o intuito de maximizar a saúde e o bem-estar no âmbito individual e coletivo (STARFIELD, 2002). A autora, ainda, analisa as formas de entender a atenção primária de Vuori⁵, compreendendo que o conceito de atenção primária capta: a inter-relação das estratégias que organizam a atenção à saúde, os níveis de saúde, e uma “filosofia”.

A atenção primária recai sobre os problemas comuns e menos definidos, estabelecidos comumente em unidades comunitárias como consultórios, centros de saúde, escolas e lares. E os pacientes possuem acesso direto à atenção, adequada ao longo do tempo, criando uma relação mais próxima entre o médico e o paciente. Portanto, para otimizar a saúde das pessoas, a atenção primária deve focar na saúde delas, inseridas nos meios sociais e físicos em que vivem e trabalham (STARFIELD, 2002).

Gil (2006) analisa os conceitos de Atenção Primária, Atenção Básica e Saúde da Família, a partir de documentos oficiais do Ministério da Saúde, da visão de atores sociais importantes ligados aos SUS, através de documentos normativos do SUS, relatórios finais das Conferências Nacional de Saúde e das Conferências Nacionais de Recursos Humanos em

⁵ VUORI, H. The role of schools of public health in the development of primary health care. *Health Policy*, n. 4, p. 221-30, 1985.

Saúde, e também uma revisão de literatura, a partir da base de dados da Biblioteca Virtual em Saúde. Nos artigos em que relaciona o PSF à estratégia da Atenção Primária à Saúde; a Atenção Primária à Saúde e Atenção Básica à Saúde são entendidos como sinônimos, com uma frequência maior da definição de Atenção Básica à Saúde ligada aos modelos assistenciais.

Borges e Baptista (2010) utilizam os termos “atenção básica em saúde” e “atenção primária em saúde” como sinônimos. Ressaltando que o primeiro é a concepção no âmbito do Governo Brasileiro e, o segundo, é a convenção internacional.

O Ministério da Saúde, em 2006, no documento da Política Nacional de Atenção Básica, caracteriza a atenção básica como:

A Atenção Básica caracteriza-se por um conjunto de ações de saúde, no âmbito individual e coletivo, que abrangem a promoção e a proteção da saúde, a prevenção de agravos, o diagnóstico, o tratamento, a reabilitação e a manutenção da saúde. É desenvolvida por meio do exercício de práticas gerenciais e sanitárias democráticas e participativas, sob forma de trabalho em equipe, dirigidas a populações de territórios bem delimitados, pelas quais assume a responsabilidade sanitária, considerando a dinamicidade existente no território em que vivem essas populações. Utiliza tecnologias de elevada complexidade e baixa densidade, que devem resolver os problemas de saúde de maior frequência e relevância em seu território. É o contato preferencial dos usuários com os sistemas de saúde. Orienta-se pelos princípios da universalidade, da acessibilidade e da coordenação do cuidado, do vínculo e continuidade, da integralidade, da responsabilização, da humanização, da equidade e da participação social (PNAB, 2006. pg 13).

Em 2012, o Ministério da Saúde, na PNAB, registrou a revisão das diretrizes e normas para a organização da atenção básica, considerando os termos “Atenção Básica” e “Atenção Primária à Saúde”, como equivalentes, portanto, aproximando-se da terminologia utilizada no meio acadêmico, inclusive o internacional. Constando ainda a ratificação sobre a Estratégia Saúde da Família como prioridade da reorganização da Atenção Básica Brasileira.

Por fim, ressalta-se a questão do entendimento da Saúde da Família como programa e estratégia. De acordo com Corbo *et al.* (2007), inicialmente o Saúde da Família era conhecido como programa, dada à característica vertical e transitória da ideia, porém após a implementação e percebido sua importância, o Ministério da Saúde passa a ter o Saúde da Família como uma estratégia de reorientação do sistema de atenção à saúde no Brasil. Portanto, neste trabalho será utilizado Programa Saúde da Família e Estratégia Saúde da Família como sinônimo, salientando que o termo “estratégia” faz parte do processo de consolidação do PSF.

2.3 Programa Saúde da Família

2.3.1 Histórico

A Atenção Primária à Saúde, como modelo assistencial preventivo, é implantada em vários países, a partir da década de 1960, permitindo um acesso mais amplo ao sistema de saúde pela sociedade. No Brasil, este modelo é inserido a partir dos princípios da Reforma Sanitária e com a criação do Sistema Único de Saúde ao abraçar a Atenção Básica à Saúde, como a reorientação do modelo assistencial à saúde (FAUSTO; MATTA, 2007).

O Movimento da Reforma Sanitária originou-se em meados dos anos 1970, incluído no contexto pela luta cidadã e contra a ditadura. Um dos principais objetivos do movimento era a transformação do Sistema Nacional de Saúde. O Movimento e a sociedade civil organizada, portanto, lutavam pela universalidade de atendimento nos serviços de saúde, e que o Estado garantisse esse direito. Em suma, um dos resultados deste movimento foi a introdução deste ideário na Constituição Brasileira (CF) de 1988. Deste modo, o início legal do redimensionamento dos serviços de saúde ocorre com os artigos de nº 196 aos 200 na CF/88. Em que a criação do Sistema Único de Saúde (SUS) instaura o processo de democratização do acesso à saúde no Brasil. (FUHRMANN, 2003). A implementação do SUS inicia nos anos 1990, em que a lei 8080/90 específica às atribuições e organização do SUS (PAIM et al., 2011).

Viana e Poz (2005) consideram que a reforma do modelo de assistência pública à saúde ocorreu com a criação do Sistema Único de Saúde (SUS). Entre as principais características estão a criação do sistema nacional de saúde, a descentralização para o nível municipal, e as novas formas de gestão inserindo os diversos atores da política. O Sistema Único de Saúde compreende um conjunto de ações e serviços em saúde, podendo ser proporcionados por órgãos e instituições públicas nas três esferas governamentais, da administração direta ou indireta, ou fundações mantidas pelo Estado (FUHRMANN, 2003).

Nos anos 1990, com a implementação do SUS surge também as dificuldades em sua operacionalização, bem como o financiamento das ações em saúde, as atribuições de cada ente governamental, a articulação do novo modelo. Além disto, o país, no início desta década, passava por um período de incertezas na política econômica, assim como mudanças no perfil demográfico, necessitando cada vez mais de ações para a população de idade adulta e idosa, que geram custos mais elevados no âmbito da saúde. Este contexto influenciou a demanda e oferta de saúde, sendo os anos 1990 conhecido pela “crise da saúde”. Por sua vez, este é um

dos principais motivos para a realização da “reforma da reforma da saúde” no Brasil, ou o “processo de reforma incremental” do SUS. (VIANA; POZ, 2005).

O termo “crise na saúde pública” foi utilizado por compreender que não se estava caminhando em direção de uma política de saúde pública universal, integral e equânime, conforme os princípios do SUS. Em meados de 1990, o Ministério da Saúde cria o Programa Saúde da Família, como parte do processo de reorganização dos serviços de saúde. O objetivo do Governo Federal com o PSF era de substituir o modelo curativo/hospitalocêntrico pelo modelo preventivo da atenção básica primária à saúde, e descentralizar as políticas de saúde (FUHRMANN, 2003).

O Programa Saúde da Família é considerado uma estratégia da reforma incremental do sistema de saúde no Brasil, pois direciona para uma modificação na forma de remuneração das ações de saúde, na organização dos serviços e nas práticas assistenciais a nível local. Em que a reforma incremental do SUS, começa a partir de 1995/96, com um conjunto de ações em processo, como a implementação do Programa de Agentes Comunitários de Saúde (1991), do Programa Saúde da Família (1994), e das novas práticas gerenciais e com a Norma Operacional Básica de 1996 (NOB-96) (VIANA; POZ, 2005).

De acordo com Fausto e Matta (2007), no âmbito normativo, a “Atenção Primária à Saúde” ganha evidência na NOB-96, até então o PACS e o PSF possuíam um papel marginalizado. Portanto, com a NOB-96 é estabelecido o Piso da Atenção Básica, com uma parte fixa e uma variável, ou seja, estava sendo especificado um montante financeiro para incitar a rede de atenção básica em saúde nos municípios. A parte variável incentivava, especificamente, programas como PACS e o PSF. Realçava-se, assim, o processo de descentralização no sistema de saúde, em especial, na área de assistência e prevenção em saúde.

Com a descentralização das políticas de saúde há uma maior parceria entre os Governos Federal, Estaduais e Municipais distribuindo as responsabilidades de gestão, atribuições e decisões sobre os serviços de saúde entre eles, esta que pauta a dinâmica da saúde pública brasileira, a partir de 1990 (FUHRMANN, 2003).

O precursor do Programa Saúde da Família é o Programa de Agentes Comunitários de Saúde, em 1991, pois a partir deste é introduzido o foco da atenção à família nas ações em saúde, permitindo acompanhamento ativo nas intervenções em saúde agindo de forma preventiva. Inseriu-se também, por meio do PACS, a concepção de integração com a comunidade, ampliando o enfoque sobre o que é saúde, cujo principal objetivo era combater a

mortalidade infantil e materna. O sucesso deste programa incitou a criação do PSF (VIANA; POZ, 2005).

Fausto e Matta (2007) entendem que o PSF tem dois momentos. O primeiro referente à sua formulação e implantação, e o segundo quando se torna estratégico na reorganização do modelo de atenção no SUS.

Por fim, Paim *et al.* (2011) compreende que a atenção básica no Brasil, tem sido impulsionada pelo processo de descentralização, pelos programas inovadores, além dos incentivos financeiros e estratégias organizacionais que tem sido usado perante o objetivo de promover o acesso universal e cuidado integral à saúde, em que destaca o PSF, PACS e o instrumento financeiro de “quotas de cuidado primário”⁶ como estratégia de reestruturação da atenção básica no Brasil. Ressalta, ainda, que o PSF é a principal estratégia para estruturação do sistema de saúde dos municípios, e inova por focar na família e na comunidade através de cuidados integrais.

2.3.2 Descrição

O Programa Saúde da Família ganhou importância desde sua implementação sendo expandido para quase todos os municípios brasileiros no decorrer dos anos, ganhando relevância para o sistema de atenção básica brasileira. De acordo com a PNAB (2012) a Estratégia Saúde da Família é apreciada como a principal forma de reorganização da Atenção Básica (AB) no Brasil, sendo considerada estratégia de expansão, qualificação e consolidação da AB.

O Programa Saúde da Família é um programa que deve estar próximo à comunidade e à região a qual se deseja atender. Para atingir esse fim, são instaladas equipes da estratégia Saúde da Família em unidades básicas de saúde. A equipe da Estratégia Saúde da Família deve ser uma equipe multiprofissional com pelo menos um médico generalista, um enfermeiro generalista, auxiliar de enfermagem e agentes comunitários de saúde (ACS); podendo ser adicionada a equipe de saúde bucal composta por cirurgião-dentista generalista, auxiliar e/ou técnico em saúde bucal (PNAB, 2012).

É recomendado que a Equipe Saúde da Família seja responsável em média por 3.000 pessoas, e no máximo 4.000, adstritas em um território de referência, e aconselhado que o número de pessoas por equipe considere a vulnerabilidade das famílias no território. O

⁶ Primary Care Quota

número máximo de ACS por equipe é de 12, sendo que cada ACS deve ser responsável por no máximo 750 pessoas (PNAB, 2012).

O Governo Federal, através da PNAB (2012), define um indicador para determinar o número máximo de equipes da Saúde da Família, dos Agentes Comunitários de Saúde e das equipes de Saúde Bucal por município que teriam direito ao recebimento dos recursos específicos. Portanto, podendo ser considerado este o número ideal de equipes por municípios, com ou sem equipe de Saúde Bucal. As fórmulas seriam:

$$n^{\circ} \text{ M\u00e1ximo de equipes Sa\u00fade da Fam\u00edlia} = \frac{\text{popula\u00e7\u00e3o do munic\u00edpio}}{2400}$$

$$n^{\circ} \text{ M\u00e1ximo de ACS}^7 = \frac{\text{popula\u00e7\u00e3o do munic\u00edpio}}{400}$$

As equipes da sa\u00fade da fam\u00edlia trabalham com um territ\u00f3rio de atua\u00e7\u00e3o e de popula\u00e7\u00e3o adscrito, pelos quais se tornam respons\u00e1veis, proporcionando aten\u00e7\u00e3o integral, cont\u00ednua e organizada. Por\u00e9m, distingue-se a forma de atua\u00e7\u00e3o dos profissionais da equipe. O Enfermeiro, o Auxiliar e/ou T\u00e9cnico de Enfermagem e o M\u00e9dico tem como base as Unidades B\u00e1sicas de Sa\u00fade, podendo realizar atividades externas de acordo com a necessidade. Enquanto o Agente Comunit\u00e1rio de Sa\u00fade tem como \u00e1rea de atua\u00e7\u00e3o a micro\u00e1rea em sua responsabilidade (PNAB, 2012), sendo micro\u00e1rea uma limita\u00e7\u00e3o territorial, comumente delimitada por ruas, sobre responsabilidade do ACS, inclu\u00eddos no total de indiv\u00edduos adstritos sobre a responsabilidade da equipe sa\u00fade da fam\u00edlia.

2.3.3 Programa Sa\u00fade da Fam\u00edlia no Brasil e em Goi\u00e1s

O Minist\u00e9rio da Sa\u00fade para acompanhamento da aten\u00e7\u00e3o b\u00e1sica e, em especial, o Programa Sa\u00fade da Fam\u00edlia mant\u00e9m o Sistema de Informa\u00e7\u00e3o da Aten\u00e7\u00e3o B\u00e1sica. O site do Departamento da Aten\u00e7\u00e3o B\u00e1sica (DAB) \u00e9 outra fonte de informa\u00e7\u00e3o, em que \u00e9 armazenado o hist\u00f3rico de cobertura da Sa\u00fade da Fam\u00edlia. Apesar do PACS e do PSF, respectivamente,

⁷ Com uma forma de c\u00e1lculo diferenciada para os munic\u00edpios da Regi\u00e3o Norte, Maranh\u00e3o e Mato Grosso.

iniciarem em 1991 e 1994, os dados sobre a cobertura no site do DAB, na seção de “Histórico de Cobertura da Saúde da Família” iniciam em 1998.

De acordo com os dados do DAB, o Brasil, em 1998, havia implantado 78.705 agentes ACS e 3.062 equipes ESF, respectivamente, alcançando 3.166 e 1.134 municípios. A importância destes programas pode ser observada pelo aumento significativo da cobertura, principalmente do ESF, saindo de 6,55% em 1998 para 62,48% de cobertura populacional em 2015, conforme os dados da Tabela 1. Os dados são referentes às informações registradas no mês de dezembro⁸ de cada ano.

Ainda no Gráfico 1, em anexo, percebe-se que o estado de Goiás segue a tendência de crescimento de cobertura do PSF no Brasil. Isso é corroborado pela Tabela 1 a qual demonstra que Goiás despontou, em 1998, de 4 municípios implantados com equipes saúde da família para 245 municípios implantados⁹ em 2015, tal como a cobertura aumentou em 17 anos de 0,72% para 67,22%. No Mapa 1, pode-se observar a proporção de cobertura estimada para os anos 1998, 2001, 2005 e 2015; e a nítida evolução na quantidade de municípios com equipes implantadas e um aumento significativo da cobertura populacional do ESF no decorrer dos anos.

No período em análise, 1998 a 2015, observa-se no Brasil o aumento dos municípios com equipes ESF implantados, aumento no quantitativo de equipes e agentes, aumento da própria população e da cobertura populacional dos programas. Este mesmo movimento ocorre no Estado de Goiás, porém observa-se que a proporção de cobertura PSF é maior em Goiás que no Brasil. Por sua vez, a cobertura dos ACS, em anos recentes, 2014, 2015, tem sido um pouco menor em Goiás em relação ao Brasil.

⁸ De acordo com a nota técnica sobre o histórico de cobertura da saúde da família, os dados começam a ser registrados em julho de 1998, quando foi implantado o sistema de captura de dados para pagamentos dos incentivos financeiros. A informação referente à competência financeira de dezembro 2015 contém os dados de agentes e equipes de novembro 2015. Os dados referem-se aos implantados, portanto a quantidade de agentes ou equipes aptos a receberem os incentivos financeiros federais.

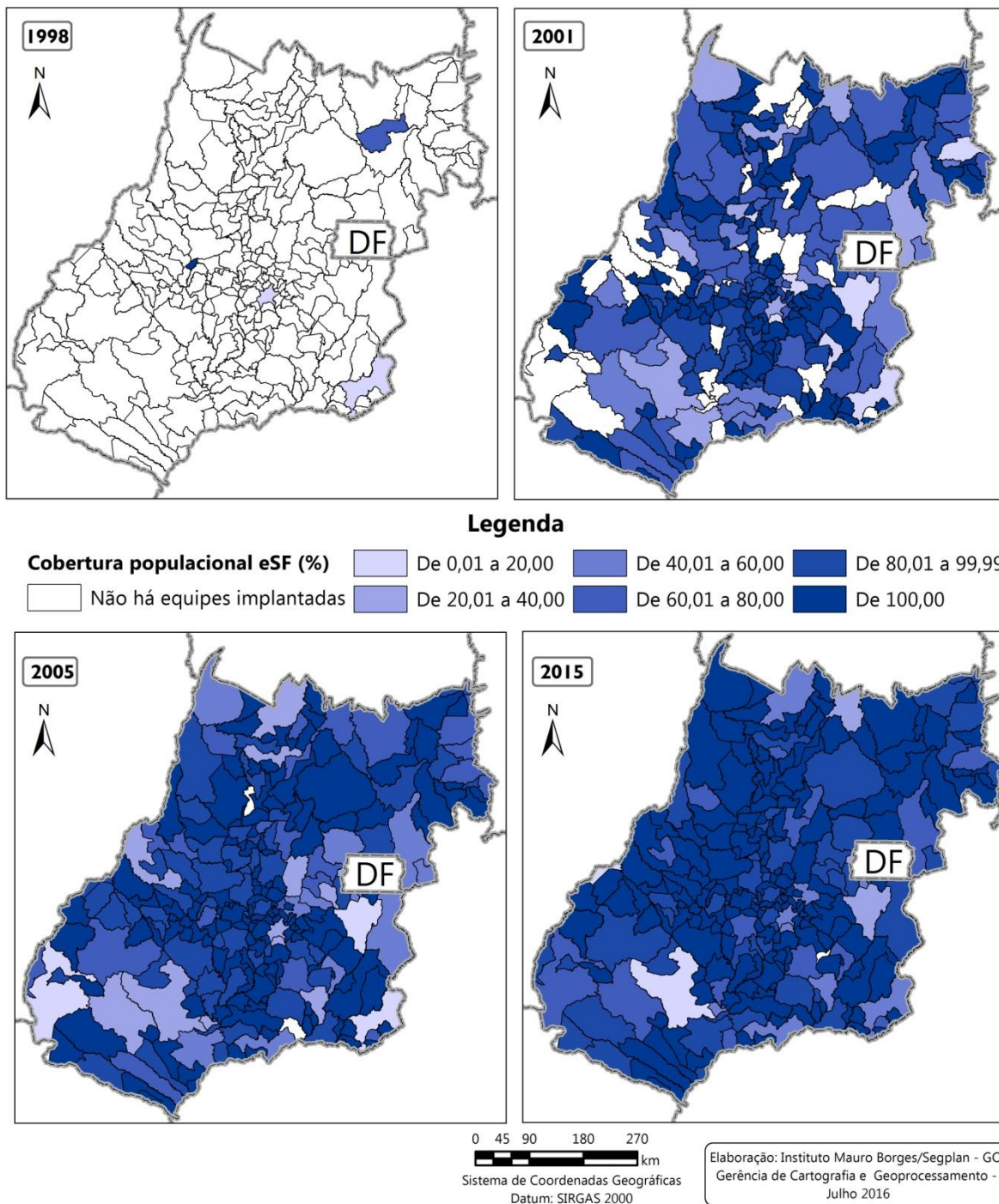
⁹ De acordo com os Técnicos em Atenção Básica do Estado de Goiás é possível algumas oscilações devido a questões técnicas e burocráticas no processo de registro. Não significa, portanto, necessariamente que equipes entrem e saiam do município de um mês para o outro. Ou seja, apesar de em dezembro de 2015, constar equipes ESF implantada em 245 municípios do estado, em fevereiro 2016 há ESF nos 246 municípios.

Tabela 1: Histórico da Cobertura de Agentes Comunitários de Saúde e Equipes Saúde da Família, entre 1998 e 2015 para o Brasil e Goiás.

Ano	Agentes Comunitários de Saúde (ACS)						Equipes da ESF					
	Nº Municípios		Nº ACS Implantados		Proporção de cobertura populacional (%)		Nº Municípios		Nº ESF Implantados		Proporção de cobertura populacional (%)	
	Brasil	Goiás	Brasil	Goiás	Brasil	Goiás	Brasil	Goiás	Brasil	Goiás	Brasil	Goiás
1998	3.166	119	78.705	2.748	26,92	31,65	1.134	4	3.062	10	6,55	0,72
1999	3.809	137	104.215	3.791	34,39	42,95	1.646	27	4.114	108	8,78	7,94
2000	4.345	166	134.273	4.682	42,76	49,87	2.762	125	8.503	367	17,43	25,24
2001	4.786	221	152.865	5.961	46,6	58,28	3.682	210	13.155	695	25,43	44,34
2002	5.076	240	175.463	6.648	52,61	63,09	4.161	233	16.698	811	31,87	50,96
2003	5.143	242	184.341	6.891	54,05	63,42	4.488	238	19.068	865	35,69	52,5
2004	5.122	232	192.735	6.995	55,48	62,96	4.664	229	21.232	850	38,99	50,55
2005	5.242	245	208.104	7.219	58,4	64,77	4.986	244	24.564	969	44,35	57,06
2006	5.309	246	219.492	7.635	59,11	65,8	5.106	244	26.729	996	46,19	55,75
2007	5.265	241	210.964	7.190	56,83	61,84	5.125	240	27.324	1.005	46,62	55,73
2008	5.354	244	230.244	7.638	60,41	64,65	5.235	243	29.300	1.048	49,51	57,87
2009	5.349	245	234.767	7.631	60,85	62,93	5.251	244	30.328	1.049	50,69	56,87
2010	5.383	245	244.883	8.260	62,56	68,28	5.294	243	31.660	1.134	52,23	60,75
2011	5.404	246	250.607	8.321	64,06	68,74	5.285	244	32.295	1.159	53,41	61,79
2012	5.425	245	257.265	8.397	65,04	68,02	5.297	243	33.404	1.210	54,84	63,88
2013	5.436	244	257.936	8.353	64,74	67,14	5.346	244	34.715	1.231	56,37	63,99
2014	5.492	246	265.698	8.281	66,35	66,25	5.465	246	39.310	1.313	62,48	66,91
2015	5.504	246	266.217	8.091	66,63	64,78	5.463	245	40.162	1.329	63,72	67,22

Fonte: MS/SAS/DAB. Tabela Adaptada.

Mapa 1: Proporção de Cobertura das Equipes Saúde da Família, em %, nos anos 1998, 2001, 2005, 2015, em Goiás



Fonte: DAB/MS

2.4 Avaliação de Programas Sociais

A partir da Constituição Federal de 1988, com o aumento das políticas e programas sociais, tem-se requerido a melhoria e o aprimoramento das formulações e avaliações de programas públicos. De tal modo que, segundo Januzzi (2016), os instrumentos de monitoração e avaliação dos programas estão mais presentes no ambiente de trabalho dos gestores públicos, como as salas de monitoramento.

De acordo com Schneider (2009), a avaliação deve ser compreendida como parte de um sistema de informações, subsidiando o processo da formulação de política. A avaliação abrange a análise de programas e políticas em relação ao seu nível de desempenho. Como sistema de avaliação, compreende-se a análise dos indicadores do sistema (monitoramento), as avaliações de processos e avaliações de resultado. Em que o objetivo da avaliação é adicionar conhecimento no processo de tomada de decisão a fim de aprimorar as políticas públicas.

Para Januzzi (2016), uma definição seria:

Assim, em uma definição pragmática e aplicada, avaliação refere-se ao esforço analítico de produzir informação e conhecimento para desenho, implementação e validação de programas e projetos sociais, por meio de abordagens metodológicas interdisciplinares da pesquisa social, com a finalidade de aprimorar a gestão das intervenções, seja no cumprimento dos seus objetivos (eficácia), nos seus impactos mais duradouros e abrangentes em termos de públicos e dimensões sociais alcançados (efetividade), seja nos custos condizentes com a escala e complexidade da intervenção (eficiência). Dessa maneira, configuram-se como avaliação as pesquisas para dimensionamento e entendimento dos determinantes de problemas sociais, para dimensionamento e caracterização de públicos-alvos de possíveis programas, para investigar as dificuldades de desenvolvimento de determinadas atividades previstas na implementação de um programa, assim como os resultados, efeitos mais abrangentes e custos destes. (p. 46)

Ou seja, deve-se entender a avaliação de programa nesta definição não somente com o cunho acadêmico, mas também como um instrumento de aperfeiçoamento para intervenção do programa, de forma consistente, sistemático e replicável. A qual, nos programas sociais, tem como finalidade aperfeiçoar a gestão e o cumprimento dos resultados (JANUZZI, 2016).

Programas e políticas são desenhados para mudar alguma situação, por exemplo, aumentar renda, melhorar o ensino ou reduzir doenças, nesse sentido monitoramento e avaliação permitem a melhoria de qualidade, eficiência e efetividade das intervenções para atingir as metas de melhorar o bem-estar. Em que a avaliação de impacto é uma abordagem específica da avaliação, que permite identificar uma relação causal entre programas e políticas

e algum resultado de interesse, em que se utiliza um grupo contrafactual para comparação (GERTLER et al., 2011)

Em uma avaliação de um programa social, pode-se querer observar por várias óticas, uma primeira segmentação é sobre a questão da eficácia, efetividade e eficiência. De acordo com Januzzi (2016), uma avaliação de eficácia está ligada ao nível de cobertura, grau de focalização em relação ao público-alvo. Uma avaliação de efetividade observam-se os impactos sociais alcançados pelo programa, e a de eficiência está relacionada à capacidade de mensurar e comparar custos de programas.

Ainda sobre a importância da avaliação das políticas públicas, Barros e Lima (2012) entendem que a avaliação de impacto tem como principal finalidade averiguar se um programa específico está alcançando os objetivos e resultados esperados. Por impacto, os autores supracitados, entendem como “as diferenças entre a situação dos participantes do projeto após terem participado e a situação em que estariam, caso não tivessem tido acesso a ele”. Portanto, a avaliação de impacto permite apreciar se os recursos estão sendo utilizados da forma mais adequada e medir a dimensão do impacto efetivo, sendo que este depende da forma como o programa foi implementado.

Uma das importâncias da avaliação de impacto está na possibilidade de contribuir para os “*policy makers*” compreender o efeito de uma intervenção refletindo nas intervenções futuras. Portanto, uma boa avaliação de impacto gera efeitos no longo prazo e efeitos indiretos (KHANDKER; KOOLWAL; SAMAD, 2010).

Os efeitos de uma política pública não são estanques no tempo, tornando importante a realização da avaliação de impacto ao longo do tempo. Conforme Barros e Lima (2012), entre as razões de potencial inconsistência temporal dos impactos estão: o impacto de um programa está relacionado ao tempo que os possíveis beneficiários estão expostos ao programa; é passível de flutuações, ao longo do tempo, na qualidade da gestão do programa e na eficácia da implementação; a dimensão do impacto pode ser alterada de acordo com mudanças no ambiente socioeconômico; e, por último, mudanças no perfil do público alvo beneficiado tende a modificar a magnitude do impacto.

A avaliação de impacto é útil tanto para o uso interno, como, o externo. Para o uso interno, esta se torna insumo para a tomada de decisão no programa, também tem uso potencial como insumo para promover melhorias no desenho do programa. Como uso externo, a avaliação de impacto permite assessorar em possíveis programas similares em

contextos distintos, tanto no desenho, na implementação ou na gestão (BARROS; LIMA, 2012).

As avaliações de impactos podem ser realizadas em três momentos distintos, antes do início do programa (*ex ante*), durante a execução do programa (*ex post* de percurso) e após o encerramento (*ex post* de encerramento). Uma questão importante sobre a avaliação *ex post* de percurso é o *trade-off* entre prover repostas rápidas para subsidiar a expansão e aprimoramento do programa e aguardar o tempo necessário para que os efeitos do programa se manifeste de forma satisfatória. Sendo apropriados para programas de longa duração ou ilimitados (BARROS; LIMA, 2012).

2.5 Revisão Empírica

Esta subseção apresenta estudos que avaliam o efeito do Programa Saúde da Família sobre os indicadores de saúde. Dividida em duas seções, predominantemente, a primeira apresenta os estudos com o modelo estatístico em dados em painel e efeitos fixos, e a segunda, especificamente, apresenta os modelos estatísticos com distribuição binomial negativa considerando os efeitos fixos, majoritariamente, em dados em painel.

As pesquisas analisadas nesta seção, predominantemente, apresentam a taxa de mortalidade infantil ou a taxa de mortalidade na infância como variável dependente, apontando, de modo geral, que o PSF impacta positivamente nesses indicadores.

2.5.1 Avaliação do Programa Saúde da Família

Entre os estudos avaliados, o estudo de Serra (2005) aparece como uma das primeiras avaliações empíricas referente ao PSF sobre a TMI. Serra (2005) avalia o impacto do PSF entre 1998 e 2001 nos municípios do estado de São Paulo que possuam mais de 50 mil habitantes, utilizando dados em painel com efeitos fixos. Os resultados demonstram um efeito positivo do PSF e do PACS na redução da TMI, porém com pequena intensidade. Por exemplo, um aumento de 100% da cobertura do PSF diminui em 0,6% a TMI no município, e o PACS 0,7%. Em uma extensão da análise, o autor utilizou como variáveis dependentes a taxa de mortalidade neonatal e pós-neonatal. Sobre a taxa de mortalidade neonatal o PSF e o PACS possuem um efeito positivo, porém modesto. Enquanto sobre a taxa pós-neonatal os resultados não são significativos.

Macinko *et al.* (2007) avaliaram o efeito do PSF sobre a taxa de mortalidade infantil, pós-neonatal e mortes por diarreias em menores de um ano, entre 1999 e 2004, para as microrregiões brasileiras, utilizando dados em painel com efeitos fixos. O aumento da cobertura do PSF impactou na redução da taxa de mortalidade infantil, tanto nos modelos com e sem variáveis de controles, inclusive nos modelos com interações. O PSF contribuiu para a redução da taxa de mortalidade pós-neonatal e a taxa de mortalidade por diarreia, porém não há significância estatística quando relacionado à taxa de mortalidade neonatal. Em consideração as regiões do Brasil, o PSF foi associado à redução das taxas mortalidade infantil em todas elas.

Peixoto (2008) avaliou a atenção básica em saúde, nos municípios da região sudeste, utilizando dados em painel com efeitos fixos, entre o período de 1999 a 2003 tendo como variáveis explicativas de interesse a cobertura de PACS e PSF nos municípios. Em relação à taxa de mortalidade infantil, os municípios com população acima de 50 mil habitantes em 2003, pode-se afirmar que o Programa Saúde da Família foi a principal variável a explicar a melhoria do indicador, enquanto o PACS, obteve o sinal esperado, mas estatisticamente igual a zero. Em relação ao índice de anos de vida perdidos como variável dependente, tanto a variável de PSF e PACS apresentaram sinais positivos, com significância estatística, portanto apresentando resultados não esperados. Uma das hipóteses levantadas pelo autor é devido ao intuito do PSF de se inserir em localidades com pior desenvolvimento humano, podendo ocorrer uma redução das subnotificações, logo uma melhoria nos apontamentos de óbitos. Outra variável dependente utilizada foi o número de internações pagas pelo SUS, no modelo com todos os municípios, os coeficientes das variáveis PSF e PACS são estatisticamente iguais à zero, e das variáveis de controle (números de leitos hospitalares, cobertura de saneamento básico e qualidade do ensino fundamental) são estatisticamente significantes com o sinal esperado. No modelo em que se mantêm apenas os municípios acima de 50 mil habitantes, na amostra, o coeficiente do PSF é positivo e estatisticamente significativo, portanto, não gerando o efeito preventivo esperado. O autor ainda sugere que nos municípios que possuem hospitais, o efeito do PACS e PSF são positivo e estatisticamente significativo e nos municípios sem atendimento de maior complexidade o PACS e PSF são estatisticamente iguais à zero.

Rocha (2009) utiliza o método de diferença em diferença com efeitos fixos municipais para avaliar o impacto do Programa Saúde da Família sobre as taxas de mortalidades por faixa etária (até 1 ano, entre 1 e 4, entre 15 e 59, e acima de 59) e sobre causas de morte por faixa

etária, com dados entre os anos 1995 e 2003. O PSF impacta na redução das taxas de mortalidades, principalmente na taxa de mortalidade infantil e de crianças (de 1 a 4 anos), e o nível do impacto aumenta com o tempo de permanência no programa pelo município, a título de exemplificação, um município há 3 anos no PSF reduziu a TMI em 1,81 por mil habitantes a mais em relação aos municípios que não estão no programa, e para os municípios que estão há oito anos no PSF a redução da TMI chega a 20% em relação à média brasileira de 1993. Outro recorte foi estimar as regressões considerando as regiões, e nota-se que o impacto é maior nas regiões mais pobres (Norte, Nordeste), nas regiões Sul e Sudeste os efeitos não parecem efetivos, e no Centro-Oeste os efeitos são relacionados apenas aos municípios de longa permanência no programa. Para as taxas de mortalidade por causa de morte, o programa se mostra efetivo em reduzir a mortalidade infantil por causas específicas na maioria dos casos, exceto em relação às doenças do sistema nervoso e mortalidade por causa externa. Para a taxa de mortalidade adulta por causa de morte, o grupo de doenças endócrinas, que inclui a diabetes, é impactado pelo PSF.

Chung (2013) avalia o impacto do Programa Saúde na Família sobre a taxa de mortalidade infantil nos municípios com mais de 50 mil habitantes no Rio Grande do Sul, entre os anos de 2005 e 2010, utilizando dados em painel com efeito fixo. Observou-se que o PSF não demonstrou os resultados esperados sobre a redução da mortalidade infantil. Em uma segunda análise utilizou, em conjunto, a cobertura do PSF e do Programa Agentes Comunitários de Saúde, e defasou em um período, obtendo resultados significativos na redução da mortalidade infantil. Concluindo, que, em conjunto, os programas influenciam na redução da mortalidade infantil e que o efeito ocorre a partir de um determinado período de tempo.

Guanais (2013) avaliou o efeito combinado do Programa Saúde da Família e o Programa Bolsa Família (PBF) sobre a mortalidade infantil pós-neonatal, como a principal variável dependente, entre 1998 e 2010, utilizando dados em painel com efeitos fixos. A expansão do PSF, o PBF e suas interações contribuíram para a redução da taxa de mortalidade infantil pós-neonatal e no aumento das consultas pré-natais por gestante. Beneficiando, principalmente, regiões pobres, como o nordeste.

A motivação para a utilização do PSF e PBF no modelo, seria que a associação entre serviços de atenção primária e programas de transferência de renda com condicionantes deveriam melhorar os resultados da saúde, porém, isto só será possível se os serviços de saúde

estiverem disponível, e principalmente para a população de baixa renda (GUANAIS, 2013; RANGANATHAN; LAGARDE, 2012).

Rocha, Nishijima e Peixoto (2013) observa que o PSF e o PACS reduzem o número de hospitalização infantil em municípios que não possuem hospital¹⁰; em municípios com hospital apenas o PACS tem efeito positivos, portanto, o PSF não atinge a meta de mudar a característica da centralização nos hospitais nestes municípios. Em relação à taxa de mortalidade infantil, municípios sem hospital tem um desempenho melhor que nos que possuem hospital. Referente à taxa mortalidade de neonatal e pós-natal, o PSF e o PACS tiveram efeitos positivos em todos os municípios com ou sem hospitais.

Na continuação desta seção, são postos lado a lado os resultados comparáveis de acordo com as variáveis dependentes. Estes estudos demonstram similitude nos resultados em que o PSF contribui para a redução da TMI (AQUINO; DE OLIVEIRA; BARRETO, 2009; MACINKO *et al.*, 2007; PEIXOTO, 2008; ROCHA, 2009; SERRA, 2005). Enquanto Chung (2013), destaca que esse feito ocorre apenas, em conjunto, quando inserida a variável relacionada ao Programa de Agentes Comunitários de Saúde.

O PSF contribui para a redução da taxa de mortalidade neonatal (SERRA, 2005), enquanto em Macinko *et al.*, (2007) o PSF não tem significância estatística em relação a esta taxa. O PSF e PACS não demonstram significância estatística sobre a taxa de mortalidade pós-neonatal (SERRA, 2005). Enquanto em Macinko *et al.* (2007) o PSF contribui para a redução da taxa de mortalidade pós-neonatal. Guanais (2013), considerando o PSF e o PBF e suas interações, corroboram que estas contribuem para a redução da taxa de mortalidade pós-neonatal. Para Aquino, Oliveira e Barreto (2009) o PSF reduz tanto a mortalidade neonatal quanto a pós-neonatal.

Para Macinko *et al.* (2007) o PSF é associado à redução das taxas mortalidade infantil em todas as regiões do Brasil. Em Rocha (2009), encontra resultados semelhantes, com impacto maior nas regiões mais pobres (Norte, Nordeste). Guanais (2013) corrobora que as regiões mais beneficiadas são as pobres (Nordeste).

¹⁰ Esta análise é possível, de acordo com os autores, pois os dados foram coletados de acordo com o local de residência.

Quadro 1: Revisão Empírica – Avaliação do Programa Saúde da Família

Autor (es)	Fonte de Dados	Método	Região de Análise	Ano(s)	Variável Dependente (Principais)	Principais Resultados
Romero Cavalcanti Barreto da Rocha	DataSUS, Censo da Educação Básica,	Diferença em Diferença com efeito fixos	Brasil	1995 a 2003	Taxa de mortalidade por faixa etária; Taxa de mortalidade por causa de morte nas faixas etárias.	Redução das taxas de mortalidade, principalmente em municípios em condições ruins e da Região Norte e Nordeste; Redução das taxas de mortalidade por causas específicas, como por doenças nutricionais para mortalidade infantil, infecciosas para mortalidade de criança, e endócrinas para adultos.
Rodrigo A. Moreno Serra	Datasus, Inep-MEC, Ipea, IBGE, Fundação Seade, Secretaria Estadual de Saúde São Paulo	Dados em Painel com efeitos fixos	Estado de São Paulo (110 municípios)	1998 a 2001	Taxa de mortalidade infantil	Redução da taxa de mortalidade infantil, porém modesta.
Sandro Garcia Duarte Peixoto	Datasus, Inep-Mec, IBGE	Dados em Painel com efeito fixo	Região Sudeste	1999 a 2003	Taxa de mortalidade infantil Índice de Anos de Vida Perdidos Internações paga pelo SUS	PSF contribuiu para a redução da taxa de mortalidade infantil; Redução das internações hospitalares pagas pelo SUS nos municípios que não tem hospital, porém há um aumento de internações nos municípios que o possui.
Frederico C. Guanais	Ministério da Saúde, Ministério do Desenvolvimento Social, Ministério da Fazenda	Dados em Painel com efeito fixo	Brasil	1998 a 2010	Taxa de mortalidade pós- neonatal; Taxa de consultas pré- natal	O efeito do Programa Saúde da Família depende da expansão do Programa Bolsa Família. Redução da Taxa de mortalidade infantil pós-neonatal. Maiores impactos, na região nordeste.
Macinko et al.	Ministério da Saúde, IBGE, IPEA	Dados em painel com efeito fixo	Brasil (microrregiões)	1999 a 2004	Taxa de mortalidade infantil, neonatal, pós- neonatal.	O programa saúde da família reduz a taxa de mortalidade infantil e a pós-neonatal, a mortalidade por diarreia. E não há relação entre o PSF e mortalidade neonatal.
Rocha, Nishijima e Peixoto.	DATASUS, IBGE, ANVISA, MEC	Diferença em Diferenças	Região Sudeste	1999 a 2003	Número de hospitalizações infantil Taxa de mortalidade infantil.	Municípios sem hospitais: o PSF e PACS melhoram a TMI e as hospitalizações infantis. Municípios com hospitais: o PACS tem um efeito mais significativo.

Fonte: Elaboração Própria

2.5.2 Avaliação do Programa Saúde da Família: com distribuição binomial negativa e efeitos fixos

Aquino, Oliveira e Barreto (2009) avaliam o impacto do Programa Saúde da Família utilizando uma abordagem ecológica e longitudinal, entre 1996 a 2004, com dados em painel com efeitos fixos e regressão binomial negativa. Para a seleção amostral utilizou os critérios recomendados por Szwarcwald *et al*¹¹, chegando a 721 municípios com informações adequadas sobre mortes infantis. A variável dependente foi a taxa de mortalidade infantil. O modelo de efeitos fixos com variáveis de controle demonstrou nos três grupos avaliados “Incipiente PSF”, “Intermediário PSF”, “Consolidado PSF”¹² um percentual de redução, respectivamente, de 13%, 16% e 22% em relação ao grupo de referência (Município sem cobertura do PSF). Outra constatação dos autores é que o efeito da cobertura do PSF é maior para os municípios em que a taxa de mortalidade infantil era maior que a média brasileira no início do estudo, em 1996. E também um maior efeito nos municípios que tinha um Índice de Desenvolvimento Humano menor que a média nacional. Foi analisada também, como variável dependente uma série de indicadores básicos da saúde¹³, em que associa uma maior taxa de cobertura do PSF nos municípios a um melhor desempenho nesses indicadores.

Rasella (2013) propõe um estudo de desenho ecológico misto, cobrindo o período de 2004 a 2009, incluindo 2.834 municípios que detinham estatísticas vitais de qualidade adequada. Buscando explicar o impacto do Programa Bolsa Família sobre as taxas de mortalidade em menores de cinco anos (TMM5) e TMM5 por causas específicas, incluindo, com destaque, uma variável sobre o Programa Saúde da Família, além de outras covariáveis socioeconômicas. Fez uso de regressão multivariada por dados em painel, com modelos de regressão binomial negativa com efeitos fixos. O autor observou uma redução da TMM5 e TMM5 específicas à medida que aumentou a cobertura do PBF e do PSF.

Macinko et al., (2010) avaliam o impacto do Programa Saúde da Família sobre a hospitalização, no Brasil, por doenças crônicas sensíveis à atenção ambulatorial (doenças cardiovasculares, diabetes, asma, acidente vascular encefálico “*stroke*”, e outras). Para o

¹¹ Szwarcwald CL, Leal M, do C, Castilho EA, Andrade CLT, Souza Junior PRB de. Estimação de mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações sobre óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde?. Cad. Saúde Publica. 2002;18(6):1725–1736.

¹² Municípios classificados de acordo com o nível de cobertura do PSF: Incipiente (cobertura menor de 30%); Intermediário (cobertura de 30% a 69,9% ou maior/igual a 70% e menos de 4 anos); Consolidado (cobertura maior de 70% e maior/igual a 4 anos).

¹³ “Series of basic health actions” seriam números de consultas médicas per capita/ano, número de atividades educacionais por habitante/ano, porcentagem de gestantes com ao menos uma consulta pré-natal e outras.

período de 1999 a 2007, para os municípios brasileiros, utilizando modelo de regressão binomial negativa com efeitos fixos. Concluindo que o Programa Saúde da Família tem contribuído para um melhor desempenho do sistema de saúde brasileiro, reduzindo os números de internações de doenças crônicas.

Rasella, Aquino e Barreto (2010) avaliam o impacto do Programa Saúde da Família nas taxas de mortalidade relacionadas com a qualidade da informação vital, utilizando como variáveis dependentes a taxa de mortalidade de menores de 5 anos por causa mal definida e as mortes não atendidas. O modelo estatístico utilizado foi o de dados em painel com efeitos fixos e distribuição binomial negativa. Os resultados mostram uma associação negativa entre a cobertura do PSF e as taxas de mortalidades utilizadas, ou seja, o aumento da cobertura do PSF reduz as taxas das variáveis dependentes.

Venancio *et al.* (2016) avaliam a efetividade da Estratégia Saúde da Família sobre indicadores de saúde da criança para os municípios do Estado de São Paulo, no período de 1998 a 2009. Utilizando como variável dependente os coeficientes de mortalidade infantil (infantil, neonatal, pós-neonatal) e as taxas de internação de pneumonia e diarreia. Evidenciando que a Estratégia Saúde da Família teve impacto positivo sobre a taxa de mortalidade pós-neonatal e internações por pneumonias em menores de um ano, mas não verificou impacto positivo sobre a mortalidade infantil, neonatal e internações por diarreia.

Quadro 2: Revisão Empírica – Avaliação do Programa Saúde da Família – com Distribuição Binomial Negativa

Autor (es)	Fonte de Dados	Método	Região de Análise	Ano(s)	Variável Dependente (Principais)	Principais Resultados
Rosana Aquino et al.	DataSUS, Censo (1990 e 2000), Atlas de Desenvolvimento Humano (Brasil)	Dados em painel com efeitos fixo e regressão binomial negativa	Brasil	1996 a 2004	Taxa de mortalidade infantil	Redução da taxa de mortalidade infantil, principalmente em municípios com alta TMI e baixo IDH
Davide Rassella	Ministério da Saúde (SIM, SINASC, SIAB, SIA); MDS; IBGE	Dados em painel e modelos de regressão negativa binomial com efeitos fixos	Brasil (2.853 Municípios)	2004 a 2009	Taxa de mortalidade menores de cinco anos; Taxa de mortalidade menores de cinco anos para causas selecionadas; Taxa de internação de menores de cinco anos.	Redução da taxa de mortalidade em menores de cinco anos, impactados pelo PBF e PSF.
Macinko et al	Sistema de Autorização de Internação Hospitalar (AIH)	Modelo de Regressão Binomial Negativa com efeitos fixos.	Brasil	1999 a 2007	Taxa de hospitalização por doenças crônicas	Quanto maior o nível de cobertura do PSF maior é a redução da taxa de hospitalização por causa de doenças crônicas.
Davide Rassella et al	SIM, SINASC, SIAB, IBGE	Dados em painel e modelos de regressão binomial negativa com efeitos fixos.	Brasil	2000 a 2006	Taxa de mortalidade em menores de cinco anos por causas mal definidas	Há uma redução nas taxas de mortalidade de acordo com o aumento do nível de cobertura.
Venancio et al	SIM, SINASC, SIH, SEADE, IBGE, ANS	Dados em Painel, com modelos regressão binomial negativa de efeitos fixos.	São Paulo	1998 a 2009	Coefficiente de mortalidade infantil, neonatal, pós-neonatal; Taxa de internações por pneumonia e diarreia	A cobertura do ESF teve impacto positivo sobre a taxa de mortalidade pós-neonatal e internações por pneumonias em menores de um ano.

3. Materiais e Métodos

3.1 Modelo Teórico

No caso do Programa Saúde da Família pretende-se avaliar o impacto por meio do uso de modelos estatísticos de dados em painel considerando os efeitos fixos. Isso porque, inexistente um grupo de contrafactual, uma vez que aproximadamente todos os municípios em Goiás são tratados pelo programa no período em análise.

O modelo proposto permite um instrumental no qual é possível observar o impacto de um programa público, o PSF, sobre a taxa de mortalidade infantil em um determinado grupo de municípios (SERRA, 2005).

De acordo com Serra (2005)¹⁴ o modelo teórico para função de produção de saúde infantil, pode ser descrita da seguinte forma:

$$\varphi = f_1(i, p, a, c, s, x, e), \quad (1)$$

em que φ representa a probabilidade de um nascido vivo morrer antes de completar um ano, em função das variáveis de insumos médicos (i), insumos médico pré-natais (p), utilização de serviços de aborto (a), uso de métodos preventivos anticonceptivos (c), consumo de cigarros pela mãe (s), variáveis exógenas observáveis de risco para a criança (x) e características biológicas da criança (e), determinadas, em geral, pelas características da mãe, mas não observáveis ao pesquisador (CORMAN *et al.*, 1987; FRANK *et al.*, 1992 apud SERRA, 2005).

As estimativas, com dados individuais, por mínimos quadrados ordinários (MQO) da função de produção de saúde infantil tendem a serem viesados e inconsistentes (ROSENZWEIG e SCHULTZ, 1983 *apud* SERRA, 2005), pois as características biológicas materno-infantil (e) não são observadas pelo pesquisador, mas sim, parcialmente, pela mãe e seu médico. Outro problema ocorre na estimativa da variância desses estimadores indicando que esse não controla o efeito individual no tempo. Portanto, mulheres com características inadequadas na gestação podem ter um comportamento distinto quanto a utilização do uso de insumos médicos, utilizando-os de forma mais intensa (SERRA, 2005). Logo, essa característica fica correlacionada como o termo de erro. De acordo com Wooldridge (2010), o

¹⁴ De acordo com Serra (2005) esta função de produção de saúde infantil, está baseada na teoria econômica do comportamento familiar desenvolvida por Gary Becker, em trabalhos como Becker e Lewis (1973).

MQO presume que os efeitos não observados são não correlacionados com as variáveis explicativas. Logo, este modelo não resolve o problema de variáveis omitidas.

Serra (2005) propõe a utilização de um painel de dados, pois permite uma estratégia levemente diferenciada sobre a especificação e a estimação da função de produção de saúde infantil principalmente no contexto de dados agregados por município. E devido a não disponibilidade de alguns dados para estimar a equação (1), como exemplo a utilização do serviço de aborto e o consumo de cigarro pelas mães, é proposto uma equação modificada dada por uma função de produção de saúde infantil quasidestrutural,

$$tmi = f_2(i, psf, pacs, r, x, e), \quad (2)$$

em que a taxa de mortalidade infantil (*tmi*) está em função de um vetor de insumos médicos (*i*), da cobertura do Programa Saúde da Família (*psf*), do Programa de Agentes Comunitários de Saúde (*pacs*), da renda per capita municipal (*r*), do vetor de variáveis exógenas de risco para a saúde infantil medidas em nível local (*x*) e de características de saúde materno infantil (*e*).

Guanais (2013) em seu modelo sugere a utilização da variável de cobertura do Programa Saúde da Família ao quadrado conjuntamente com a variável linear. Devido a característica universal do SUS, que pode servir a pobres e não pobres. Isto pode resultar no impacto decrescente da mortalidade pós-neonatal (variável dependente) se os pobres são atendidos em primeiro.

Menezes-Filho¹⁵ (2001 *apud* SERRA, 2005) propõe que, um possível viés pela concentração geográfica de mulheres com dotação de saúde semelhantes, poderia ser tratado assumindo que a dotação média de saúde materno-infantil nos municípios não varia ao longo do tempo. Assim, estimativas diretas não-enviesadas da função de produção infantil poderiam ser obtidas, considerando a concentração de dotações similares de saúde como efeitos específicos de cada município, portanto eliminando os efeitos específicos invariantes no tempo.

Além de retirar a influência sobre as concentrações geográficas de características sistemáticas e as características de saúde semelhantes das mulheres temporalmente estáveis sobre o estimador do PSF; os efeitos específicos (efeitos fixos, aleatórios, primeiras

¹⁵ MENEZES-FILHO, N. A. Microeconometria. In: LISBOA, M.; MENEZESFILHO, N. A. (Orgs.). **Microeconomia e sociedade no Brasil**. Rio de Janeiro: Contra Capa Livraria, 2001, p. 431-465.

diferenças) permite captar outras características municipais constantes no período analisado, como “valores culturais” e qualidade da Administração Pública. Além dos efeitos específicos, utilizam-se variáveis *dummies* de anos para controlar o efeito de fatores que variam ao longo dos anos e impactam todos os municípios ao mesmo tempo (SERRA, 2005).

Por fim, o modelo proposto neste estudo adota o comportamento sugerido por Guanais (2013) para a variável de cobertura do Programa Saúde da Família. Portanto, a equação do modelo é dada por:

$$tmi = f_3(psf, psf^2, i, r, x, e), \quad (3)$$

A variável dependente do modelo é a taxa de mortalidade infantil (*tmi*), em função da variável de interesse de cobertura do programa saúde da família (*psf*) e o *psf* ao quadrado, um vetor (*i*) de insumos médicos, vetor com variáveis monetárias (*r*), um vetor de variáveis exógenas de risco para a saúde infantil medidas em nível municipal (*x*) e da dotação de saúde materno-infantil (*e*).

3.2 Metodologia Empírica

Os dados em painel são um instrumento útil para a análise de decisão de políticas, principalmente na avaliação de programas (WOOLDRIGE, 2010). Em dados em painel para modelos de efeitos não observados pode-se utilizar primeiras diferenças, efeitos fixos ou aleatórios. Entre os benefícios dos dados em painel quando comparados ao modelo de corte transversal e séries temporais estão o controle da heterogeneidade individual, grande número de informações, menor colinearidade entre as variáveis, maiores graus de liberdades, entre outros (Baltagi, 2005).

Os dados em painel referem-se a informações empilhadas por unidades de observação sobre um período de tempo, sendo estas acompanhadas neste período (BALTAGI, 2005). As unidades de observação, de forma exemplificativa, podem ser famílias, domicílios, empresas, países e municípios.

Os dados em painel podem ser classificados como balanceados ou desbalanceados. Quando balanceados, todas as unidades de observação são mantidas no período em análise. Caso alguma unidade observacional não seja mensurada em um determinado período, torna o

modelo desbalanceado (BALTAGI, 2005). Em nosso estudo, será considerado os dados balanceados.

A representação do painel, segundo Baltagi (2005) é dado por:

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + \mu_{it} \quad , \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (4)$$

onde i denota o indivíduo e T o tempo, α é um escalar, β é um vetor $K \times 1$, X_{it} são as inúmeras observações em K variáveis explicativas e y_{it} é a variável dependente para um indivíduo e ano determinado.

Os painéis podem ser classificados pelos componentes de erro “*one-way*” ou “*two-way*”, ou seja, um ou dois efeitos, respectivamente. O que determina esta classificação é a decomposição do erro. De acordo com Baltagi (2005) o modelo com o componente de erro “*one-way*” é dado por:

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad , \quad (5)$$

em que o termo μ_i é o efeito específico individual não observado e v_{it} é o resíduo restante. Já os modelos com componente de erro “*two-way*” é dado por:

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad , \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (6)$$

em que, o termo μ_i é o efeito específico individual não observado, λ_t é o efeito não observável no tempo específico, e o v_{it} continua sendo o resíduo restante. Portanto ele capta qualquer efeito no tempo não captado na regressão.

No modelo adotou-se o componente de erro “*two-way*”, pois de acordo com o Serra (2005) a introdução de efeitos específicos no modelo além de remover a influência de qualquer concentração geográfica sistemática e temporal estável das mulheres com dotação de saúde semelhante sobre o coeficiente estimado do PSF, também permite detectar a influência de outros elementos fixos no município, tais como “valores culturais” e a qualidade da Administração Pública nos municípios. E a inclusão das variáveis *dummies* de ano permite controlar o efeito de fatores que afeta todos os municípios ao mesmo tempo, como choques macroeconômicos.

Os componentes do erro u_i e λ_t , podem ser assumidos como fixos ou aleatórios. Caso sejam assumidos como fixo, é considerado como modelos de efeitos fixos “*two-way*” e os

resíduos restantes possuem independência e identicamente distribuídos com distribuição normal média zero e variância fixa. Portanto, as inúmeras observações das variáveis explicativas assumem independência do termo v_{it} em todo i e t .

E se os termos de erros são aleatórios os componentes do erro u_i , λ_t e v_{it} assumem independência e identicamente distribuídos com distribuição normal média zero e variância σ_u^2 , σ_λ^2 e σ_v^2 , respectivamente (BALTAGI, 2005).

Khandker, Koolwal e Samad (2010) propõem que na avaliação de impacto de programas para o modelo de dois períodos podem ser generalizados para períodos múltiplos, denominado de modelos em painéis com efeito fixo. Sendo uma característica relevante para esse modelo o controle da heterogeneidade não observáveis invariantes no tempo e o controle das heterogeneidades nas características observáveis sobre períodos múltiplos.

De acordo com a literatura levantada na seção de revisão empírica, os modelos de efeitos fixos são amplamente utilizados. Porém, para escolher entre modelos com efeitos fixos ou aleatórios utiliza-se o Teste de Hausman (WOOLDRIGE, 2010). A hipótese nula (H_0) do teste de Hausman é que os efeitos individuais são aleatórios. Ao encontrar evidências contra (H_0) usa-se o modelo de efeito fixo. Ainda, em relação ao teste de Hausman pode ser necessário utilizar o teste de Hausman Robusto (CAMERON; TRIVEDI, 2007).

A análise será realizada tendo como unidade de observação os municípios. A escolha desta unidade se deve pelo fato de os estados deterem um maior nível de heterogeneidade, já que dentro dos estados há regiões que contêm características diferenciadas, não representadas no indicador estadual (SERRA, 2005). Outro motivo é que dado à característica de descentralização do funcionamento da Estratégia Saúde da Família, a menor unidade de observação são os municípios em relação aos dados disponíveis.

O modelo em dados em painel a ser utilizado neste estudo para controlar os efeitos não observáveis dos municípios será com dois efeitos fixos, dado por:

$$tmi_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad , \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (7)$$

Em que a tmi_{it} é a taxa de mortalidade infantil observada no município i no ano t ; X'_{it} representam as variáveis de controles disponíveis e definidas no modelo teórico, além da variável de interesse “cobertura do PSF”; μ_i é o efeito municipal específico não observado em cada município, λ_t as variáveis *dummies* de ano, e v_{it} são os resíduos restantes não correlacionados com o vetor de variáveis explicativas.

Porém, em muitas áreas de conhecimentos, frequentemente utiliza-se variáveis dependentes que possuem natureza especial que assumem valores inteiros não negativos, correspondentes à ocorrência de um determinado evento em certo intervalo de tempo. Esses tipos de variáveis são classificados como contagem, que é um subconjunto das variáveis discretas (RAMALHO, 1996).

Neste sentido o modelo clássico de regressão linear não é adequado para explicar esse tipo de variável. A teoria econômica costuma sugerir variáveis explicativas, porém não sugerem qual a distribuição mais indicada para modelar dados de contagem (RAMALHO, 1996).

Portanto, para os modelos de contagem o ponto de partida são os modelos de Poisson. Estes têm como pressuposto que a média e a variância são iguais, conhecida como propriedade de equidispersão. Porém nos estudos aplicados esta propriedade é comumente violada devido ao sobredispersão (*overdispersion*), ou seja, a variância (condicionada) excede a média (condicionada). Sendo uma das explicações mais comum à ocorrência de heterogeneidade não observada. E os modelos de distribuição binomial negativa lidam com a sobredispersão, e os dados de contagem geralmente o são (CAMERON; TRIVEDI, 2009).

Observou-se em Aquino, Oliveira e Barreto (2009) que a regressão com binomial negativa é recomendada para análise de variáveis respostas de contagem, em especial para eventos raros, como no caso de morte infantil, em que a variável apresenta maior dispersão que a esperada pelo Modelo Poisson (VENABLES E RIPLEY 2002, apud AQUINO ET AL 2009). Observa-se também a utilização da distribuição binomial negativa em outros estudos, referentes a indicadores de saúde (MACINKO et al., 2010; RASELLA, 2013; RASELLA et al., 2013; JUNIOR, 2014)

De acordo com Hilbe (2011) a sobredispersão em modelos Poisson ocorre quando a variância da resposta é maior que a média. E esta é causada pela correlação positiva entre as respostas ou pelo excesso de variação nas probabilidades de resposta ou contagens, ou quando há a violação das hipóteses de distribuição dos dados. Sendo um problema, pois pode gerar estimativas de erros padrões deflacionados ou subestimados. Hilbe (2011) cita que o modelo de regressão binomial negativa é uma das diversas maneiras de lidar com dados com sobredispersão. Situação que será verificada neste estudo através do teste de verossimilhança dos limites.

Para identificar a existência de sobredispersão, será utilizado o teste de razão de verossimilhança dos limites, “*Boundary likelihood ratio test*”, apresentado por:

$$LR = -2(\mathcal{L}_p - \mathcal{L}_{nb}) \quad (8)$$

Hilbe (2011) sugere que a diferença entre os modelos Poisson e o Binomial Negativo é o parâmetro de heterogeneidade. Portanto, o teste é utilizado para avaliar se o parâmetro de heterogeneidade é maior que zero.

Para auxiliar na escolha do modelo melhor ajustado utiliza-se os critérios de informação de Akaike (AIC) e o Critério de Informação Bayesiano (BIC), em que menores os valores indicam que o modelo é mais bem ajustado (HILBE, 2011).

Por fim, os resultados serão apresentados na forma de razão de risco (RR). De acordo com o (HILBE, 2011), a ideia de risco acompanha a origem dos modelos de contagem. Na epidemiologia, a razão de risco quando referidas a contagem são consideradas como a incidência da taxa de razão “incidence rate ratio”. E será utilizada a probabilidade 90% para os intervalos de confiança, enquanto os níveis de significância serão destacados para as variáveis a 1%, 5% ou 10%.

Dado que serão apresentados cinco modelos, faz-se interessante testar o ajuste dos modelos, para isto será utilizado o teste de razão de verossimilhança, apresentado pela seguinte fórmula:

$$LR = -2(\mathcal{L}_{reduzido} - \mathcal{L}_{completo}) \quad (9)$$

em que serão comparados cada modelo com seus anteriores, afim de verificar se a inclusão de uma nova variável geral um modelo melhor ajustado.

3.3 Dados e Definição das Variáveis

Para atingir o objetivo deste estudo, de avaliar o impacto do Programa Saúde da Família em Goiás, utilizaremos como unidade os municípios do estado de Goiás. Em relação ao período de análise, apesar do início do PSF ocorrer em 1994, propõe-se analisar o período de 2006 a 2014, permitindo avaliar a manutenção do programa.

Para avaliar o serviço de atenção primária à saúde. Utilizar-se-á duas variáveis dependentes a Taxa de Mortalidade Infantil, TMI, (até um ano); e Taxa de Mortalidade na Infância, TMM5, (menores de 5 anos).

A TMI aparece como um indicador recorrente para avaliar a qualidade da saúde, como constatado nos estudos levantados na seção de revisão empírica. Esta taxa estima a probabilidade de morte dos nascidos vivos em seu primeiro ano de vida, refletindo as condições de desenvolvimento socioeconômico, infraestrutura ambiental, assim como o acesso e qualidade dos serviços de atenção à saúde materno-infantil¹⁶.

Sobre as taxas de mortalidade há uma ampla discussão sobre qualidade da informação desta no Brasil. Frias, Szwarcwald e Lira (2011) destaca que o desafio para a análise das condições de saúde em crianças menores de um ano está relacionado aos métodos de estimação da mortalidade infantil a nível municipal. Os autores indicam que ainda há deficiências nos sistemas de informações vitais, em que a omissão do registro de óbito compromete a identificação dos fatores que influenciam a mortalidade infantil a nível local e o dimensionamento da realidade.

Rasella, Aquino e Barreto (2010) avaliam o impacto do PSF sobre as taxas de mortalidade relacionada à qualidade de informação das estatísticas vitais. Utilizaram como variável dependente a taxa de mortalidade de crianças menores de 5 anos por causas mal definidas e mortes não atendidas, sinalizando a utilização do método direto para estimá-las. Como resultado da pesquisa, o estudo sugere que a implementação do PSF nos municípios poderia melhorar a qualidade das informações sobre causas de morte e reduzir o número de mortes não atendidas nos municípios entre os anos 2000 a 2006.

Rede Interagencial de Informação para a Saúde, RIPSAs, (2008) relata em quais estados poderiam realizar o cálculo de TMI por método direto ou indireto. A análise avalia a cobertura do Sistema de Informação sobre a Mortalidade (SIM), e o Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC). Indicando que apenas 8 estados poderiam calcular a TMI pelo método direto. Nestes, não se inclui Goiás.

Contudo, há um amplo reconhecimento, sobre a melhoria dos sistemas de registros vitais - SIM e SINASC - nestes últimos anos. De acordo com o documento “Sistema de Informações sobre Mortalidade - SIM: Consolidação da base de dados de 2011” resumo das características do SIM-2011. Registra que há uma transição dos modelos de formulários de declaração de óbitos e avalia, também, a captação das notificações de óbito, entre elas, a cobertura¹⁷ do SIM. O documento considera que há um avanço na última década, em que o Brasil atinge uma cobertura de 96,1% em 2011 e registra, para a região centro-oeste, que a

¹⁶ Informação retirada das fichas RIPSAs: http://fichas.ripsa.org.br/2012/c-1/?l=pt_BR

¹⁷ Sendo a cobertura definida como a razão entre óbitos coletados pelo SIM e óbitos projetados pelo IBGE.

cobertura é próxima de 100%, inclusive em Goiás. Observando o gráfico disponibilizado no documento sobre a cobertura SIM entre 2009 e 2011, nota-se que Goiás possui uma cobertura, aproximadamente, acima de 90% no período.

Para o SINASC, pelo documento "Consolidação do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos - 2011" observa-se comportamento, semelhante ao do SIM, em que a cobertura aproxima-se de 100% em 2011, e mantém nível de cobertura elevada entre 2009 e 2011.

Portanto, para este estudo foi utilizado o cálculo da taxa de mortalidade infantil e na infância pelo método direto dado por:

$$tmi_{it} = \frac{n^{\circ} \text{ de óbitos de residentes na faixa etária específica}_{it}}{n^{\circ} \text{ de nascidos vivos de mães residentes}_{it}} \times 1000 \quad (10)$$

em que as faixas específicas neste estudo são óbitos menores de um ano, e óbitos menores de cinco anos.

Por fim, ao contatar um técnico do CONECTASUS, departamento responsável pelos indicadores de saúde dentro da secretaria de saúde de Goiás, constatou-se a utilização do método direto para calcular a TMI, devido a melhora da qualidade da informação nos últimos anos. Motivo pelo qual as taxas demonstradas nos sites do governo de Goiás estão padronizadas pelo cálculo direto.

Em relação às variáveis independentes primeiramente adotou-se as variáveis de interesse sobre a cobertura de PSF e PACS; e entre as variáveis de controle a cobertura de vacinas infantis, leitos hospitalares SUS, Taxa de Distorção Idade-Série, PIB per capita, despesas com saúde por município, cobertura de programas sociais de transferência de renda, acompanhamento de famílias com perfil saúde.

A variável de interesse é a cobertura do Programa Saúde da Família por município, em %. Poder-se-ia utilizar a adoção ou não ao programa, porém opta-se por utilizar a proporção de cobertura, permitindo observar a melhoria na saúde nos diversos níveis de cobertura. Para estimar a proporção de cobertura das equipes saúde da família, o Departamento da Atenção Básica, em uma nota técnica¹⁸, indica a seguinte fórmula de cálculo:

¹⁸ Extraído: http://189.28.128.100/dab/docs/geral/historico_cobertura_sf_notas_tecnicas.pdf

$$PSF_{it} = \frac{n^{\circ} \text{ equipes saúde da família}_{it} \times 3450}{\text{População do Município}_{it}} \times 100 \quad (11)$$

A variável PACS, referente ao Programa Agentes Comunitários de Saúde, é calculada da seguinte forma:

$$PACS_{it} = \frac{n^{\circ} \text{ agentes comunitários de saúde}_{it} \times 545}{\text{População do Município}_{it}} \times 100 \quad (12)$$

Os valores, 3.450 e 545, referem-se às médias de pessoas acompanhadas, respectivamente, por uma equipe ESF e ACS. A variável PACS é importante, pois ela representa o programa precursor do PSF, e estes dois possuem características semelhantes em seus objetivos e desenho. Sendo, um dos principais objetivos destes programas a promoção e a prevenção à saúde, espera-se que, no modelo, os estimadores referente aos programas, possuam valores menores que um, ou seja, que impactem na melhoria dos indicadores.

Para a variável PSF utilizou-se a informação de dezembro de cada ano como mês de referência, porém como levantado com os técnicos da secretária de saúde em situação já supracitado, há 23 ocorrências no total de observações da série em que a informação de dezembro não consta, neste caso utilizou-se as informações dos meses anteriores¹⁹. Para o PACS existiu 12 ocorrências, realizando-se o mesmo procedimento.

Entre as variáveis de controle será utilizada o PIB *per capita* como *proxy* indicadora da capacidade de adquirir insumos que melhore a qualidade da saúde infantil; Despesas de Recursos Próprios em Saúde por Habitante²⁰ para captar o esforço dos municípios em relação a atenção com a saúde; taxa de distorção idade-série no ensino médio e fundamental dos municípios, em que uma menor distorção permite maior absorção de quantidade e qualidade de informações também melhorando a saúde infantil.

Como variável de controle referente a fator de risco exógeno da saúde infantil será utilizada a variável de proporção de nascidos vivos de mães adolescentes. Nesta variável

¹⁹ Na ausência do valor de referência de dezembro, utilizaram-se informações de outros meses como referência. Predominantemente foi utilizadas informações do segundo semestre, apenas em um caso foi utilizado informação do primeiro semestre e em seis ocorrências constatou-se pelos dados que o nível de cobertura foi zero para o ano específico.

²⁰ Nesta variável há cinco ocorrências (relacionadas a quatro municípios) em que os dados numéricos não estão disponíveis. Nestas situações, utilizou-se uma interpolação linear entre o período anterior e o subsequente com as informações.

espera-se um sinal positivo, pois quanto maior o número de gestantes adolescentes maiores são os riscos de agravos (SERRA, 2005). Ainda incluem, nas variáveis de controle, as vacinas (BCG, Hepatite B, Poliomielite), os leitos hospitalares do SUS²¹, como insumos médicos disponíveis no município.

Inclui, também, uma variável relacionada à proporção de cobertura do programa bolsa família que pode impactar diretamente na qualidade da saúde das famílias tanto pela transferência de renda, como pelas condicionalidades. Inclui-se ainda o percentual de famílias com perfil saúde (com crianças até 7 anos e mulheres de 14 a 44 anos) com registro de acompanhadas, pelo total de famílias com perfil saúde no CadÚnico, no período de referência, através desta variável tenta-se captar a qualidade da cobertura do PBF em relação ao acompanhamento da condicionalidade de saúde do PBF.

Abaixo segue a Tabela 2 com a descrição das variáveis adotadas inicialmente que poderão ser utilizadas no modelo:

²¹ Para a variável de Leitos Hospitalares do SUS utilizou-se, como referências, as informações do mês de dezembro de cada ano.

Tabela 2: Descrição das Variáveis

NOME	DESCRIÇÃO DA VARIÁVEL	FONTES
tmi	Taxa de Mortalidade Infantil: óbitos de menores de um ano por 1.000 nascidos vivos em determinado município, no ano considerado.	SIM/SINASC/DATASUS*
tmm5	Taxa de Mortalidade na Infância: óbitos menores de cinco anos, por 1.000 nascidos vivos, em determinado município, no ano considerado.	SIM/SINASC/DATASUS*
esf	Cobertura do Programa Saúde da Família: estimativa de cobertura populacional de equipes de saúde da família no território definido. É obtido pelo cálculo: n° de eSFx3.450/População IBGE, com limitador de cobertura de 100%.	DAB/MS
acs	Cobertura do Programa Agentes Comunitários de Saúde: estimativa de cobertura populacional por agentes comunitários de saúde no território definido. É obtido pelo cálculo: n° de ACSx575/População IBGE, com limitador de cobertura de 100%.	DAB/MS
vhep	Cobertura (%) de menores de um ano vacinadas contra Hepatite B, em determinado espaço geográfico, no ano considerado.	PNI/DATASUS
vbcg	Cobertura (%) de menores de um ano vacinadas com a vacina BCG, em determinado espaço geográfico, no ano considerado.	PNI/DATASUS
vpolio	Cobertura (%) de menores de um ano vacinadas com a vacina contra poliomielite, em determinado espaço geográfico, no ano considerado.	PNI/DATASUS
leitosuspmilhb	Leitos Hospitalares do SUS: Número de leitos hospitalares conveniados ou contratados pelo Sistema Único de Saúde (SUS), por mil habitantes residentes, em determinado espaço geográfico, no ano considerado.	CNES/DATASUS*
tdifundamental	Taxa de Distorção Idade-Série - Ensino Fundamental de 8 e 9 anos por município e ano determinado	INEP
tdimedia	Taxa de Distorção Idade-Série - Ensino Médio por município e ano determinado	INEP
propfamacom as	Percentual de famílias com perfil saúde (com crianças até 7 anos e mulheres de 14 a 44 anos) com registro de acompanhadas, pelo total de famílias com perfil saúde no CadÚnico, no período de referência.	MDS
cobpbf	Percentual de Cobertura do Bolsa Família - Perfil BF - Cobertura do PBF (%), por município e ano determinado	MDS
propmeadoles	Proporção de nascidos vivos com mães com idade entre 10 e 19 anos em determinado município e ano considerado	SINASC/DATASUS
desprecprosa uporhab	Despesas de Recursos Próprios em Saúde por Habitante, em determinado municípios e ano considerado.	SIOPS
pibpercapita	Produto Interno Bruto <i>per capita</i> por município e ano determinado	IMB

Elaboração do autor; * Fonte de dados brutos.

4. Resultados

4.1 Análise Descritiva

Nesta seção, será realizada a análise descritiva das variáveis proposta para compor o modelo econométrico. Os dados referem-se aos 246 municípios goianos, em um período de 9 anos (2006 e 2014). Duas variáveis dependentes foram trabalhadas. São elas: taxa de mortalidade infantil (tmi) e taxa de mortalidade na infância (tmm5). Em que o objetivo é verificar o impacto do Programa Saúde da Família e do Programa de Agentes Comunitários de Saúde sobre as variáveis dependentes.

A tabela 3 apresenta a análise descritiva das variáveis dependentes para os municípios goianos. Destaca-se a variável taxa de mortalidade infantil (tmi) referente aos municípios goianos no período em análise - 2006 a 2014. A taxa de mortalidade infantil média, quando se considera crianças menores que um ano, dos municípios goianos foi de 14,77 com desvio padrão de 18,73 no período estudado. Aliada a uma queda na TMI de 13,63%, no período em análise. Pelo bloxpot, apresentado no Gráfico 1, nota-se a concentração da variável tmi no intervalo entre 0 e 25. Em que a menor taxa de mortalidade infantil foi de zero e a maior constatada foi de 200. A Taxa de Mortalidade na Infância média, quando se considera crianças menores que cinco anos, dos municípios goianos foi de 17,37, com desvio padrão de 21,11, aliada a uma queda de 15,81% no período observado.

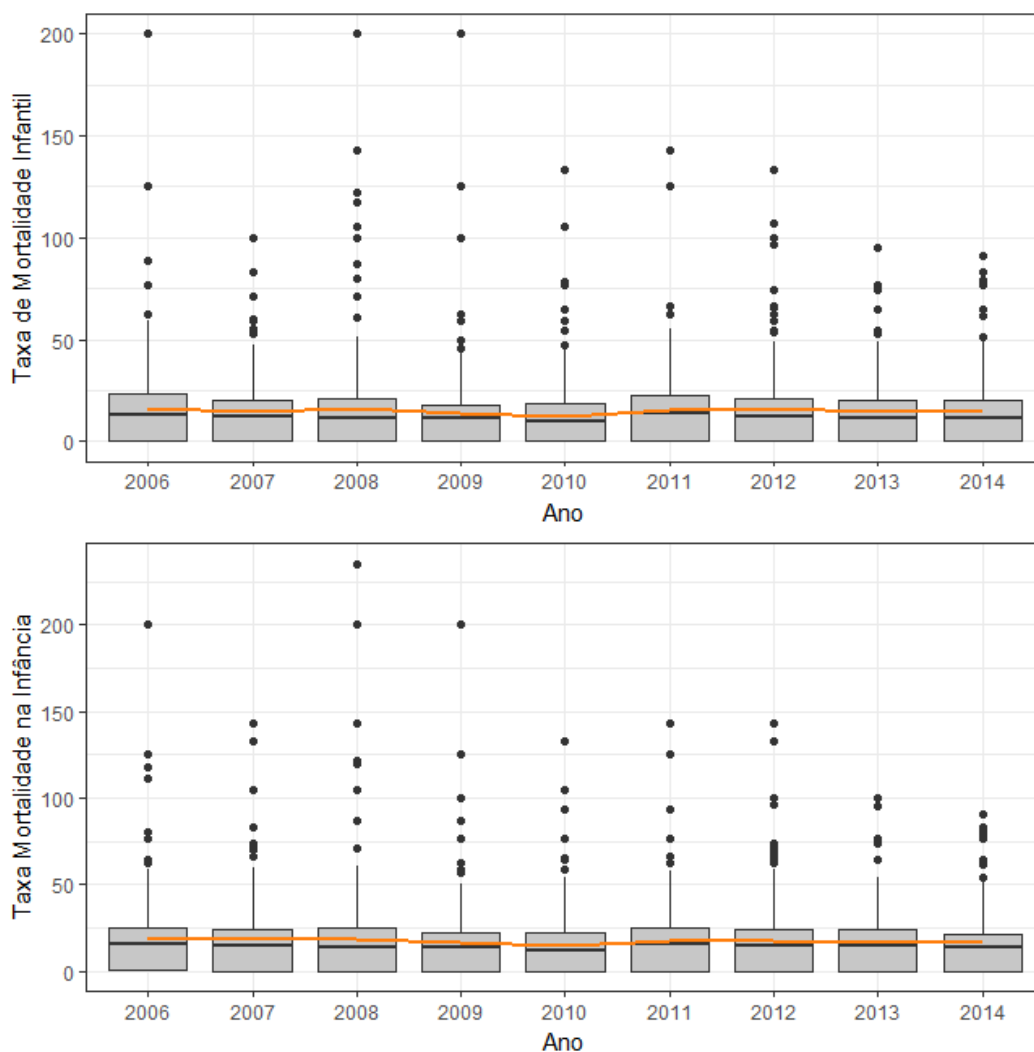
A partir da ideia lançada por Cameron e Trivedi (2009) em seus exemplos. Observa-se, nesta pesquisa, que a variância da variável tmi ($18,73^2=350,81$), se apresenta 24 vezes maior que a média (14,77) no período estudado, demonstrando a existência da sobredispersão (*overdispersion*). Situação equivalente ocorre na Taxa de Mortalidade na Infância, na qual a variância da variável excede a sua média em 26 vezes, aproximadamente, verificando a ocorrência de sobredispersão. Vale ressaltar que o mesmo padrão ocorre em cada período, violando a propriedade de equidispersão do modelo Poisson.

Tabela 3 : Estatísticas Descritivas das variáveis dependentes dos municípios Goianos, para os anos de 2006 e 2014, e para todos os anos, 2006 a 2014.

Variáveis Dependentes	Médias (Desvio Padrão entre Parênteses)			Variação entre 2006 e 2014
	Anos 2006 a 2014	Ano 2006	Ano 2014	
Taxa de Mortalidade Infantil	14,77 (18,73)	16,45 (20,78)	14,21 (15,75)	-13,62% -
Taxa de Mortalidade na Infância	17,37 (21,11)	19,42 (22,42)	16,35 (17,12)	-15,81% -

Ao observar o comportamento da Taxa de Mortalidade Infantil e na Infância pelo Gráfico 1, verifica-se uma quebra na tendência de redução dessas taxas, em 2011. Isso foi registrado na seção anterior, correspondente ao momento de transição de formulários da declaração de óbitos, momento em que há ações voltadas para a melhoria no registro das informações.

Gráfico 1: Bloxpot das variáveis Taxa de Mortalidade Infantil e na Infância por ano, entre 2006 e 2014, para os municípios goianos.

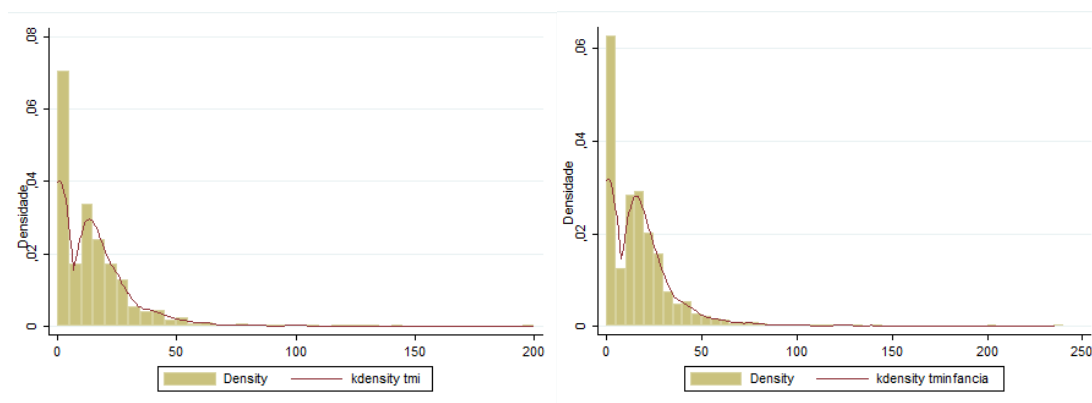


Fonte de dados brutos: SIM e SINASC
Elaboração: Autor

Ainda pelo Gráfico 1, nota-se que as variáveis dependentes não possuem um comportamento que se adequa à distribuição normal, uma vez que as variáveis possuem assimetria na distribuição e a ocorrência de elevada variação. Isso é corroborado pelo

histograma apresentado no Gráfico 2, que se aproxima das distribuições para dados de contagem, em que a cauda é alongada “skewed” para a direita, de acordo com (HILBE, 2011).

Gráfico 2: Histograma das variáveis Taxa de Mortalidade Infantil e na Infância, entre 2006 e 2014, dos municípios goianos.



Fonte e Elaboração: Autor.

A partir dos gráficos supracitados, observa-se a presença considerável de informações igual a zero para as variáveis dependentes (tmi e tmm5), considerando-se pertinente qualificar esses municípios. Entre as 2.214 observações, referentes ao período estudado para os 246 municípios goianos, constatou-se que 34,15% das observações apresentaram taxa de mortalidade infantil zerada variando entre 30,08% (2006) a 39,43% (2010) das observações de cada ano.

Quando se observa a taxa de mortalidade infantil igual a “zero”, nota-se que 75,13% desses zeros (568 observações) aparecem em municípios com a população abaixo de cinco mil habitantes; 19,84% são municípios na faixa populacional entre 5.001 e 10.000; 4,50% entre 10.001 e 20.000 e 0,53%, por fim, estão entre os municípios com população entre 20.001 e 50.000. Por outro lado, não aparece nenhuma TMI zerada nos municípios acima de 50.001 habitantes.

Observando as regiões de saúde que apresentam a maior proporção de municípios com TMI igual a zero no período em análise, em ordem decrescente são: Central (11,64%), São Patrício I (10,19%), Estrada de Ferro (9,92%), Oeste I (9,79%), Oeste II(8,73%), Centro Sul (7,94%), Norte (6,22%), Rio Vermelho (6,22%), e as demais regiões apresentam proporções menores que 5%. Destaca-se a região Entorno Sul, por não apresentar nenhuma informação zerada para TMI no período.

Quanto às variáveis independentes, tentou-se englobar diversos segmentos que afetam a qualidade de saúde dos indivíduos conforme a disponibilidade das informações no período do estudo e que possuísse informações em nível municipal. Entre as variáveis independentes destaca-se a cobertura das equipes Estratégia Saúde da Família (ESF) e do Programa Agentes Comunitários de Saúde (ACS). Observa-se que a cobertura do ESF nos municípios goianos foi em média 90,02%, desvio padrão de 19,15, e a mediana de 100% no período avaliado. E a cobertura média do Programa Agentes Comunitário de Saúde é de 95,01% e 14,45 de desvio padrão no período estudado.

Além dos Programas Saúde da Família e Programa Agentes Comunitário de Saúde foram analisadas outras variáveis do segmento serviço de saúde. Entre elas, o grupo de variáveis relacionadas às vacinas (Hepatite, BCG, Poliomielite), em que todas possuem o mesmo comportamento, ou seja, detêm um nível de cobertura médio acima de 100% e reduzem para próximo de 100% no decorrer do período. Outra variável do segmento de serviço de saúde é o número de leitos SUS, na qual se verifica uma forte redução no número de leitos SUS por mil habitantes (no período estudado foi de 24,56%).

No conjunto das variáveis educacionais utilizou-se a taxa de distorção idade-série para o ensino fundamental e médio. Essas possuem uma tendência de redução entre 2006 e 2014, respectivamente de 37,13% e 40,67%.

Entre as variáveis relacionadas aos programas sociais, destaca-se a cobertura do Programa Bolsa Família (cobpbf) entre as pessoas com perfil bolsa família. No ano de 2006, em média 93,61% das famílias com o perfil bolsa família recebiam o benefício entre os municípios goianos e aumentou para 112% de cobertura em 2014²². A proporção de famílias com perfil saúde acompanhadas em 2006 de 25,47% na média dos municípios goianos, aumenta para 83,05% em 2014. Ainda no período, reduziu-se a proporção de mães adolescentes média de 26,61% para 22,22%.

Relacionado ao perfil econômico dos municípios goianos, observa-se no grupo de variáveis monetárias²³, o PIB *per capita* e a Despesas de Recurso Próprio em Saúde por Habitante. O PIB *per capita* médio dos municípios goianos no período estudado era de R\$ 19.537,83 e o desvio padrão de R\$ 18.340,83. Já as Despesas de Recurso Próprio em Saúde

²² Esta situação, em que a cobertura ultrapassa os 100%, pode ocorrer devido ao fato que o público alvo no município é estimado.

²³ Valores corrigidos para dezembro de 2014, pelo IPCA.

por Habitante médio dos municípios goianos, no período estudado, foi de R\$ 377,56 e o desvio padrão foi de R\$ 231,26.

Tabela 4: Estatísticas Descritivas das variáveis independentes dos municípios Goianos, para os anos de 2006 e 2014, e para todos os anos, 2006 a 2014.

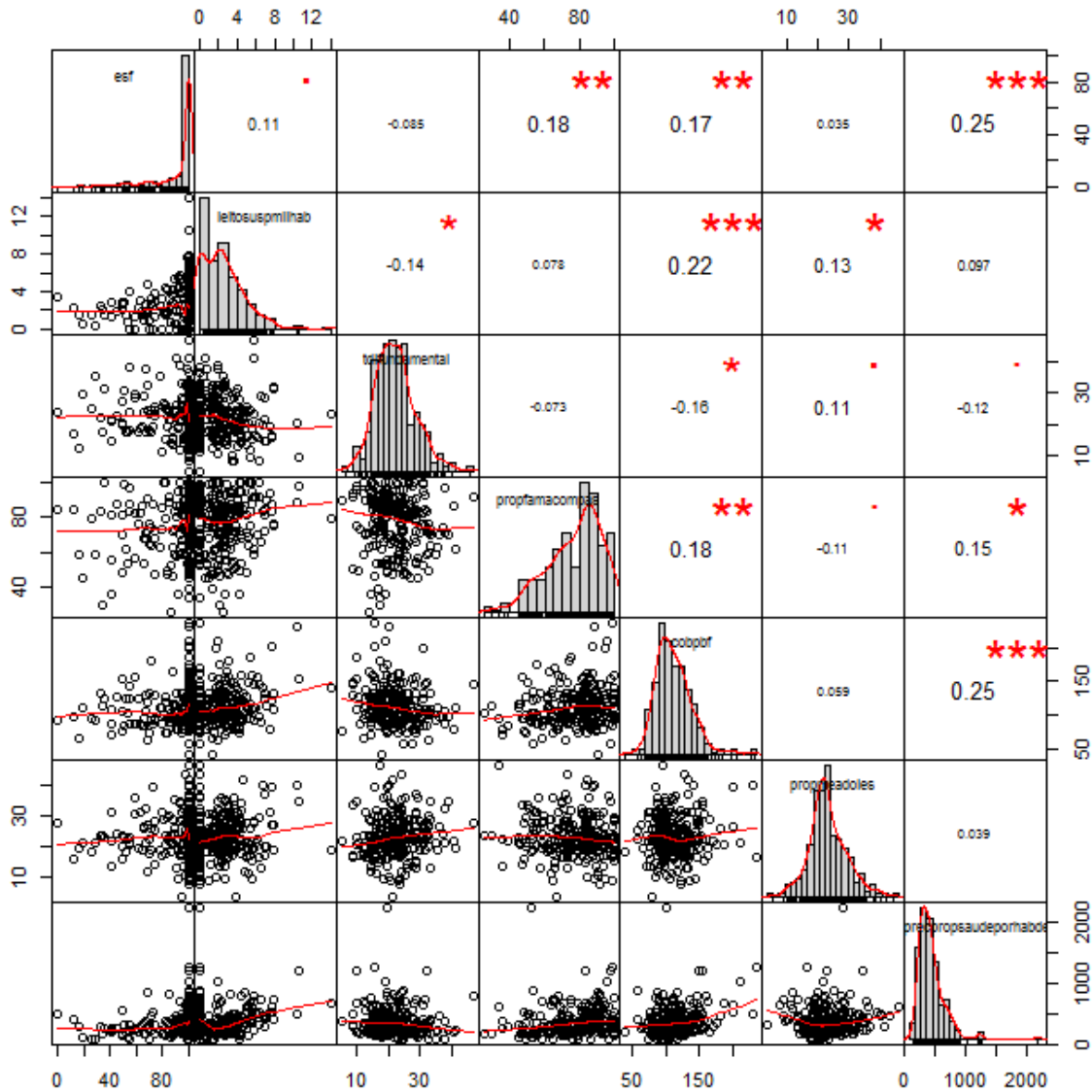
Variáveis Independentes	Médias (Desvio Padrão entre parênteses)			Variação entre 2006 e 2014
	Amostra Completa (2006 a 2014)	Ano 2006	Ano 2014	
esf	90,02 (19,15)	87,5 (22,23)	93,44 (14,38)	6,79% -
acs	95,01 (14,45)	94,99 (14,67)	95,17 (13,44)	0,19% -
vhep	114,17 (38,89)	126,48 (48,21)	102,51 (33,71)	-18,95% -
vbcg	108,56 (39,49)	112,05 (35,04)	108,71 (40,91)	-2,98% -
vpolio	115,64 (41,02)	128,49 (47,6)	96,67 (32,65)	-24,76% -
leitosus	2,46 (2,28)	2,81 (2,64)	2,12 (2)	-24,56% -
tdifund	21,64 (7,18)	26,61 (7,31)	16,73 (5,93)	-37,13% -
tdimed	33,11 (10,51)	44,55 (10,35)	26,43 (7,3)	-40,67% -
propfamacom	66,47 (29,5)	25,47 (31,07)	83,05 (11,72)	226,07% -
cobpbf	105,89 (27,71)	93,61 (30,92)	112,06 (22,93)	19,71% -
propmaedoles	23,48 (6,67)	26,61 (6,22)	22,22 (6,48)	-16,50% -
desprecprophab	377,56 (231,26)	282,16 (167,76)	473,07 (276,83)	67,66% -
pibpc	19537,83 (18340,83)	14181,35 (11668,72)	22683,52 (16719,45)	59,95% -

Fonte e Elaboração: Autor.

Considerando a composição de grupos e o comportamento das variáveis, se faz pertinente neste momento analisar a correlação para as variáveis independentes, com o objetivo de selecionar as variáveis que comporão o modelo empírico. A partir da matriz de correlação, apresentada no anexo 1, com as variáveis expostas nesta seção para o ano 2010,

verifica-se elevada correlação entre variáveis do mesmo grupo e o mesmo comportamento é verificado nos outros anos; e também na matriz de correlação dos anos agrupados. Portanto, quando registrou um coeficiente de correlação de Pearson acima de 0,30, foi mantida apenas uma variável do mesmo grupo, com o objetivo de evitar problemas de multicolinearidade.

Gráfico 3: Matriz de correlação das variáveis independentes do modelo, ano 2010.



Fonte e Elaboração: Autor. Programa: R Studio

Portanto, foram mantidas as variáveis independentes apresentadas na matriz de correlação do Gráfico 3. As variáveis independentes que vão compor o modelo são: cobertura

equipe saúde da família (esf), leitos SUS - por mil habitantes - (leitosus), taxa distorção idade-série para o ensino fundamental (tdifund), despesa de recursos próprios em saúde por habitante (desprecropsaude), proporção de famílias acompanhadas com perfil saúde (propfamacom), cobertura do programa bolsa família (cobpbf), proporção de mães adolescentes (Propmaadoles).

Optou-se por excluir o grupo de vacinas do modelo, pois as variáveis deste grupo demonstraram um comportamento anormal, por iniciar a série acima de 100% de cobertura e reduzir de forma a se aproximar de 100% no final do período analisado. Uma motivação para este comportamento na variável é devido às regiões limítrofes dos municípios, pois poderia uma criança da zona rural procurar a sede de vacinação do município vizinho, por ser mais próxima que a própria sede do município²⁴.

²⁴ Hipótese levantada após conversar com um técnico da secretária de saúde.

4.2 Resultados Econométricos

Com o intuito de verificar o impacto do Programa Saúde da Família sobre a taxa de mortalidade infantil – menores de um ano – (tmi) e sobre a taxa de mortalidade na infância – menores de cinco anos – (tmm5), estruturou-se um painel balanceado para os 246 municípios, com dados anuais de 2006 a 2014.

Contudo, ao estimar os coeficientes dos modelos em painel binomial negativo utilizando o programa Stata 12.0, nos modelos com a tmi, como variável dependente, cinco municípios foram excluídos de forma automática e nos modelos com tmm5 foram excluídos dois municípios, devido aos valores da variável resposta ser igual a zero em todos os anos.

Porém, antes de analisar os coeficientes, realizou-se o teste de Hausman Robusto e o teste de verossimilhança dos limites “test likelihood of boundary”. O primeiro testa se os efeitos são aleatórios ou fixos. E o segundo testa se os modelos Poisson sofrem sobredispersão.

O teste de Hausman Robusto indica que existe evidência contra a hipótese nula, ou seja, rejeita-se a ocorrência de efeitos aleatórios. Portanto para os modelos de dados em painel binomial negativo serão utilizados os efeitos fixos, expressos nas Tabela 5 e Tabela 6²⁵.

Ressalva-se que para os modelos em painel que incluem as *dummies* de região de saúde, não foi possível o ajuste com efeitos aleatórios e dessa forma não foi possível a realização do teste de Hausman Robusto. Porém, adotou-se o modelo em painel com os efeitos fixos, dado a compreensão pela literatura de que efeitos fixos captam melhor as características quando se faz avaliação de políticas públicas.

Para captar a existência de sobredispersão estimaram-se os mesmos modelos em painel com a distribuição Poisson²⁶ e binomial negativa considerando os efeitos fixos. O objetivo é verificar se o parâmetro de heterogeneidade do modelo de distribuição binomial negativa é maior que 0. Pelo teste de verossimilhança dos limites “test likelihood of boundary” foi constatado a sobredispersão, teste apresentado na Tabela 12, no anexo 2.

²⁵ O teste de Hausman Robusto foi estimado para os modelos 1 e 2 para a variável dependente tmi e tmm5. E são apresentados nas Tabela 9 e 10, nas tabelas completas junto com os valores dos coeficientes para os anos e regiões de saúde. Portanto as tabelas 5 e 6, respectivamente, são as mesmas das tabelas 9 e 10, porém com todas as informações no anexo 2.

²⁶ Tabela apresentada no Anexo 2, Tabela 11. Para a distribuição Poisson, os modelos com variáveis *dummies* de região de saúde, estas *dummies* foram excluídas dos modelos.

Por fim, os critérios de seleção AIC e BIC sugerem que os modelos de distribuição binomial negativo são os melhores ajustados, quando comparados ao painel clássico e ao painel poisson.

Portanto, o modelo estatístico utilizado foi dados em painel com distribuição binomial negativa considerando os efeitos fixos, pois as variáveis dependentes (tmi, tmm5) possuem uma natureza de contagem. Assim, na Tabela 5 e Tabela 6 são apresentados os coeficientes estimados para os cinco modelos estatísticos de dados em painel com distribuição binomial negativa considerando os efeitos fixos, com a variável dependente tmi e tmm5, respectivamente.

O modelo 1, é o modelo mais simples, inclui a variável de interesse “esf” e as demais variáveis de controle (leitos SUS, % de mães adolescentes, tdi fund, % de cobertura pbf, % famílias acompanhadas com perfil saúde, despesa de recursos próprios em saúde). Os demais modelos apresentados agregam novas variáveis, portanto um é extensão do outro.

O modelo 2 inclui as variáveis *dummies de ano*, elas são incluídas para controlar os efeitos dos anos, com o ano de referência - 2006. O modelo 3 inclui as variáveis *dummies* de região de saúde, em que a região de referência é a região Central. Compreendendo que há heterogeneidade entre os municípios no estado, que pode ser associada com a sua localização geográfica (correlação espacial). Dessa forma, propõe-se a utilização das variáveis de região de saúde.

O modelo 4 inclui o termo quadrático da variável esf, como proposto por Guanais (2013), com a intenção de captar um impacto decrescente na variável dependente. Por fim, o modelo 5 inclui a interação entre esf e acs, dado que são programas com objetivos, focos e públicos alvos similares. Eles são programas complementares, inclusive quando observado a história dos programas, dado que o Programa de Agentes Comunitários de Saúde é o programa antecessor do Programa Saúde da Família.

Os modelos tentam detalhar e especificar os padrões de comportamento entre o Programa Saúde da Família e a taxa de mortalidade infantil. O resultado para o modelo 1 apresenta que as variáveis esf, leitosus, tdifund e desprecprohab, foram significativas a 1%. A variável “propfamacom” foi significativa a 5%. Observa-se que a variável de interesse, “esf” apresenta o impacto esperado sobre taxa de mortalidade infantil, apresentando uma razão de risco (RR: 0,98339), ou seja, o aumento de 1% na cobertura das equipes saúde da família reduz a taxa de mortalidade infantil em 1,66%.

As variáveis *leitosus* (RR: 0,95268) e *desprecprophab* (RR: 0,99578) apresentaram o comportamento esperado, impactando na redução da taxa de mortalidade infantil. Mas, a *tdifund* (RR: 0,98077) e a “*propfamacom*s” (RR: 1,0022) não apresentaram o comportamento esperado. Pois, quanto maior a taxa de distorção idade-série espera-se que maior seja a taxa de mortalidade infantil, e quanto maior o acompanhamento das famílias com perfil saúde espera-se que menor seja taxa de mortalidade infantil.

Para o modelo 2, em que há a inclusão de *dummies* de ano, a “*esf*” (RR: 0,98230) manteve o comportamento esperado, em que o aumento de 1% na cobertura ESF reduz a TMI em 1,77%. E as variáveis *leitosus* e *tdifund* tornaram-se não significantes. Enquanto a variável “*propfamacom*s”, (RR: 0,99646), mudou o comportamento, apresentando o comportamento esperado. Mas, as *dummies* de ano, apesar de significativas estatisticamente, não apresentaram o comportamento esperado. Levanta-se a hipótese que esse comportamento se deve a melhoria do sistema de informação sobre mortalidade. Observa-se ainda, um melhor ajuste do modelo com a redução do AIC e BIC comparados aos do modelo 1.

Quando incluído as variáveis *dummies* de região de saúde, modelo 3, a variável de interesse *esf* (RR:0,98604) mantém o comportamento esperado. Dentre as variáveis *dummies* de região, apenas 9 *dummies* regiões obtiveram significância estatística. Destacando a região de saúde “Entorno Sul” (RR: 14,57) que demonstra um comportamento mais intenso que as demais regiões. Por outro lado, a região de saúde “Oeste II” (RR: 0,58) foi a única com significância estatística que obteve um RR menor que 1.

O modelo 4 inclui a variável (*esf*²), que é o termo quadrático da variável “*esf*”, e que apresenta um (RR: 0,99987), com significância estatística a 5%. Mas, a variável “*esf*” perde a significância estatística, perdendo a interpretação pela combinação dessas duas variáveis. Observa-se que as demais variáveis de controle mantiveram o comportamento do modelo anterior.

No modelo 5 foi incluído uma variável com a interação entre a variável *esf* e a *acs*, dado a compreensão de que são programas complementares e com objetivos similares, a variável de interação apresentou (RR: 0,9999) com significância estatística a 5%. Portanto, a interação entre esses dois programas contribuiu para redução da taxa de mortalidade infantil. As demais variáveis de controle mantiveram o comportamento do modelo anterior, com *esf*² (RR: 0,9999), *tdifund* (RR: 0,98092), “*propfamacom*s” (RR: 0,99776), “*desprecprophab*” (RR: 0,99542) e significantes estatisticamente.

Por fim, registra-se que os critérios de seleção AIC e BIC, entre os modelos de binomial negativa foram reduzindo com a inserção de novas variáveis. Porém, os critérios de informação não apontaram para o mesmo modelo, de modo que o AIC possui menor valor no modelo 5, enquanto o BIC possui menor valor no modelo 3.

Já pelo teste de razão de verossimilhança, para comparação entre um modelo limitado e outro modelo completo, observa-se pela Tabela 7 que o modelo cinco é o que mais capta a informação dos dados quando comparado com os demais, pois existem evidências contra a hipótese de equidade entre os modelos.

A outra variável utilizada para observar o impacto do PSF sobre a saúde na infância foi a Taxa de Mortalidade na Infância como variável dependente. O resultado no modelo 1 apresenta que a variável de interessante “esf” - estatisticamente significativa a 1% - apresenta o efeito esperado sobre taxa de mortalidade na infância, apresentando uma razão de risco (RR: 0,98336), ou seja, o aumento de 1% na cobertura das equipes saúde da família reduz em TMM5 em 1,66%. Apesar da RR entre tmi e tmm5 alterarem na última casa decimal, o arredondamento torna o efeito do ESF sobre as duas variáveis equivalentes.

Para as variáveis de controle do modelo 1, que são estaticamente significativas (tdifund, leitosis, e desprecprohab, propfamcomp), foram apresentados os mesmos comportamentos que os do modelo 1 para a tmi. Ainda observa-se a mudança de comportamento na variável “% de mães adolescentes” (RR: 1,00054), mas não sendo estatisticamente significativa.

Para os demais modelos da tmm5, as mesmas variáveis de controle estatisticamente significativas nos modelos da tmi foram observados com significância estatística e com os comportamentos já observados. Ressalve-se, que a variável “% de Família Acompanhada” perdeu a significância estatística nos modelos 3, 4, 5. Por fim, o AIC apresenta o modelo 5 como o mais adequado, enquanto o BIC apresenta o modelo 4. Por fim a Tabela 8 apresenta o modelo 4 como o melhor ajustado para a variável tmm5.

Ao comparar, entre a tmi e tmm5, os coeficientes de razão de risco para os mesmos modelos e a variável de interesse tenta-se captar em qual das duas variáveis dependentes há um maior impacto associado ao ESF. Nota-se que para a variável “esf” há uma alternância, no modelo 1 a intensidade é maior no modelo com a variável resposta TMM5, enquanto no modelo 2 e 3 o impacto é maior na variável resposta TMI. Já no termo quadrático da variável “esf” o impacto é maior nos modelos 4 e 5 com a variável resposta TMM5. Por sua vez, na

variável de interação entre ESF e ACS o impacto é maior no modelo com a TMI como variável dependente.

Tabela 5: Modelos estatísticos para dados em painel binomial negativa a efeitos fixos, pela associação ajustada entre taxa de mortalidade infantil e a cobertura do Programa Saúde da Família (PSF) nos municípios goianos. Goiás, 2006-2014.

Variáveis Independentes	Modelos - IRR/[IC90]				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ESF cobertura	0,98339*** [0,98095;0,98584]	0,98230*** [0,97982;0,98479]	0,98604*** [0,98333;0,98876]	1,00231 [0,99129;1,01345]	1,00948 [0,99722;1,02189]
ESF cobertura ao quadrado				0,99987** [0,99979;0,99995]	0,99990* [0,99982;0,99999]
Interação ESF*ACS					0,99990** [0,99982;0,99998]
Leito SUS por mil hab.	0,95268*** [0,92769;0,97836]	0,99296 [0,96592;1,02076]	1,01107 [0,98246;1,04051]	1,00921 [0,98066;1,03859]	1,00931 [0,98082;1,03864]
% de mães adolescentes (10-19 anos)	0,99898 [0,99191;1,00611]	1,00278 [0,99555;1,01006]	1,00278 [0,99542;1,01020]	1,00212 [0,99475;1,00954]	1,00164 [0,99427;1,00908]
Taxa de distorção idade série: Ensino Fundamental	0,98077*** [0,97272;0,98888]	0,99828 [0,98955;1,00708]	0,98072*** [0,97041;0,99113]	0,98083*** [0,97050;0,99127]	0,98092*** [0,97059;0,99136]
% Cobertura do PBF	1,00043 [0,99859;1,00229]	0,99843 [0,99645;1,00041]	0,99849 [0,99662;1,00037]	0,99841 [0,99652;1,00029]	0,9984 [0,99652;1,00029]
% de Família Acompanhadas: com perfil saúde	1,00221** [1,00069;1,00373]	0,99646*** [0,99438;0,99855]	0,99768** [0,99574;0,99962]	0,99771* [0,99576;0,99966]	0,99776* [0,99581;0,99971]
Despesas de recursos municipais em saúde por habitante	0,99578*** [0,99540;0,99617]	0,99541*** [0,99502;0,99580]	0,99540*** [0,99499;0,99581]	0,99545*** [0,99504;0,99586]	0,99542*** [0,99501;0,99583]
Constante	12,83099*** [8,62114;19,09659]	9,81339*** [6,46800;14,88910]	8,22016*** [5,19124;13,01635]	5,74639*** [3,39160;9,73612]	5,82708*** [3,44471;9,85708]
Dummies de Ano	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de Região de Saúde	Não	Não	Sim	Sim	Sim
N	2169	2169	2169	2169	2169
Loglikelihood	-6087,9488	-6034,8753	-5941,6699	-5938,1991	-5936,0088
AIC	12191,9	12101,75	11949,34	11944,4	11942,02
BIC	12237,35	12192,66	12136,85	12137,59	12140,89

Nível de Significância * 0.10 ** 0.05 *** 0.01 ; RR: Razão de Risco ; IC: Intervalo de Confiança

Elaboração: Autor

Tabela 6: Modelos estatísticos para dados em painel binomial negativa a efeitos fixos, pela associação ajustada entre taxa de mortalidade na infância e a cobertura do Programa Saúde da Família (PSF) nos municípios goianos. Goiás, 2006-2014.

Variáveis Independentes	Modelos - IRR/[ci90] - Taxa de Mortalidade na Infância				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ESF cobertura	0,98336*** [0,98101;0,98572]	0,98243*** [0,98005;0,98483]	0,98636*** [0,98377;0,98895]	1,00383 [0,99344;1,01433]	1,00954 [0,99790;1,02133]
ESF cobertura ao quadrado				0,99986*** [0,99978;0,99994]	0,99989** [0,99981;0,99997]
Interação ESF*ACS					0,99992* [0,99984;1,00000]
Leito SUS (por mil hab)	0,96638** [0,94241;0,99097]	1,00301 [0,97721;1,02950]	1,01849 [0,99103;1,04671]	1,01684 [0,98945;1,04499]	1,01676 [0,98941;1,04487]
% de mães adolescentes (10-19 anos)	1,00054 [0,99381;1,00732]	1,00372 [0,99687;1,01063]	1,00275 [0,99580;1,00975]	1,00206 [0,99511;1,00905]	1,00168 [0,99472;1,00869]
Taxa de distorção idade série: Ensino Fundamental	0,98572*** [0,97808;0,99342]	1,00207 [0,99380;1,01040]	0,98862* [0,97877;0,99857]	0,98856* [0,97869;0,99854]	0,98867* [0,97880;0,99865]
% Cobertura do PBF	1,00049 [0,99871;1,00227]	0,99838 [0,99647;1,00028]	0,9983 [0,99650;1,00010]	0,99824 [0,99643;1,00004]	0,99825 [0,99645;1,00006]
% de Família Acompanhadas: com perfil saúde	1,00268*** [1,00123;1,00413]	0,99764* [0,99564;0,99964]	0,99879 [0,99695;1,00063]	0,99885 [0,99700;1,00069]	0,99889 [0,99704;1,00073]
Despesas de recursos municipais em saúde	0,99581*** [0,99544;0,99617]	0,99548*** [0,99510;0,99585]	0,99544*** [0,99505;0,99583]	0,99549*** [0,99510;0,99589]	0,99548*** [0,99508;0,99587]
Constante	11,58613*** [7,92170;16,94565]	9,32656*** [6,26310;13,88845]	7,06094*** [4,54201;10,97684]	4,84092*** [2,92483;8,01227]	4,88513*** [2,95477;8,07659]
Dummies de Ano	Não	Sim	Sim	Sim	Sim
Dummies de Região de Saúde	Não	Não	Sim	Sim	Sim
N	2196	2196	2196	2196	2196
Loglikelihood	-6497,73	-6446,73	-6348,46	-6343,91	-6342,42
AIC	13011,47	12925,47	12762,92	12755,81	12754,84
BIC	13057,02	13016,58	12950,84	12949,42	12954,14

Nível de Significância * 0.10 ** 0.05 *** 0.01 ; RR: Razão de Risco ; IC: Intervalo de Confiança

Elaboração: Autor

Tabela 7: Matriz de teste razão de verossimilhança entre os modelos (1, 2, 3, 4, 5) para Taxa de mortalidade na Infantil

Modelo completo	Modelo Limitado			
	(1)	(2)	(3)	(4)
(2)	0,0000	-	-	-
(3)	0,0000	0,0000	-	-
(4)	0,0000	0,0000	0,0084	-
(5)	0,0000	0,0000	0,0035	0,0363

Elaboração: Autor

*São apresentados os "p-values"

Tabela 8: Matriz de teste razão de verossimilhança entre os modelos (1, 2, 3, 4, 5) para Taxa de mortalidade na Infância

Modelo completo	Modelo Limitado			
	(1)	(2)	(3)	(4)
(2)	0,0000	-	-	-
(3)	0,0000	0,0000	-	-
(4)	0,0000	0,0000	0,0025	-
(5)	0,0000	0,0000	0,0024	0,0846

Elaboração: Autor

*São apresentados os "p-values"

5. Discussão

Este trabalho evidenciou que para os municípios do estado de Goiás, entre 2006 e 2014, o Programa Saúde da Família está associado significativamente com a redução de taxa de mortalidade infantil e na infância. Além destas, algumas variáveis de controle utilizadas como despesas de recursos municipais em saúde por habitantes e proporção de famílias acompanhadas com perfil saúde contribuem para a redução dessas taxas. A unidade de análise utilizada, o município, justifica-se, pois, aproxima-se do modelo descentralizado do SUS, que divide com os estados e municípios as atribuições e responsabilidades perante a saúde de sua população.

De acordo com Mosley e Chen (1984) sugerem que cientistas sociais tendem a estudar a mortalidade na infância, a partir de aspectos socioeconômicos, correlacionando estes aspectos com a mortalidade a fim de gerar inferências causais. Por outro lado, os pesquisadores da área médica focam, principalmente, no processo biológico das doenças. No caso, os autores propõem um novo método analítico incorporando ambas as áreas: social e médica. Neste sentido, observamos que nossa pesquisa foi realizada, principalmente, pela ótica da área social.

Observa-se em diversos estudos apresentados neste trabalho, que o método utilizado foi os dados em painel com efeitos fixos para avaliar o impacto do Programa Saúde da Família sobre indicadores de saúde, destacando as taxas de mortalidade infantil, de menores de cinco anos, e as internações por condições sensíveis à atenção básica. O modelo de dados em painel mostra-se relevante para esta situação, pois permitem controlar os efeitos específicos não observáveis dos municípios.

Nota-se também, entre os autores que há os que utilizam modelos com distribuição normal e os que utilizam binomial negativa. Entre os trabalhos que utilizam a binomial negativa, o uso é justificado pela variável dependente ser um dado de contagem e que possui a característica de sobredispersão.

Ainda sobre o modelo Allison; Waterman (2002) e Greene (2007) dão evidências que o modelo de dados em painel binomial negativo condicional²⁷ proposto por Hausman, Hall e Griliches²⁸ (1984) não seria o “verdadeiro” método de efeitos fixos. Mas não há consenso na literatura sobre a solução. Greene (2007) cita que uma das dificuldades pela não utilização do

²⁷ Modelo este utilizado no trabalho.

²⁸ Hausman, Jerry, Hall, Brownyn, Griliches, Zvi, 1984. Economic models for count data with an application to the patents—R&D relationship. *Econometrica* 52, 909–938.

modelo “verdadeiro”, por parte dos pesquisadores aplicados, é a falta de um método computacional. Por isso, este autor propõe uma alternativa, porém conclui que não é possível especificar qual seria a mais problemática para as características da população de interesse, o que configura um ponto a ser estudado. Neste sentido, utilizou-se nesse trabalho o modelo de dados em painel binomial negativo utilizado por parte dos autores citados neste estudo.

Entre os trabalhos citados, a maioria dos resultados converge para contemplar que o PSF impacta na redução da Mortalidade Infantil, na Infância e reduz as internações por condições sensíveis a atenção básica.

Resultado análogo foi observado neste trabalho, uma vez que se observou em todos os modelos ajustados, a existência de evidências que o aumento da cobertura do PSF está associado a redução das variáveis trabalhadas.

No trabalho de Aquino, Oliveira e Barreto (2009) para os municípios brasileiros com adequada informação da mortalidade infantil, ou seja, 721 municípios brasileiros, entre 1996 e 2004, constata-se que o nível de cobertura do PSF está associado a redução na taxa de mortalidade infantil nos supracitados, fato que também foi encontrado nos modelos deste trabalho. Destaca-se, ainda, no estudo supracitado, a utilização de variáveis categorizadas para representar o nível de cobertura, enquanto neste trabalho utilizou-se a variável de cobertura do PSF de forma contínua.

Rasella (2013) utiliza um critério para estatísticas vitais adequadas, entre 2004 a 2009, porém, realiza sua análise apenas para os anos iniciais do estudo, assumindo que no decorrer do período há uma melhora das estatísticas vitais, incluindo 2853 municípios na análise. O autor chega à conclusão que tanto o PBF quanto o PSF apresentaram uma relação significativa na redução da TMM5. Ele também utilizou no estudo variáveis categóricas, porém cita a estimação de modelo com variáveis contínuas. Segundo o autor, apesar da variável contínua permitir estimar a existência ao longo de toda gama de valores da mesma variável, as variáveis categorizadas permitem uma interpretação mais fácil.

Ainda, Rasella (2013) realiza um teste de sensibilidade, em que rodou os modelos com os dados para todos os municípios brasileiros, concluindo que os efeitos do PBF e do PSF foram ligeiramente inferiores para a TMM5 do que no modelo com a amostra selecionada. Teste esse que se assemelha a nossa proposta na realização do estudo para os municípios de Goiás.

Para a variável de cobertura do PBF, Rasella (2013) demonstra o impacto de redução do PBF sobre a taxa de mortalidade em menores de cinco anos, utilizando o modelo binomial

negativa. Guanais (2013) com um modelo de dados em painel com mínimos quadrados ordinários com efeitos fixos, e a variável dependente taxa de mortalidade pós-neonatal, também conclui que o aumento da cobertura do PBF reduz a taxa de mortalidade pós-neonatal. Contudo, em nosso estudo, a cobertura do PBF não demonstrou significância estatística em relação à TMI e na TMM5.

Mas a variável associada a condicionalidade de saúde do PBF, ou seja, a variável que indica a proporção de famílias com perfil saúde acompanhadas apresenta que quando controlados os demais fatores (*dummies* de ano e região de saúde), a variável demonstra um comportamento a beneficiar a redução da TMI. Nos modelos para TMM5, apesar de apresentar um comportamento de redução nos principais modelos, a variável não se apresenta estatisticamente significativa, mas é significante e com o comportamento esperado no modelo 2.

Nota-se que a variável relacionada às despesas de recursos próprios em saúde por município foi a variável mais consistente em todos os modelos para as duas variáveis dependentes e apresentou o comportamento esperado contribuindo para a redução das taxas.

Outro destaque é a variável de taxa de distorção idade-série do ensino fundamental, pois na maioria dos modelos ajustados ela se apresentou de forma estatisticamente significativa, porém com comportamento não esperado, a saber, o aumento da distorção idade-série reduziu a taxa de mortalidade. Em Serra (2005), utilizando especificamente a taxa de distorção idade-série para o sexo feminino, não obteve significância estatística, compreendendo que os efeitos da educação materna são reduzidos quando são controlados outros fatores (DESEI E ALVA, 1998 apud SERRA 2005). Porém, a importância da educação para a saúde infantil, aparece em diversos autores, assim como alguns autores expostos neste trabalho, como Macinko et al., (2007), Paixão e Ferreira (2012), que respectivamente trabalharam com as seguintes variáveis de educação: proporção de mães sem educação formal, taxa de analfabetismo. Neste sentido, uma explicação para nosso resultado está relacionada à disponibilidade da informação anualizada para os municípios, além do mais, pode estar relacionada à qualidade da informação. Ou seja, pode ser que onde há maior taxa de distorção no ensino fundamental, há um menor esclarecimento sobre a necessidade de informar o óbito. Ainda Mosley e Chen (1984) sugerem que o nível de escolaridade dos pais e das mães interfere distintamente na sobrevivência infantil, em que a educação materna pode alterar drasticamente as chances de sobrevivência infantil. Neste sentido, a distinção dos níveis educacionais por sexo, fica como proposta para trabalhos futuros.

Outro aspecto a ser considerado é decorrente ao período da análise, pois tendo sido realizada em anos recentes, 2006 a 2014, período em que o PSF já tinha se expandido significativamente nos municípios goianos, e as taxas de mortalidade infantil já estavam, então, menores que em décadas passadas. Neste contexto, isso pode explicar o grau de efeito entre PSF e a mortalidade, dado que quanto mais se reduz a mortalidade mais difícil é ter um maior incremento na redução.

No estado de Goiás, foi observado que a implementação ocorreu em todos os municípios goianos, apresentando alta cobertura nos municípios pequenos, o que sugere uma interiorização dos serviços de saúde a locais que teriam mais dificuldade de acesso aos serviços de saúde. Enquanto isso as menores coberturas estão ligadas aos municípios mais populosos, sugerindo que a estratégia de gestão e melhoria do desempenho das equipes devem ser distintas para estes dois grupos.

Destaca-se ainda a relevância deste trabalho, na medida em que realizado em um estado da região do Centro-Oeste. Isso porque, diversos estudos analisam o PSF a nível Brasil e alguns estudos específicos como (SERRA, 2005; CHUNG, 2015; ANDRADE, 2012) analisaram estados específicos, respectivamente como São Paulo, Rio Grande do Sul, Alagoas. Portanto, ressalta-se, este é um trabalho pioneiro para o estado de Goiás.

Observa-se em diversos estudos que avaliam o efeito e o impacto do PSF sobre a saúde infantil resultados nos quais o PSF contribui para a melhoria dos indicadores de saúde. Em nosso estudo, evidenciamos a associação de que o PSF contribui para a redução da TMI e TMM5 para os municípios goianos em períodos recentes.

Entre as limitações deste estudo, está a não inclusão de dados sobre o saneamento e o estado nutricional das crianças nos municípios. A variável sobre saneamento não foi incluída devido à ausência de informações em alguns municípios, ao passo que as informações nutricionais não foram incluídas, na medida em que o banco de dados encontrado possui informações apenas a partir de 2009, não correspondendo com o início da série trabalhada. Outra limitação no estudo refere-se à qualidade da informação sobre os dados nos sistemas de informação de saúde SIM, SINASC em Goiás. Apesar dos esforços que têm sido realizados para a melhoria da cobertura e qualidade da informação, ainda há a necessidade de ratificações sobre estas melhorias.

Considerações Finais

O Programa Saúde da Família foi apresentado como o principal programa da reorganização da Atenção Básica no Brasil, com o esforço de levar a população mais necessitada, segundo o princípio da equidade, o acesso aos serviços de saúde, promovendo e prevenindo a saúde, superando uma abordagem que priorizava um modelo curativo. Hoje, encontra-se em um contexto de longa data da implementação do PSF, em um estágio de consolidação, inclusive, ressalta-se, com presença em todos os municípios goianos.

Para Goiás, observa-se que entre os 1999 e 2001 houve uma forte expansão do número de municípios com equipes saúde da família implantadas, porém em relação a cobertura populacional, levou-se treze anos para saltar de 50% para 67%. Parte da dificuldade do avanço desta cobertura está situada nos municípios mais populosos. Neste âmbito, pode-se apontar que para os municípios do estado de Goiás, em média, a taxa de mortalidade infantil e na infância reduziram, entre 2006 e 2014.

A partir desse contexto, este estudo buscou avaliar se o PSF está contribuindo na redução da mortalidade infantil e da infância. Para isso foram selecionadas variáveis de controle com segmentos econômicos, sociais e na saúde como: cobertura do Programa Agente Comunitário de Saúde, número de leitos SUS por mil habitantes, taxa de distorção-idade série do ensino fundamental, cobertura do Programa Bolsa Família, famílias acompanhadas com perfil saúde, despesa de recursos próprios municipais em saúde, além da variável de interesse cobertura do Programa Saúde da Família, entre o período de 2006 a 2014.

Ao analisar os dados e as estimativas econométricas por meio de dados em painel com distribuição binomial negativa com efeitos fixos, consta-se que as atividades do PSF levam à redução da taxa de mortalidade infantil e na infância nos municípios do estado de Goiás. Além deste, outros fatores mostraram está associado a redução da TMI e TMM5 como a despesa de recursos próprios em saúde nos municípios, acompanhamento das famílias com perfil saúde, a interação PSF*ACS. Esses resultados evidenciam que as ações em saúde relacionadas à prevenção, através da atenção primária, têm contribuído para a redução das mortalidades relacionada às crianças.

Diversos estudos analisam e avaliam a contribuição do PSF para a melhoria dos indicadores de saúde, neste sentido nosso estudo corrobora para a percepção de que há uma associação significativa entre o PSF e a TMI e TMM5, no sentido de que um aumento da cobertura do PSF reduz a TMI e TMM5. Além, de realizar a discussão e analisar o efeito do PSF para um estado da região Centro-Oeste.

Para trabalhos futuros, sugere-se a utilização do método indireto para o cálculo da taxa de mortalidade infantil e na infância, além de trabalhar com outras variáveis dependentes como a proporção de 7 ou mais consultas pré-natal, a proporção de baixo peso ao nascer, além das internações por condições sensíveis à atenção básica. Pois, estas variáveis comportam a possibilidade de analisar o efeito do PSF em relação ao meio do processo, ou seja, quando ainda é possível prevenir a situação de fatalidade. Além, de ampliar o conjunto de variáveis englobando as abordagens socioeconômicas e médicas.

Referências Bibliográficas

ALLISON, P. D.; WATERMAN, R. P. Fixed-Effects Negative Binomial Regression Models. **Sociological Methodology**, v. 32, p. 247–265, 2002.

ANDRADE, E. R. DE. **Uma análise do impacto do Programa Saúde da Família sobre a taxa de mortalidade infantil nos municípios do estado de Alagoas**. (Dissertação de Mestrado). Universidade Federal de Alagoas, 2012.

AQUINO, R.; DE 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, 2009.

BALTAGI, B. H. **Econometric Analysis of Panel Data**. 3. ed. England: John Wiley & Sons Ltd, 2005.

BARROS, R. P. DE; LIMA, L. Avaliação de Impacto de Programas Sociais: Por que, para que e quando fazer? In: FILHO, N. M. (Ed.). . **Avaliação Econômica de Projetos Sociais**. 1. ed. São Paulo: Dinâmica Gráfica e Editora Ltda, 2012. v. 1p. 13–29.

BLACK, R. E. et al. Maternal and child undernutrition: global and regional exposures and health consequences. **The Lancet**, v. 371, n. 9608, p. 243–260, 2008.

BORGES, C. F.; BAPTISTA, T. W. DE F. A política de atenção básica do Ministério da Saúde: refletindo sobre a definição de prioridades. **Trab. Educ. Saúde**, v. 8, n. 1, p. 27–53, 2010.

BRASIL. MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Política Nacional de Atenção Básica**. Brasília -DF: Ministério da Saúde, 2006.

BRASIL. MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Política Nacional de Atenção Básica**. Brasília - DF: Ministério da Saúde, 2012.

CAMERON, C.; TRIVEDI, P. K. **Microeconometrics using Stata**. Texas: Stata Press, 2009.

CHUNG, A. **Avaliação do impacto do programa saúde da família sobre os municípios do Rio Grande do Sul de 2005 a 2010**. (Dissertação de Mestrado) . Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, 2013.

CHUNG, A. Impacto do Programa Saúde da Família sobre indicadores de saúde infantil em municípios do Rio Grande do Sul. **Ensaio FEE**, v. 36, n. 2, p. 343–362, 2015.

CORBO, A. D´A.; MOROSINI, M. V. G. C.; PONTES, A. L. DE M. Saúde da Família: construção de uma estratégia de atenção à saúde. In: MOROSINI, M. V. G. C.; CORBO, A. D´A. (Eds.). . **Modelos de atenção e a saúde da família**. Rio de Janeiro:

EPSJV/Fiocruz, 2007. p. 69–106.

COTTA, T. C. Metodologias de avaliação de programas e projetos sociais: análise de resultados e de impacto. **Revista do Serviço Público**, v. Ano 49, n. Número 2. Abr-Jun, p. 103–124, 1998.

FAUSTO, M. C. R.; MATTA, G. C. Atenção Primária à Saúde: histórico e perspectivas. In: MOROSINI, M. V. G. C.; CORBO, A. D'A. (Eds.). **Modelos de Atenção e a Saúde da Família**. Rio de Janeiro: EPSJV/Fiocruz, 2007. p. 43–68.

FERREIRA, J. R.; BUSS, P. M. Atenção primária e promoção da saúde. In: SECRETARIA DE POLÍTICAS DE SAÚDE (PROJETO PROMOÇÃO DA SAÚDE) (Ed.). **As Cartas da Promoção da Saúde**. Brasília - DF: Ministério da Saúde, 2002. p. 7–17.

FRIAS, P. G. DE; MULLACHERY, P. H.; GIUGLIANI, E. R. J. Políticas de Saúde direcionadas às crianças brasileiras: breve histórico com enfoque na oferta dos serviços de saúde. In: **Saúde Brasil 2008: 20 anos de Sistema Único de Saúde**. Brasília - DF: Ministério da Saúde, 2009. p. 85–110.

FRIAS, P. G. DE; SZWARCOWALD, C. L.; LIRA, P. I. C. DE. Estimativa da mortalidade infantil no contexto de descentralização do Sistema Único de Saúde (SUS). **Rev. Bras. Saúde Matern. Infant.**, v. 11, n. 4, p. 463–470, 2011.

FUHRMANN, N. L. Programa Saúde da Família : viabilizando a saúde pública universalizada no Brasil. **Revista Virtual Textos & Contextos**, n. 2, 2003.

GERTLER, P. J. et al. **Impact evaluation in practice**. The World Bank, 2011.

GIL, C. R. R. Atenção primária , atenção básica e saúde da família : sinergias e singularidades do contexto brasileiro. **Cad. Saúde Pública**, v. 22, n. 6, p. 1171–1181, 2006.

GREENE, W. H. Fixed and Random Effects Models for Count Data. p. 1–14, 2007.

GUANAIS, F. C. The Combined Effects of the Expansion of Primary Health Care and Conditional Cash Transfers on Infant Mortality in Brazil, 1998-2010. **American Journal of Public Health**, v. 103, n. 11, p. 2000–2006, 2013.

HILBE, J. M. **Negative Binomial Regression**. 2. ed. New York: Cambridge University Press, 2011.

IBGE INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFICA E ESTATÍSTICA. **Evolução e Perspectivas da Mortalidade Infantil no Brasil**. Rio de Janeiro -RJ: Série Estudos e Pesquisas - Informação Demográfica e Socioeconômica, 1999.

JANUZZI, P. DE M. **Monitoramento e Avaliação de Programas Sociais: uma introdução aos conceitos e técnicas**. 1 ed. Campinas, SP: Editora Alínea, 2016.

JUNIOR, E. P. P. **Internações por Condições Sensíveis à Atenção Primária em menores de cinco anos e expansão da Estratégia Saúde da Família na Bahia: um estudo ecológico com dados em painel Fortaleza.** (Dissertação de Mestrado). Universidade Estadual do Ceará, 2014.

KHANDKER, S. R.; KOOLWAL, G. B.; SAMAD, H. A. **Handbook on Impact Evaluation: Quantitative Methods and Practices.** Washington - D.C.: The World Bank, 2010.

LAVRAS, C. Atenção Primária à Saúde e a Organização de Redes Regionais de Atenção à Saúde no Brasil. **Saúde Soc**, v. 20, n. 4, p. 867–874, 2011.

MACINKO, J. et al. Evaluation of the impact of the Family Health Program on infant mortality in Brazil, 1990-2002. **J Epidemiol Community Health**, v. 60, n. 1, p. 13–19, 2006.

MACINKO, J. et al. Going to scale with community-based primary care: An analysis of the family health program and infant mortality in Brazil, 1999-2004. **Social Science and Medicine**, v. 65, p. 2070–2080, 2007.

MACINKO, J. et al. Major expansion of primary care in Brazil linked to decline in unnecessary hospitalization. **Health Affairs**, v. 29, n. 12, p. 2149–2160, 2010.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Sistema de Informações sobre Mortalidade - SIM: Consolidação da base de dados de 2011** Brasília - DF Ministério da Saúde, , 2013a.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Consolidação do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos - 2011** Brasília - DF Ministério da Saúde, , 2013b.

MONTEIRO, C. A. et al. Causas do declínio da desnutrição infantil no Brasil, 1996-2007. **Revista de Saúde Pública**, v. 43, n. 1, p. 35–43, 2009.

MOSLEY, W. H.; CHEN, L. C. An Analytical Framework for the Study of Child Survival in Developing Countries Author (s): W . Henry Mosley and Lincoln C . Chen Source : Population and Development Review , Vol . 10 , Supplement : Child Survival : Strategies for Published by : Populat. **Population and Development Review**, v. 10, n. 1984, p. 25–45, 1984.

NERO, C. R. DEL. O que é Economia da Saúde. In: PIOLA, S. F.; VIANNA, S. M. (Eds.). . **Economia da saúde: conceitos e contribuição para a gestão da saúde.** Brasília - DF: IPEA, 1995. p. 5–23.

PAIM, J. et al. The Brazilian health system: History, advances, and challenges. **The Lancet**, v. 377, n. 9779, p. 1778–1797, 2011.

PAIXÃO, A. N.; FERREIRA, T. Determinantes da Mortalidade Infantil no Brasil. **Informe Gepec**, v. 16, n. 2, p. 6–20, 2012.

PEIXOTO, S. G. D. **Eficácia e gestão da política de atenção básica de saúde nos municípios brasileiros**. (Dissertação de Mestrado). Universidade de São Paulo, 2008.

RAMALHO, J. J. DOS S. **MODELOS DE REGRESSÃO PARA DADOS DE CONTAGEM**. (Dissertação de Mestrado). Universidade Técnica de Lisboa, 1996.

RANGANATHAN, M.; LAGARDE, M. Promoting healthy behaviours and improving health outcomes in low and middle income countries: A review of the impact of conditional cash transfer programmes. **Preventive Medicine**, v. 55, n. SUPPL., p. S95–S105, 2012.

RASELLA, D. **Impacto do Programa Bolsa Família e seu efeito conjunto com a Estratégia Saúde da Família sobre a mortalidade no Brasil**. (Tese de Doutorado). Universidade Federal da Bahia, 2013.

RASELLA, D. et al. 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.; AQUINO, R.; BARRETO, M. L. Impact of the Family Health Program on the quality of vital information and reduction of child unattended deaths in Brazil : an ecological longitudinal study. **BMC Public Health**, 2010.

REDE INTERAGENCIAL DE INFORMAÇÃO PARA A SAÚDE. **Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações**. Brasil: Organização Pan-Americana da Saúde, 2008.

ROCHA, R. C. B. DA. **Três Ensaio em Avaliação de Intervenções Sociais com Foco Comunitário e Familiar**. (Tese de Doutorado). Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, 2009.

ROCHA, F. F.; NISHIJIMA, M.; PEIXOTO, S. G. D. Primary Health Care Policies: Investigation on Morbidity. **Applied Economics Letters**, v. 20, n. 11, p. 1046–1051, 2013.

SCHNEIDER, A. L. Pesquisa avaliativa e melhoria da decisão política: evolução histórica e guia prático. In: HEIDEMANN, F. G.; SALM, F. J. (Eds.). **Políticas públicas e desenvolvimento: bases epistemológicas e modelos de análise**. Brasília: Editora UnB, 2009. p. 311–328.

SERRA, R. A. M. Uma avaliação empírica do impacto do Programa Saúde da Família sobre a saúde infantil no Estado de São Paulo. In: PIOLA, SÉRGIO FRANCISCO;

JORGE, E. A. (Ed.). . **Economia da Saúde: 1º Prêmio Nacional - 2004: Cotânea Premiada**. Brasília: IPEA, 2005. p. 79–112.

STARFIELD, B. **Atenção primária: equilíbrio entre necessidades de saúde, serviços e tecnologia**. Brasília: UNESCO, Ministério da Saúde, 2002.

VENANCIO, S. I. et al. Efetividade da Estratégia Saúde da Família sobre indicadores de saúde da criança no Estado de São Paulo. **Revista Brasileira de Saúde Materno Infantil**, v. 16, n. 3, p. 283–293, 2016.

VIANA, A. L. D.; POZ, M. R. D. A Reforma do Sistema de Saúde no Brasil e o Programa de Saúde da Família. **PHYSIS: Rev. Saúde Coletiva**, v. 15, n. Suplemento, p. 225–264, 2005.

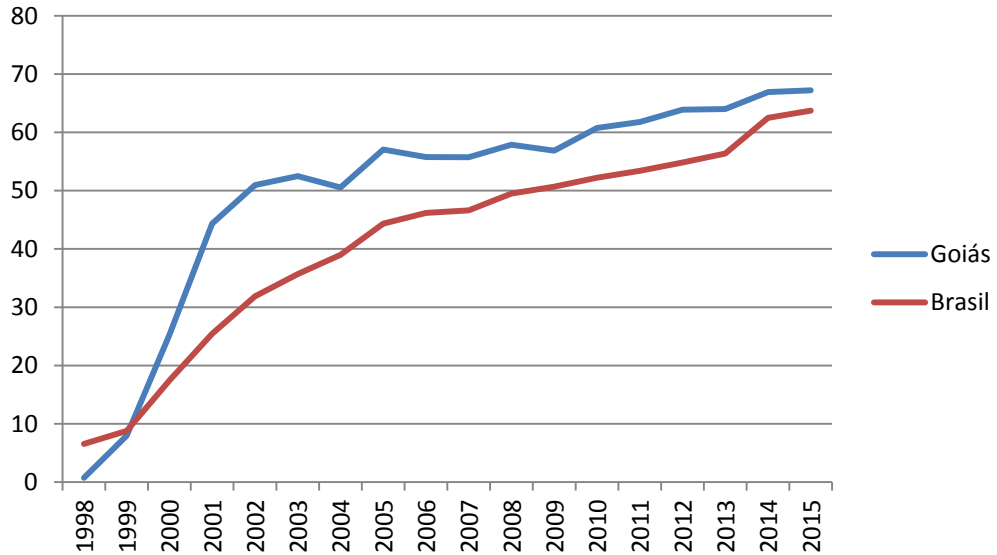
VICTORA, C. G. et al. Maternal and child health in Brazil : progress and challenges. **The Lancet**, v. 377, n. 9780, p. 1863–1876, 2011.

WOOLDRIGE, J. M. **Introdução à Econometria: Uma abordagem moderna**. São Paulo: Cengage Learning, 2010.

WORLD HEALTH ORGANIZATION. **Declaration of Alma-Ata:International Conference on Primary Health Care**.Alma-AtaUSSR, 1978. Disponível em: <http://www.who.int/publications/almaata_declaration_en.pdf?ua=1>

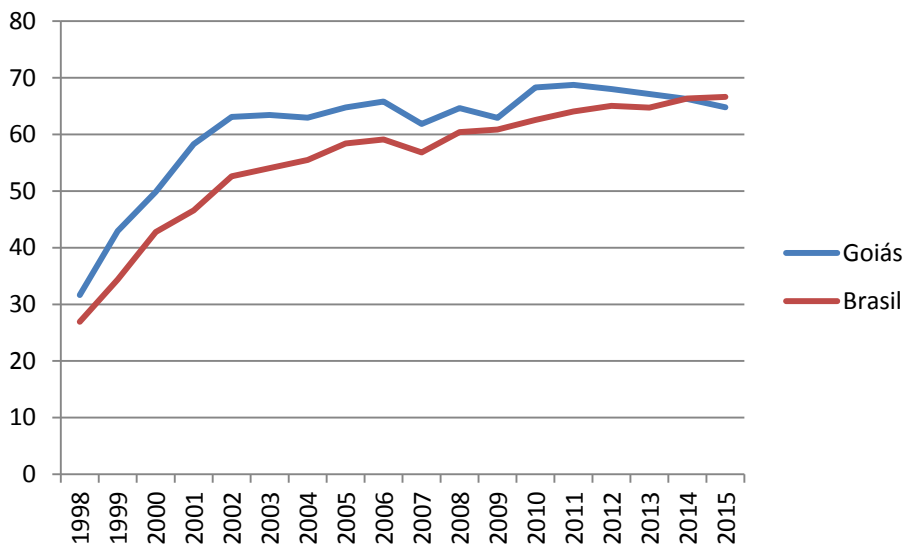
Anexo 1

Gráfico 4: Proporção de Cobertura das Equipes Saúde da Família, em %, entre 1998 e 2015 para o Brasil e Goiás.



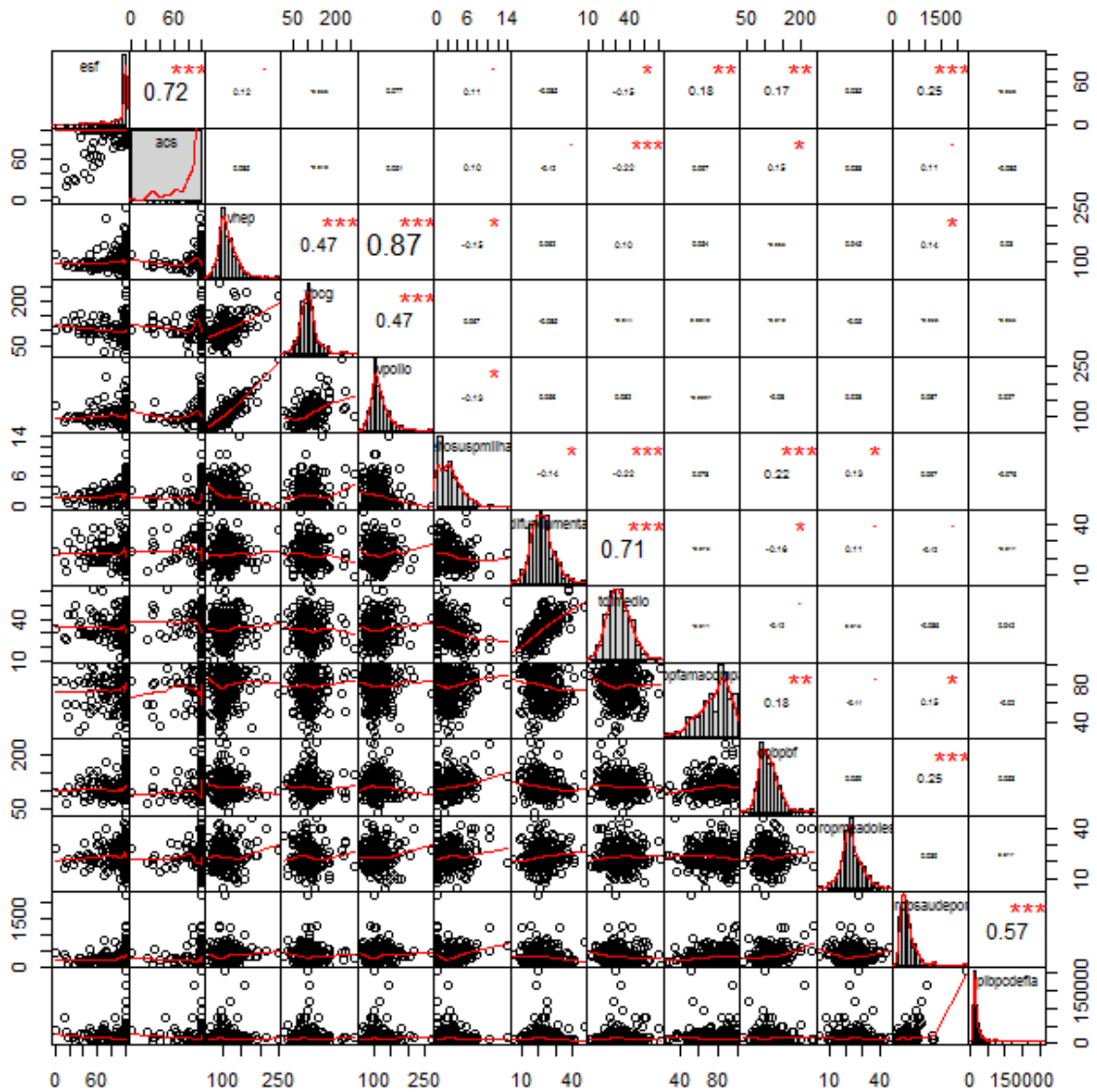
Fonte: Departamento de Atenção Básica(DAB)/MS; Elaboração Própria

Gráfico 5: Proporção de Cobertura dos Agentes Comunitários de Saúde, em %



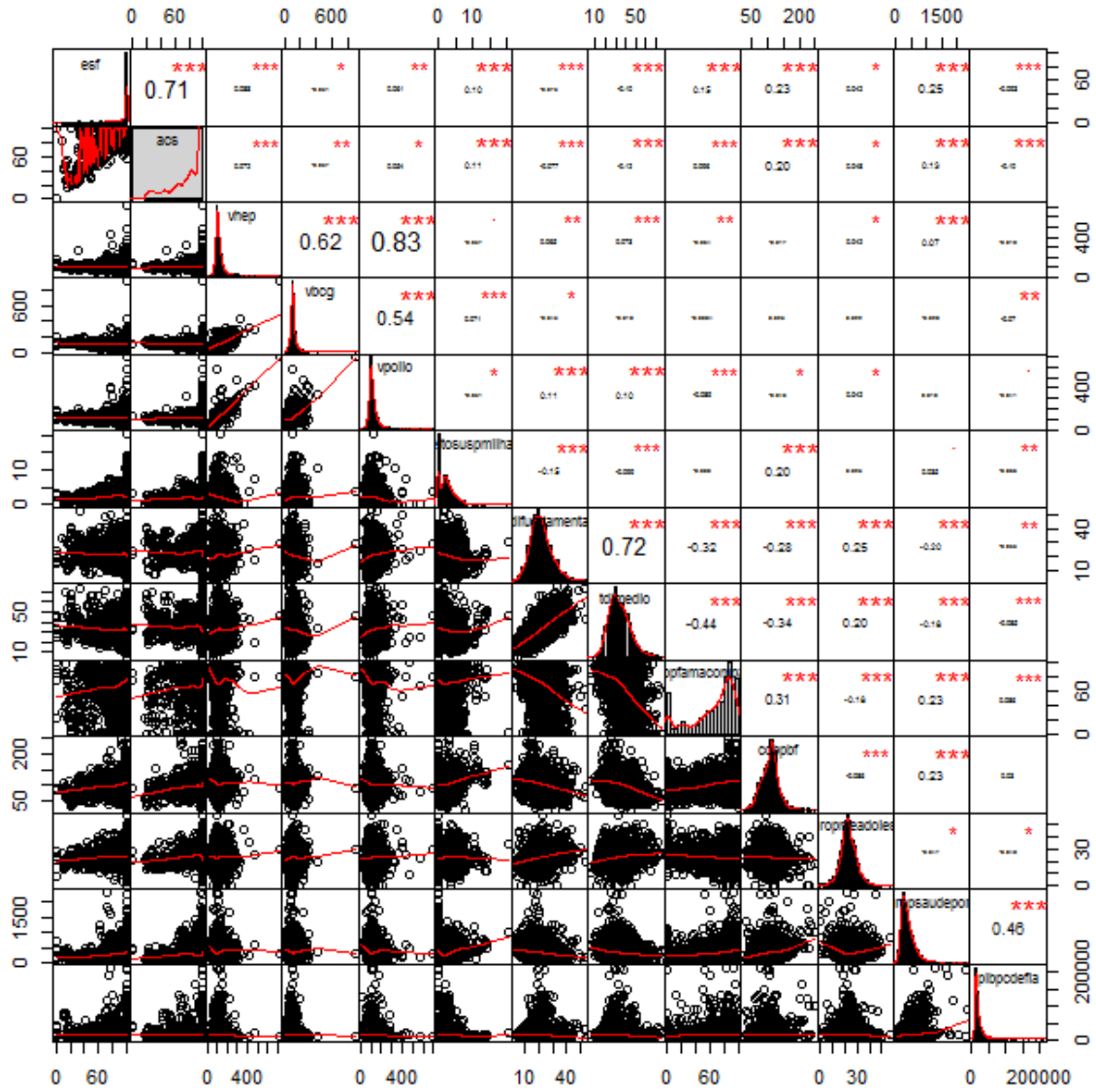
Fonte: Departamento de Atenção Básica (DAB)/MS; Elaboração Própria

Gráfico 6: Matriz de correlação das possíveis variáveis independentes, ano 2010



Fonte e Elaboração: Autor.

Gráfico 7: Matriz de correlação das possíveis variáveis independentes, ano 2006 a 2010.



Fonte e Elaboração: Autor.

Anexo 2

Tabela 9: Modelos estatísticos para dados em painel binomial negativa com efeitos fixos, pela associação ajustada entre taxa de mortalidade infantil e a cobertura do Programa Saúde da Família (PSF) nos municípios goianos. Goiás, 2006-2014. Completa

Variáveis Independentes	Modelos - IRR/[IC90] - Taxa de Mortalidade Infantil (Variável Dependente)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ESF cobertura	0,98339*** [0,98095,0,98584]	0,98230*** [0,97982,0,98479]	0,98604*** [0,98333,0,98876]	1,00231 [0,99129,1,01345]	1,00948 [0,99722,1,02189]
ESF cobertura ao quadrado				0,99987** [0,99979,0,99995]	0,99990* [0,99982,0,99999]
Interação ESF*ACS					0,99990** [0,99982,0,99998]
Leitosuspmilhab	0,95268*** [0,92769,0,97836]	0,99296 [0,96592,1,02076]	1,01107 [0,98246,1,04051]	1,00921 [0,98066,1,03859]	1,00931 [0,98082,1,03864]
Propmeadoles	0,99898 [0,99191,1,00611]	1,00278 [0,99555,1,01006]	1,00278 [0,99542,1,01020]	1,00212 [0,99475,1,00954]	1,00164 [0,99427,1,00908]
Tdifundamental	0,98077*** [0,97272,0,98888]	0,99828 [0,98955,1,00708]	0,98072*** [0,97041,0,99113]	0,98083*** [0,97050,0,99127]	0,98092*** [0,97059,0,99136]
Cobpbf	1,00043 [0,99859,1,00229]	0,99843 [0,99645,1,00041]	0,99849 [0,99662,1,00037]	0,99841 [0,99652,1,00029]	0,9984 [0,99652,1,00029]
Propfamacompas	1,00221** [1,00069,1,00373]	0,99646*** [0,99438,0,99855]	0,99768** [0,99574,0,99962]	0,99771* [0,99576,0,99966]	0,99776* [0,99581,0,99971]
desprecprosaudeporhabdefla	0,99578*** [0,99540,0,99617]	0,99541*** [0,99502,0,99580]	0,99540*** [0,99499,0,99581]	0,99545*** [0,99504,0,99586]	0,99542*** [0,99501,0,99583]
Constante	12,83099*** [8,62114,19,09659]	9,81339*** [6,46800,14,88910]	8,22016*** [5,19124,13,01635]	5,74639*** [3,39160,9,73612]	5,82708*** [3,44471,9,85708]
Dummies de ano (Referência:2006)					
2007		1,0581	1,02354	1,02464	1,00921

Continua (1/3)

Variáveis Independentes	Modelos - IRR/[IC90] - Taxa de Mortalidade Infantil (Variável Dependente)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
					Continuação (2/3)
2008		[0,90816,1,23279] 1,48437***	[0,89048,1,17649] 1,29648***	[0,89083,1,17855] 1,28534***	[0,87731,1,16094] 1,26532**
2009		[1,25275,1,75883] 1,52490***	[1,10884,1,51587] 1,29928**	[1,09844,1,50404] 1,28923**	[1,08094,1,48114] 1,27515**
2010		[1,25811,1,84827] 1,51315***	[1,09278,1,54479] 1,29477**	[1,08297,1,53476] 1,28512**	[1,07116,1,51800] 1,27332**
2011		[1,24298,1,84206] 2,20233***	[1,07989,1,55241] 1,74578***	[1,07109,1,54193] 1,72126***	[1,06096,1,52819] 1,70698***
2012		[1,81045,2,67903] 2,35134***	[1,45130,2,10001] 1,91438***	[1,42948,2,07260] 1,89293***	[1,41738,2,05577] 1,86535***
2013		[1,91866,2,88160] 2,39492***	[1,58044,2,31887] 1,84214***	[1,56154,2,29464] 1,81166***	[1,53828,2,26196] 1,77507***
2014		[1,94360,2,95103] 2,92927***	[1,51069,2,24632] 2,14670***	[1,48412,2,21149] 2,11717***	[1,45323,2,16818] 2,06160***
		[2,35651,3,64125]	[1,73558,2,65521]	[1,71041,2,62067]	[1,66383,2,55447]
Dummies de Região de Saúde (Referência: Central)					
Centro Sul			1,78527*** [1,34795,2,36449]	1,77710*** [1,34183,2,35355]	1,80137*** [1,35980,2,38635]
Entorno Norte			1,59958* [1,05082,2,43493]	1,53374* [1,00695,2,33611]	1,51154 [0,99392,2,29872]
Entorno Sul			14,57084*** [6,51752,32,57518]	11,94835*** [5,60721,25,46062]	11,19409*** [5,23165,23,95181]
Estrada de Ferro			1,19747 [0,85834,1,67058]	1,21698 [0,87301,1,69648]	1,23791 [0,88761,1,72646]
Nordeste I			2,04416** [1,27093,3,28783]	1,99633** [1,23999,3,21400]	2,04704** [1,27116,3,29649]
Nordeste II			0,89273	0,86125	0,88566

Variáveis Independentes	Modelos - IRR/[IC90] - Taxa de Mortalidade Infantil (Variável Dependente)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
					Continuação (3/3)
Norte			[0,61632,1,29312] 0,77393	[0,59384,1,24906] 0,74946	[0,61025,1,28535] 0,75663
Oeste I			[0,54775,1,09350] 0,76018	[0,52993,1,05991] 0,75698	[0,53529,1,06950] 0,75149
Oeste II			[0,53636,1,07740] 0,58260**	[0,53391,1,07326] 0,57544**	[0,53054,1,06447] 0,58674**
Pirineus			[0,40003,0,84851] 1,69712**	[0,39496,0,83838] 1,68248**	[0,40258,0,85513] 1,69544**
Rio Vermelho			[1,16933,2,46313] 1,09263	[1,15883,2,44276] 1,06677	[1,16722,2,46271] 1,09238
São Patricio I			[0,80331,1,48616] 0,99977	[0,78380,1,45190] 0,9881	[0,80219,1,48757] 1,00371
Serra da Mesa			[0,73288,1,36385] 0,9217	[0,72428,1,34800] 0,90785	[0,73557,1,36960] 0,92209
Sudoeste I			[0,62343,1,36269] 3,84105***	[0,61393,1,34249] 3,70811***	[0,62381,1,36300] 3,64691***
Sudoeste II			[2,81555,5,24007] 3,25081***	[2,71661,5,06149] 3,08068***	[2,66999,4,98129] 2,88986***
Sul			[2,21296,4,77540] 2,30493***	[2,09279,4,53489] 2,17091***	[1,95600,4,26960] 2,20307***
São Patricio II			[1,59896,3,32261] 0,91949	[1,50298,3,13567] 0,88386	[1,52680,3,17889] 0,88733
			[0,61401,1,37696]	[0,58988,1,32434]	[0,59202,1,32994]
N	2169	2169	2169	2169	2169
Teste Hausman Robusto1	182,19***	283,26***	-	-	-
Loglikelihood	-6087,95	-6034,88	-5941,67	-5938,2	-5936,01
AIC	12191,9	12101,75	11949,34	11944,4	11942,02
BIC	12237,35	12192,66	12136,85	12137,59	12140,89

Nível de Significância * 0.10 ** 0.05 *** 0.01 ; RR: Razão de Risco ; IC: Intervalo de Confiança.

Tabela 10: Modelos estatísticos para dados em painel binomial negativa a efeitos fixos, pela associação ajustada entre taxa de mortalidade na infância e a cobertura do Programa Saúde da Família (PSF) nos municípios goianos. Goiás, 2006-2014. Completa

Variáveis Independentes	Modelos - IRR/[IC90] - Taxa de Mortalidade na Infância (Variável Dependente)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ESF cobertura	0,98336*** [0,98101,0,98572]	0,98243*** [0,98005,0,98483]	0,98636*** [0,98377,0,98895]	1,00383 [0,99344,1,01433]	1,00954 [0,99790,1,02133]
ESF cobertura ao quadrado				0,99986*** [0,99978,0,99994]	0,99989** [0,99981,0,99997]
Interação ESF*ACS					0,99992* [0,99984,1,00000]
Leitosuspmilhab	0,96638** [0,94241,0,99097]	1,00301 [0,97721,1,02950]	1,01849 [0,99103,1,04671]	1,01684 [0,98945,1,04499]	1,01676 [0,98941,1,04487]
Propmeadoles	1,00054 [0,99381,1,00732]	1,00372 [0,99687,1,01063]	1,00275 [0,99580,1,00975]	1,00206 [0,99511,1,00905]	1,00168 [0,99472,1,00869]
Tdifundamental	0,98572*** [0,97808,0,99342]	1,00207 [0,99380,1,01040]	0,98862* [0,97877,0,99857]	0,98856* [0,97869,0,99854]	0,98867* [0,97880,0,99865]
Cobpbf	1,00049 [0,99871,1,00227]	0,99838 [0,99647,1,00028]	0,9983 [0,99650,1,00010]	0,99824 [0,99643,1,00004]	0,99825 [0,99645,1,00006]
Propfamacompas	1,00268*** [1,00123,1,00413]	0,99764* [0,99564,0,99964]	0,99879 [0,99695,1,00063]	0,99885 [0,99700,1,00069]	0,99889 [0,99704,1,00073]
desprecprosaudeporhabdefla	0,99581*** [0,99544,0,99617]	0,99548*** [0,99510,0,99585]	0,99544*** [0,99505,0,99583]	0,99549*** [0,99510,0,99589]	0,99548*** [0,99508,0,99587]
Constante	11,58613*** [7,92170,16,94565]	9,32656*** [6,26310,13,88845]	7,06094*** [4,54201,10,97684]	4,84092*** [2,92483,8,01227]	4,88513*** [2,95477,8,07659]
Dummies de ano (Referência:2006)					
2007		1,05515 [0,91338,1,21893]	1,03125 [0,90438,1,17592]	1,03101 [0,90359,1,17639]	1,01824 [0,89224,1,16203]
2008		1,35572***	1,22138**	1,20793**	1,19273*

Continua (1/3)

Variáveis Independentes	Modelos - IRR/[IC90] - Taxa de Mortalidade na Infância (Variável Dependente)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
					Continuação (2/3)
2009		[1,15235,1,59500] 1,42770***	[1,05255,1,41730] 1,26392**	[1,04000,1,40299] 1,25107**	[1,02661,1,38572] 1,23867**
2010		[1,18964,1,71339] 1,42238***	[1,07356,1,48804] 1,27485**	[1,06120,1,47490] 1,26102**	[1,05072,1,46024] 1,25010**
2011		[1,17959,1,71516] 1,97129***	[1,07450,1,51256] 1,64724***	[1,06191,1,49745] 1,61677***	[1,05254,1,48473] 1,60251***
2012		[1,63591,2,37543] 2,11827***	[1,38369,1,96098] 1,81523***	[1,35647,1,92702] 1,78709***	[1,34432,1,91029] 1,76482***
2013		[1,74413,2,57266] 2,26822***	[1,51357,2,17701] 1,84677***	[1,48879,2,14515] 1,80767***	[1,46980,2,11906] 1,77535***
2014		[1,86157,2,76370] 2,70312***	[1,53238,2,22567] 2,09552***	[1,49815,2,18114] 2,06168***	[1,47035,2,14363] 2,01487***
		[2,19745,3,32515]	[1,71267,2,56394]	[1,68370,2,52450]	[1,64364,2,46994]
Dummies de Região de Saúde (Referência: Central)					
Centro Sul			1,73745*** [1,32376,2,28044]	1,73452*** [1,32164,2,27639]	1,75128*** [1,33413,2,29885]
Entorno Norte			1,37151 [0,90331,2,08239]	1,32394 [0,87155,2,01115]	1,31917 [0,86925,2,00196]
Entorno Sul			13,83738*** [6,45816,29,64826]	11,18454*** [5,45315,22,93974]	10,70398*** [5,18828,22,08346]
Estrada de Ferro			1,21924 [0,88468,1,68033]	1,25023 [0,90772,1,72198]	1,26284 [0,91663,1,73982]
Nordeste I			1,56994 [0,99796,2,46975]	1,5459 [0,98145,2,43498]	1,56872 [0,99613,2,47043]
Nordeste II			0,81894 [0,57016,1,17629]	0,78977 [0,54933,1,13546]	0,80594 [0,56026,1,15935]
Norte			0,79332	0,76749	0,77277

Variáveis Independentes	Modelos - IRR/[IC90] - Taxa de Mortalidade na Infância (Variável Dependente)				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
					Continuação (3/3)
Oeste I			[0,56715,1,10968] 0,83722	[0,54828,1,07435] 0,83469	[0,55226,1,08133] 0,82726
Oeste II			[0,59962,1,16899] 0,57907**	[0,59766,1,16574] 0,57154**	[0,59274,1,15457] 0,57930**
Pirineus			[0,40180,0,83455] 1,69332**	[0,39646,0,82395] 1,68130**	[0,40176,0,83529] 1,68889**
Rio Vermelho			[1,17104,2,44853] 1,53730**	[1,16249,2,43166] 1,50631**	[1,16728,2,44357] 1,53398**
São Patricio I			[1,13704,2,07845] 0,88996	[1,11362,2,03748] 0,88284	[1,13338,2,07618] 0,8935
Serra da Mesa			[0,65861,1,20257] 0,98297	[0,65332,1,19299] 0,96831	[0,66106,1,20767] 0,97755
Sudoeste I			[0,67651,1,42825] 3,92272***	[0,66632,1,40717] 3,78165***	[0,67287,1,42020] 3,72084***
Sudoeste II			[2,90104,5,30422] 3,38861***	[2,79556,5,11556] 3,18905***	[2,74828,5,03758] 3,02276***
Sul			[2,33805,4,91120] 2,34663***	[2,19601,4,63114] 2,24689***	[2,07353,4,40655] 2,26161***
São Patricio II			[1,64727,3,34290] 1,02659	[1,57623,3,20291] 0,98965	[1,58745,3,22206] 0,99217
			[0,69492,1,51657]	[0,66979,1,46227]	[0,67137,1,46627]
N	2196	2196	2196	2196	2196
Teste de Hausman Robusto	280,87***	288,18***	-	-	-
Loglikelihood	-6497,73	-6446,73	-6348,46	-6343,91	-6342,42
AIC	13011,47	12925,47	12762,92	12755,81	12754,84
BIC	13057,02	13016,58	12950,84	12949,42	12954,14

Nível de Significância * 0.10 ** 0.05 *** 0.01 ; RR: Razão de Risco ; IC: Intervalo de Confiança.

Tabela 11: Modelos estatísticos para dados em painel Poisson com efeitos fixos, pela associação ajustada entre TMI, TMM5 e a cobertura do Programa Saúde da Família (PSF) nos municípios goianos. Goiás, 2006-2014.

Variáveis Independentes	Modelos - IRR/[IC90]			
	TMI****		TMM5****	
	(1)	(2)	(1)	(2)
ESF cobertura	1,00508*** [1,00389,1,00626]	1,00564*** [1,00444,1,00685]	1,00506*** [1,00397,1,00615]	1,00572*** [1,00462,1,00683]
Leitosuspmilhab	1,04438*** [1,03167,1,05725]	1,03600*** [1,02307,1,04910]	1,03855*** [1,02696,1,05027]	1,02858*** [1,01682,1,04047]
Propmeadoles	0,99477*** [0,99317,0,99638]	0,99514*** [0,99353,0,99676]	0,99630*** [0,99483,0,99777]	0,99639*** [0,99492,0,99788]
Tdifundamental	0,98979*** [0,98680,0,99278]	0,98614*** [0,98251,0,98978]	0,99451*** [0,99177,0,99726]	0,99071*** [0,98740,0,99404]
Cobpbf	1,0004 [0,99995,1,00086]	1,00093*** [1,00043,1,00142]	0,99994 [0,99952,1,00035]	1,00069** [1,00023,1,00114]
Propfamacompas	0,99923*** [0,99881,0,99966]	1,00024 [0,99970,1,00078]	0,99958* [0,99919,0,99997]	1,00117*** [1,00067,1,00166]
desprecprosaudeporhabdefla	0,99936*** [0,99927,0,99946]	0,99939*** [0,99929,0,99950]	0,99926*** [0,99916,0,99935]	0,99931*** [0,99921,0,99941]
Dummies de ano (Referência: 2006)				
2007		0,86450*** [0,83184,0,89843]		0,93673*** [0,90469,0,96991]
2008		0,96618 [0,92388,1,01040]		0,95141** [0,91292,0,99154]
2009		0,80809*** [0,76876,0,84942]		0,80635*** [0,77017,0,84423]
2010		0,71552*** [0,67953,0,75342]		0,69116*** [0,65889,0,72500]

Continua (1/2)

Variáveis Independentes	Modelos - IRR/[IC90]			
	TMI****		TMM5****	
	(1)	(2)	(1)	(2)
				Continuação (2/2)
2011		0,87846*** [0,83375,0,92557]		0,83348*** [0,79398,0,87495]
2012		0,90883*** [0,86067,0,95969]		0,87121*** [0,82822,0,91642]
2013		0,82394*** [0,77724,0,87345]		0,82018*** [0,77703,0,86572]
2014		0,79776*** [0,74892,0,84977]		0,78573*** [0,74101,0,83315]
N	2169	2169	2196	2196
Loglikelihood	-20703	-20586,67	-22804,36	-22676,79
AIC	41419,99	41203,35	45622,72	45383,57
BIC	41459,77	41288,58	45662,58	45468,99

* 0.10 ** 0.05 *** 0.01

RR = Razão de Risco

**** Os modelos que consideram as dummies região de saúde, não foram estimados por exclusão dessas variáveis de forma automática.

Tabela 12: Teste Likelihood Boundary entre os modelos Poisson e binomial negativa

Variável Dependente	Modelo	Poisson	Binomial Negativa	LR	chi2(1)	Prob>chi2
TMI	(1)	-20703	-6087,95	29230,1	0,0000	
	(2)	-20586,7	-6034,88	29103,59	0,0000	
	(3)*	-	-5941,67	-	-	-
	(4)*	-	-5938,2	-	-	-
	(5)*	-	-5936,01	-	-	-
TMM5	(1)	-22804,4	-6497,73	32613,26	0,0000	
	(2)	-22676,8	-6446,73	32460,12	0,0000	
	(3)*	-	-6348,46	-	-	-
	(4)*	-	-6343,91	-	-	-
	(5)*	-	-6342,42	-	-	-

Nota: *Nos modelos poisson as variáveis dummies de região foram excluídas da estimação de forma automática.