

# MORTALIDADE INFANTIL E ESTRATÉGIA SAÚDE DA FAMÍLIA NA 3ª REGIONAL DE SAÚDE DO PARANÁ, DE 2005 A 2016

Infant mortality and Family Health Strategy in the 3<sup>rd</sup> Health Regional of Paraná, from 2005 to 2016

Geovani Allan Broday<sup>a,\*</sup> , Ana Cláudia Garabeli Cavalli Kluthcovsky<sup>a</sup> 

## RESUMO

**Objetivo:** Analisar a tendência temporal da mortalidade infantil e da cobertura populacional pela Estratégia Saúde da Família e os fatores associados à mortalidade infantil, nos municípios da 3ª Regional de Saúde do Paraná.

**Métodos:** Estudo ecológico de série temporal, com dados do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM), Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) e Sala de Apoio à Gestão Estratégica (SAGE), de 2005 a 2016. As tendências foram calculadas por regressão polinomial. Os fatores associados à mortalidade infantil consistiram em variáveis maternas, obstétricas e perinatais. O nível de significância foi de 5%.

**Resultados:** Entre 2005 e 2016, houve 115.796 nascimentos e 1.575 óbitos de menores de 1 ano. Considerando os municípios em conjunto, a cobertura populacional pela Estratégia Saúde da Família passou de 43,8% em 2005 para 66,4% em 2016, e a mortalidade infantil, de 17,1/1.000 nascidos vivos em 2005 para 10,7/1.000 nascidos vivos em 2016. A tendência ao longo do tempo da cobertura populacional pela Estratégia Saúde da Família foi crescente e a da mortalidade infantil decrescente para a maioria dos municípios. Os fatores associados a maiores chances de óbito em menores de 1 ano foram a idade gestacional pré-termo (*Odds Ratio*—OR=15,05; intervalo de confiança de 95%—IC95% 13,54–16,72), baixo peso ao nascer (OR=15,14; IC95% 13,61–16,84), gestação múltipla (OR=4,51; IC95% 3,74–5,45) e mãe com até sete anos de estudo (OR=1,93; IC95% 1,74–2,14).

**Conclusões:** Tendência crescente da cobertura pela Estratégia Saúde da Família foi acompanhada de tendência decrescente da mortalidade infantil. Os resultados podem ser fonte de informações para o fortalecimento das ações em saúde materno-infantil, considerando as especificidades locais e regionais.

**Palavras-chave:** Mortalidade infantil; Estratégia Saúde da Família; Fatores de risco.

## ABSTRACT

**Objective:** To analyze the temporal trend in infant mortality and in populational coverage by the Family Health Strategy and associated factors with infant mortality in the municipalities of the 3<sup>rd</sup> Health Regional of Paraná, Southern Brazil.

**Methods:** Ecological time series study, with data from the Mortality Information System (*Sistema de Informação Sobre Mortalidade*—SIM), the Live Birth Information System (*Sistema de Informação Sobre Nascidos Vivos*—SINASC) and the Support Room for Strategic Management (*Sala de Apoio à Gestão Estratégica*—SAGE), from 2005 to 2016. Trends were calculated using polynomial regression. The associated factors with infant mortality were maternal, perinatal and obstetric variables. The significance level adopted was 5%.

**Results:** Between 2005 and 2016, there were 115,796 births and 1,575 deaths of children under 1 year of age. Considering the municipalities together, the populational coverage by the Family Health Strategy went from 43.8% in 2005 to 66.4% in 2016 and the infant mortality from 17.1/1,000 live births in 2005 to 10.7/1,000 live births in 2016. The trend over time of populational coverage by the Family Health Strategy was crescent and of infant mortality was decrescent, for most municipalities. The factors associated with greater chances of death in children under 1 year of age were preterm gestational age (*Odds Ratio*—OR=15.05; 95% confidence interval—95CI% 13.54–16.72), low birth weight (OR=15.14; 95%CI 13.61–16.84), multiple gestation (OR=4.51; 95%CI 3.74–5.45) and mother with up to 7 years of study (OR=1.93; 95%CI 1.74–2.14).

**Conclusions:** Crescent trend in coverage by the Family Health Strategy was accompanied by a decrescent trend in infant mortality. The results can be a source of information for the strengthening of mother-child health actions, considering local and regional specificities.

**Keywords:** Infant mortality; Family Health Strategy; Risk factors.

\*Autor correspondente. E-mail: [geovanibroday@gmail.com](mailto:geovanibroday@gmail.com) (G.A. Broday).

<sup>a</sup>Universidade Estadual de Ponta Grossa, Ponta Grossa, PR, Brasil.

Recebido em 01 de maio de 2020; aprovado em 06 de setembro de 2020.

## INTRODUÇÃO

A mortalidade infantil é considerada uma grande preocupação em saúde pública no Brasil e envolve aspectos biológicos, sociais, culturais e falhas nos serviços de saúde.<sup>1</sup> Esse indicador vem diminuindo no Brasil de forma progressiva ao longo dos anos,<sup>2</sup> mas, apesar da redução, permanecem diferenças regionais em relação à mortalidade infantil.<sup>3-5</sup>

Assim, destaca-se a importância de reduzir as desigualdades nas taxas de mortalidade e alcançar melhores níveis de sobrevivência infantil, mediante a responsabilização e o compromisso dos serviços de saúde sobre a população de sua área de abrangência.<sup>1</sup> Nesse contexto, foi criado o Programa Saúde da Família, em 1994, que gradualmente foi se tornando a principal estratégia de mudança no modelo da assistência, bem como na ampliação do acesso inicial aos serviços do Sistema Único de Saúde (SUS).<sup>6</sup> Posteriormente, passou a denominar-se de Estratégia Saúde da Família (ESF), por causa de sua capacidade de reorganizar o modelo assistencial do SUS, com base nos princípios da integralidade e participação da comunidade nos serviços de saúde, bem como de promover ações de proteção, promoção e recuperação da saúde.<sup>7</sup>

A ESF expandiu-se consideravelmente nos últimos 20 anos.<sup>6</sup> Em 2001, havia apenas 5.421 equipes de Saúde da Família no Brasil, comparadas com 42.784 em 2019, sendo 2.277 delas no Paraná.<sup>8</sup> Essa expansão resultou, entre outros fatores, em melhor acesso aos serviços de saúde e maior utilização deles, além de melhora em diversos indicadores, garantindo maior equidade e diminuindo as desigualdades em saúde.<sup>9</sup>

Ponderando que o aumento na cobertura pela ESF está possivelmente associado à redução da taxa de mortalidade infantil,<sup>3</sup> a análise da mortalidade infantil e da ESF é essencial para melhor entender as condições de saúde das populações materna e infantil. Isso pode permitir a elaboração de ações prioritárias e o desenvolvimento de estratégias específicas para melhor organização da rede assistencial de saúde, com foco no fortalecimento da atenção primária em saúde.

Buscou-se neste estudo analisar a tendência temporal da mortalidade infantil e da cobertura populacional pela ESF e verificar os fatores associados à mortalidade infantil, nos municípios da 3ª Regional de Saúde do Paraná, de 2005 a 2016.

## MÉTODO

Trata-se de um estudo ecológico, de série temporal e técnicas de análise espacial de área. O estado do Paraná é dividido em 22 Regionais de Saúde, distribuídas em quatro macrorregionais.<sup>10</sup> A 3ª Regional de Saúde, situada na macrorregional leste, é composta de 12 municípios e abrange população estimada

em 637.293 habitantes em 2019, correspondendo a 5,6% da população do estado. Ponta Grossa possui a maior população, com 351.736 habitantes, enquanto Porto Amazonas, a menor, com 4.848.<sup>11</sup>

No Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC)<sup>12</sup> foram coletadas informações referentes aos óbitos de menores de 1 ano de idade e de nascidos vivos de mães residentes, respectivamente, nos municípios que compõem a 3ª Regional de Saúde do Paraná, de 2005 a 2016. Na Sala de Apoio à Gestão Estratégica (SAGE),<sup>8</sup> buscaram-se dados sobre o número de equipes de Saúde da Família e o percentual da população coberta pela ESF, de 2005 a 2016. Para proceder às comparações, foram coletados dados de todo o estado do Paraná.

O cálculo do coeficiente de mortalidade infantil foi obtido pela divisão entre o número de óbitos de menores de 1 ano de idade e o número de nascidos vivos da mesma localidade e período, expresso por 1.000 nascidos vivos.

O cálculo da variação anual média da cobertura populacional pela ESF e da mortalidade infantil ao longo do período analisado deu-se pela diferença entre o valor do ano final (2016) e o do ano inicial (2005) dividida pelo número de anos pesquisados, 12 anos.<sup>3</sup>

A tendência da cobertura populacional pela ESF para os municípios, para a 3ª Regional de Saúde e para o Paraná, foi feita pelo modelo de regressão polinomial,<sup>13</sup> considerando os percentuais da cobertura como a variável dependente e os anos pesquisados como a variável independente. Assim, foi testado o modelo de regressão linear simples de segundo e terceiro graus. O melhor modelo foi escolhido levando-se em conta a análise do diagrama de dispersão, o valor do coeficiente de determinação ( $R^2$ ) e a análise dos resíduos. As variações das séries foram suavizadas por meio de média móvel centrada em três médias sucessivas, exceto para o primeiro e o último ano (média móvel de dois anos). Realizaram-se os mesmos procedimentos para o cálculo da tendência da mortalidade infantil.

As unidades de análise espacial foram os municípios, considerando o primeiro e o último ano pesquisado, com os coeficientes de mortalidade infantil distribuídos em cinco grupos, graduados em escalas de cores. A distribuição espacial foi realizada por meio do programa de código aberto TAB para Windows TabWin, desenvolvido pelo Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS).

O número de óbitos infantis em menores de 1 ano foi comparado ao número de nascidos vivos em relação às variáveis maternas de idade (até 19 anos ou 20 anos ou mais) e escolaridade da mãe (até sete anos ou oito anos ou mais), obstétricas sobre o tipo de gestação (múltipla ou única) e tipo de parto

(natural ou cesáreo) e perinatais referentes ao sexo (masculino ou feminino), idade gestacional 1 (pré-termo até 36 semanas e 6 dias de idade gestacional ou termo de 37 a 41 semanas e 6 dias), idade gestacional 2 (pós-termo de 42 semanas ou mais de idade gestacional ou termo), peso ao nascer 1 (baixo até 2499g ou normal de 2500 a 3999g) e peso ao nascer 2 (normal ou alto de 4000g ou mais). As informações ignoradas não foram consideradas. A associação entre as variáveis foi testada por meio do teste do qui-quadrado de Pearson, calculando-se *Odds Ratio* (OR) e respectivos intervalos de confiança de 95% (IC95%).

Os dados foram processados no programa Microsoft Office Excel® 2010 para Windows®, e para os cálculos se utilizou o programa estatístico *Statistical Package for the Social Sciences* (IBM SPSS Statistics), versão 15.0. O nível de significância adotado foi de 5%. O projeto foi submetido ao Comitê de Ética em Pesquisa (CEP) e aprovado, sob protocolo número 3.067.224 e Certificado de Apresentação de Apreciação Ética (CAAE) número 03805718.4.0000.0105.

## RESULTADOS

Em 2005, seis dos 12 municípios analisados apresentaram percentual de cobertura populacional pela ESF acima de 50%, e em 2016 esse número subiu para nove municípios. Considerando os municípios em conjunto, a cobertura populacional pela ESF passou de 43,8% em 2005 para 66,4% em 2016 (Tabela 1).

Todos os coeficientes de mortalidade infantil foram maiores de 10 óbitos por 1.000 nascidos vivos (limite recomendado pela Organização Mundial da Saúde) em 2005. Já em 2016, pôde-se observar redução dos coeficientes em dez municípios, sendo cinco deles com taxas menores de 10 óbitos por 1.000 nascidos vivos. Levando-se em conta todos os municípios em conjunto, a mortalidade infantil passou de 17,1/1.000 nascidos vivos em 2005 para 10,7/1.000 nascidos vivos em 2016 (Tabela 1).

Houve grande variação nos coeficientes de mortalidade infantil entre os municípios ao longo dos anos, sendo os maiores de 52,2 e 35,1 óbitos por 1.000 nascidos vivos até nenhum óbito para alguns municípios.

**Tabela 1** Percentual da cobertura populacional pela Estratégia Saúde da Família, mortalidade infantil e respectivas variações anuais médias, entre o ano inicial (2005) e o final (2016).

Localidade	Cobertura populacional pela Estratégia Saúde da Família (%)			Mortalidade infantil**		
	Ano inicial e ano final		Variação anual média	Ano inicial e ano final		Variação anual média
	2005	2016		2005	2016	
Arapoti	100,0	87,7	-1,0	19,6	11,1	-0,7
Carambeí	19,9*	16,0	-0,3	22,4	5,5	-1,4
Castro	56,8	82,8	2,2	12,4	10,8	-0,1
Ipiranga	50,7	95,3	3,7	52,2	9,9	-3,5
Ivaí	57,1	76,0	1,6	15,3	10,8	-0,4
Jaguariaíva	30,4*	30,0	0,0	21,7	8,6	-1,1
Palmeira	43,7	92,0	4,0	27,5	9,1	-1,5
Piraí do Sul	14,6*	0,0	-1,2	19,4	13,7	-0,5
Ponta Grossa	34,4	79,7	3,8	14,6	10,9	-0,3
Porto Amazonas	100,0	72,2	-2,3	29,0	0,0	-2,4
São João do Triunfo	83,1	93,9	0,9	11,3	11,3	0,0
Sengés	18,6*	71,5	4,4	19,9	20,0	0,0
3ª Regional de Saúde	43,8	66,4	1,9	17,1	10,7	-0,5
Estado do Paraná	46,8	63,7	1,4	14,6	10,5	-0,3

\*Iniciaram a implantação da Saúde da Família após 2005; \*\*óbitos em menores de 1 ano/1.000 nascidos vivos.

A maioria dos municípios, totalizando nove, apresentou tendência crescente da cobertura da ESF, bem como os municípios em conjunto (3ª Regional de Saúde) e o Paraná. Apenas os municípios de Porto Amazonas, São João do Triunfo e Arapoti tiveram tendência decrescente da cobertura pela ESF (Tabela 2). Porto Amazonas exibiu alta cobertura populacional pela ESF (mais de 70% de cobertura em todos os anos pesquisados), bem como São João do Triunfo e Arapoti (mais de 70% de cobertura na maioria dos anos).

Para a mortalidade infantil, nove municípios demonstraram tendência decrescente, exceto Castro, Piraí do Sul e Arapoti, com tendência estável. Os municípios em conjunto (3ª Regional de Saúde) e o estado do Paraná também apresentaram tendência decrescente (Tabela 2).

Houve tendência crescente da cobertura populacional pela ESF na 3ª Regional de Saúde do Paraná, acompanhada de tendência decrescente da mortalidade infantil, e o mesmo aconteceu para o estado do Paraná. Apesar de a cobertura populacional da regional de saúde ter sido menor do que a do estado do Paraná

e de os coeficientes de mortalidade infantil terem sido maiores para a regional de saúde em quase todos os anos estudados, os valores dessas variáveis ficaram bem próximos entre a regional de saúde e o Paraná, nos últimos anos analisados (Figura 1).

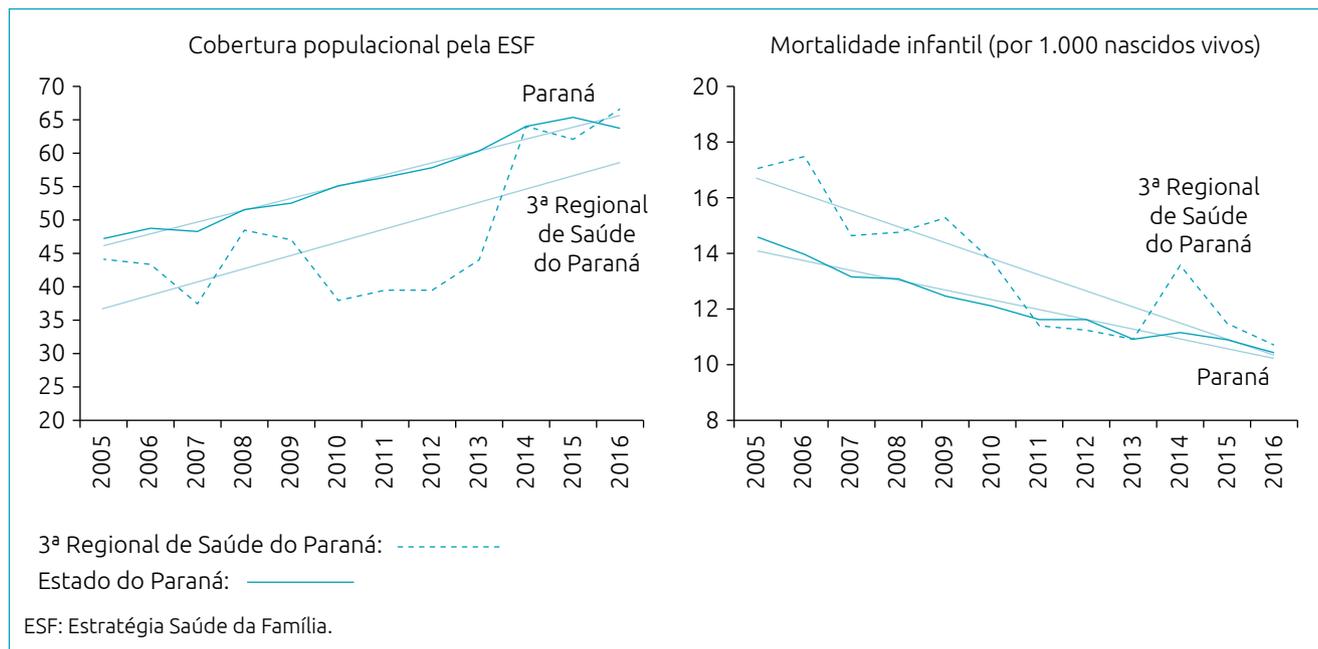
Sobre a distribuição espacial dos coeficientes de mortalidade infantil, observa-se que, de modo geral, os coeficientes foram maiores no primeiro ano. No último ano houve melhora. Por exemplo, Carambeí, Jaguariaíva, Ipiranga, Palmeira e Porto Amazonas tiveram menos do que 10 óbitos para cada 1.000 nascidos vivos (Figura 2).

As variáveis que apresentaram associação significativa com os óbitos infantis foram: idade materna até 19 anos, escolaridade da mãe de até sete anos, gestação múltipla, recém-nato do sexo masculino, recém-nato pré-termo e pós-termo e baixo peso ao nascer. As variáveis que se mostraram, após ajuste, como fator de risco para os óbitos infantis foram: baixo peso ao nascer (OR=15,14), prematuridade (OR=15,05), gestação múltipla (OR=4,51) e mãe com até sete anos de estudo (OR=1,93) (Tabela 3).

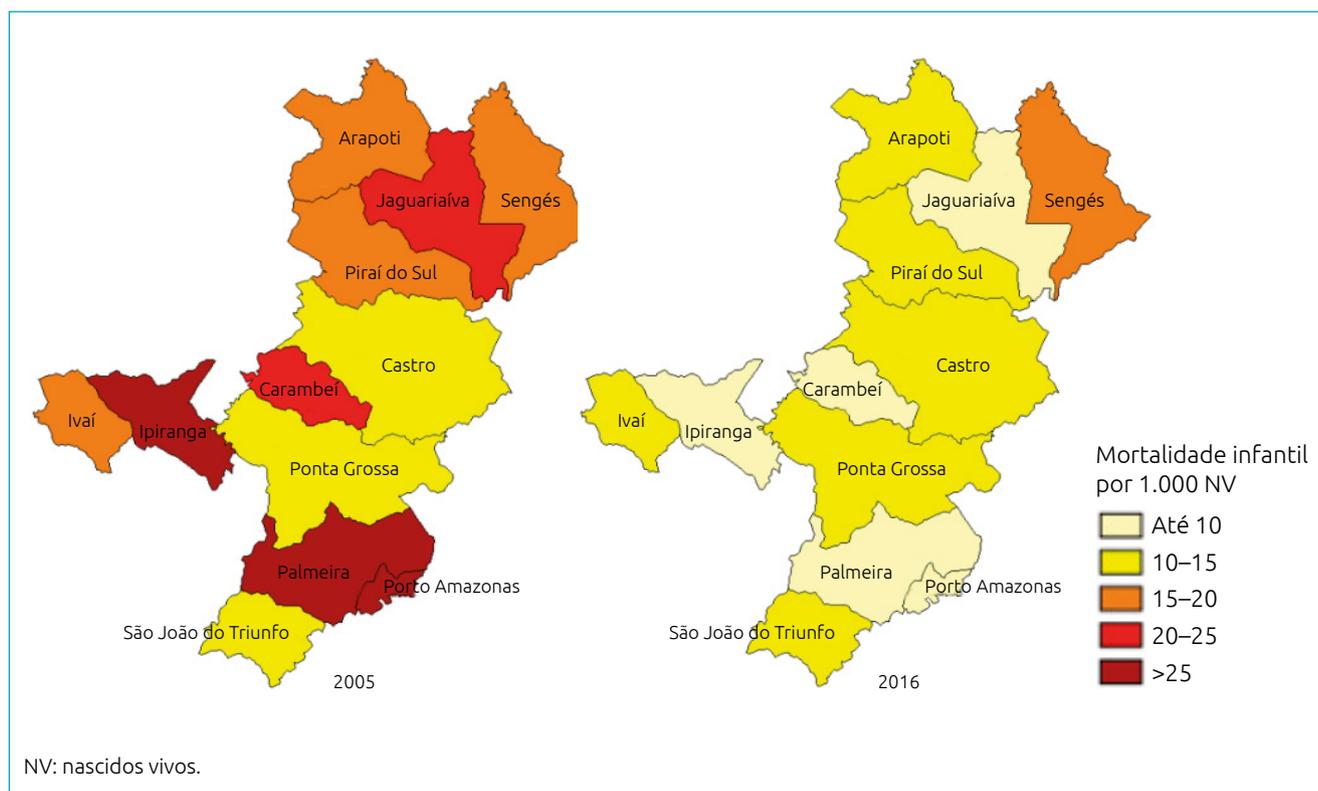
**Tabela 2** Tendência da cobertura populacional pela Estratégia Saúde da Família e da mortalidade infantil dos municípios, da 3ª Regional de Saúde e do estado do Paraná, de 2005 a 2016.

Localidade	Cobertura populacional pela Estratégia Saúde da Família (%)				Mortalidade infantil			
	Modelo*	R <sup>2</sup>	p-valor	Tendência	Modelo*	R <sup>2</sup>	p-valor	Tendência
Carambeí	Cúbica	0,92	<0,001	Crescente	Cúbica	0,90	<0,001	Decrescente
Ipiranga	Cúbica	0,79	<0,01	Crescente	Cúbica	0,81	<0,01	Decrescente
Ivaí	Cúbica	0,81	<0,01	Crescente	Quadrática	0,79	0,001	Decrescente
Jaguariaíva	Quadrática	0,93	<0,001	Crescente	Quadrática	0,87	<0,001	Decrescente
Palmeira	Quadrática	0,93	<0,001	Crescente	Cúbica	0,87	0,001	Decrescente
Ponta Grossa	Cúbica	0,97	<0,001	Crescente	Cúbica	0,89	<0,001	Decrescente
Sengés	Quadrática	0,94	<0,001	Crescente	Cúbica	0,72	0,01	Decrescente
Castro	Quadrática	0,93	<0,001	Crescente	Cúbica	0,35	0,30	Estável
Piraí do Sul	Cúbica	0,75	<0,01	Crescente	Cúbica	0,32	0,35	Estável
Porto Amazonas	Cúbica	0,81	<0,01	Decrescente	Cúbica	0,96	<0,001	Decrescente
São João do Triunfo	Quadrática	0,68	<0,01	Decrescente	Cúbica	0,76	<0,01	Decrescente
Arapoti	Cúbica	0,84	0,001	Decrescente	Cúbica	0,32	0,34	Estável
3ª Regional de Saúde	Cúbica	0,89	<0,001	Crescente	Quadrática	0,95	<0,001	Decrescente
Paraná	Cúbica	0,99	<0,001	Crescente	Quadrática	0,99	<0,001	Decrescente

\*Modelos de regressão polinomial quadrática ( $y=\beta_0+\beta_1x+\beta_2x^2$ ) e cúbica ( $y=\beta_0+\beta_1x+\beta_2x^2+\beta_3x^3$ ).



**Figura 1** Curvas e respectivas linhas de tendência da cobertura populacional pela Estratégia Saúde da Família (%) e coeficientes de mortalidade infantil, por 1.000 nascidos vivos, da 3ª Regional de Saúde do Paraná e do Paraná, de 2005 a 2016.



**Figura 2** Coeficientes de mortalidade infantil, por 1.000 nascidos vivos, dos municípios da 3ª Regional de Saúde do Paraná, de 2005 a 2016.

**Tabela 3** Distribuição de frequências absoluta e relativa dos óbitos infantis e total de nascidos vivos dos municípios da 3ª Regional de Saúde do Paraná, segundo variáveis maternas, obstétricas e perinatais, de 2005 a 2016\*.

	Óbitos infantis n (%)	Nascidos vivos n (%)	p-valor	Odds Ratio (IC95%)
Idade da mãe (anos)**				
Até 19	395 (26,6)	24.835 (21,4)	<0,001	1,33 (1,18–1,49)
20 ou mais	1088 (73,4)	90.961 (78,6)		
Escolaridade da mãe (anos)**				
Até 7	663 (45,5)	34.814 (30,2)	<0,001	1,93 (1,74–2,14)
8 ou mais	793 (54,5)	80.445 (69,8)		
Tipo de gestação**				
Múltipla	124 (8,2)	2.249 (1,9)	<0,001	4,51 (3,74–5,45)
Única	1386 (91,8)	113.467 (98,1)		
Tipo de parto**				
Vaginal	770 (51,8)	57.269 (49,5)	0,07	1,10 (0,99–1,22)
Cesário	716 (48,2)	58.452 (50,5)		
Sexo**				
Masculino	851 (54,1)	59.279 (51,2)	0,02	1,12 (1,02–1,24)
Feminino	723 (45,9)	56.512 (48,8)		
Idade gestacional 1**				
Pré-termo	824 (56,2)	8.943 (7,9)	<0,001	15,05 (13,54–16,72)
Termo	642 (43,8)	104.859 (92,1)		
Idade gestacional 2**				
Pós-termo	16 (2,4)	1.570 (1,5)	0,04	1,66 (1,01–2,74)
Termo	642 (97,6)	104.859 (98,5)		
Peso ao nascer 1**				
Baixo	893 (60,6)	10.221 (9,2)	<0,001	15,14 (13,61–16,84)
Normal	581 (39,4)	100.662 (90,8)		
Peso ao nascer 2**				
Normal	581 (95,9)	100.662 (95,3)	0,53	1,13 (0,76–1,69)
Alto	25 (4,1)	4.911 (4,7)		

\*Utilizado teste do qui-quadrado; \*\*foram desprezadas as seguintes informações classificadas como ignorado: idade da mãe (n=0 em nascidos vivos/92 em óbitos), escolaridade da mãe (n=537 em nascidos vivos/119 em óbitos), tipo de gestação (n=80 em nascidos vivos/65 em óbitos), tipo de parto (n=75 em nascidos vivos/89 em óbitos), sexo (n=5 nos nascidos vivos/1 nos óbitos), cor/raça do nascido (n=579 nos nascidos vivos/56 nos óbitos), idade gestacional (n=424 nos nascidos vivos/93 nos óbitos) e peso ao nascer (n=2 nos nascidos vivos/76 nos óbitos); IC95%: intervalo de confiança de 95%.

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) e Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM), Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS), 2019.

## DISCUSSÃO

Considerando os municípios da 3ª Regional de Saúde do Paraná em conjunto, assim como o estado do Paraná, houve tendência crescente da cobertura populacional pela ESF, que foi acompanhada de tendência decrescente da mortalidade infantil. Entre os municípios analisados, a maioria (sete deles) também apresentou tendência crescente da cobertura populacional pela ESF

e decrescente da mortalidade infantil. Os outros dois municípios com tendência crescente da cobertura exibiram tendência estável da mortalidade infantil.

Estudos relataram aumento da cobertura da ESF ao longo dos anos.<sup>3,5,9</sup> Municípios com alta cobertura pela ESF possuem maior utilização dos serviços de saúde primários, além de apresentarem melhoria mais acelerada em indicadores de saúde como

mortalidade infantil e de crianças menores de 5 anos, redução das internações por causas evitáveis pela atenção primária e da mortalidade por causas cardiovasculares e cerebrovasculares.<sup>14</sup>

A literatura tem demonstrado tendência decrescente da mortalidade infantil em todas as macrorregionais do estado do Paraná entre 2000 e 2014<sup>4</sup> e no estado de São Paulo.<sup>15</sup> Mundialmente, esse declínio também tem sido observado, no entanto ainda persistem muitas disparidades regionais.<sup>2</sup> Alguns países desenvolvidos possuem índices de mortalidade infantil próximos a dois por 1.000 nascidos vivos, enquanto muitos países da África Subsaariana atingem valores superiores a 60 por 1.000 nascidos vivos,<sup>16</sup> destacando as iniquidades em acesso à saúde ao redor do mundo, refletindo desigualdades sociais e econômicas.

A associação entre maior cobertura pela ESF e melhora em indicadores de saúde, incluindo a mortalidade infantil, tem sido descrita na literatura.<sup>3,5,14</sup> No presente estudo, o aumento da cobertura pela ESF foi acompanhado da redução da mortalidade infantil para os municípios em conjunto e para a maioria dos municípios, exceto em dois, com mortalidade infantil estável. Três municípios apresentaram tendência decrescente da cobertura, sendo dois com tendência decrescente e um estável para mortalidade infantil. Importante ressaltar que esses três municípios mantiveram alta cobertura populacional pela ESF (maior de 70%) durante a maioria dos anos, o que pode justificar, em parte, o fato de a mortalidade infantil ter se mantido decrescente ou estável.

No semiárido brasileiro, o Programa Bolsa Família, aliado à ESF, diminuiu de forma significativa a mortalidade infantil e as taxas de fecundidade total.<sup>17</sup> No estado de São Paulo entre 1998 e 2009, as coberturas pela ESF superiores a 50% mostraram efeito de proteção em relação à mortalidade pós-neonatal, e coberturas de até 50% ou superiores foram fatores de proteção para internações por pneumonia em menores de 1 ano. Os autores também concluíram que a efetividade da ESF sobre os desfechos ligados à saúde da criança pode variar, em razão de contextos locais e regionais.<sup>5</sup>

Em uma análise entre mortalidade infantil e cobertura populacional pela ESF nas unidades da Federação, de 1998 a 2008, observou-se que a expansão da cobertura pela ESF esteve associada à redução das taxas de mortalidade infantil em 73% dos estados brasileiros, com diferenças nas taxas entre os estados e regiões.<sup>3</sup>

Com base em um estudo longitudinal avaliando a relação entre médicos na atenção primária e mortalidade infantil no Brasil, entre 2005 e 2012, estimou-se que o aumento de um médico na atenção primária para uma população de 10 mil pessoas foi associado a menos 7,08 óbitos de menores de 1 ano para 10 mil nascidos vivos, mostrando a importância da atenção primária como um componente-chave para a criação de um sistema de saúde de qualidade e universal.<sup>18</sup>

De fato, a expansão e a adequação da ESF permitiram melhor acesso aos serviços de saúde e maior utilização deles,

redução da mortalidade infantil e adulta e expansão do acesso a tratamentos, da infraestrutura e do conhecimento, além da diminuição das hospitalizações desnecessárias, garantindo maior equidade e reduzindo as desigualdades em saúde.<sup>9</sup>

Ao se caracterizar os óbitos de menores de 1 ano na 3ª Regional de Saúde do Paraná, identificaram-se as variáveis que se apresentaram com maiores chances para a ocorrência desses óbitos, que foram baixo peso ao nascer, recém-nascido pré-termo, gestação múltipla e escolaridade materna até sete anos.

Neste estudo, o baixo peso ao nascer e a prematuridade foram fatores fortemente associados à mortalidade infantil. Recém-natos com baixo peso ao nascer apresentaram 15,14 vezes mais chance de óbito com menos de um 1 de vida e os pré-termos 15,05 vezes mais chance. Em um estudo de caso controle sobre fatores de risco para a mortalidade infantil em cinco cidades brasileiras, o baixo peso ao nascer apresentou forte associação com os óbitos em menores de 1 ano em todas as análises realizadas, permanecendo no modelo final das cinco cidades.<sup>19</sup>

Considerando que a prematuridade é um importante fator para a mortalidade infantil, devem-se identificar as causas da ocorrência do parto prematuro, para poder evitá-las.<sup>20</sup> Em Florianópolis, a chance de óbito neonatal foi 6,09 vezes maior em recém-nascidos prematuros e 9,46 vezes maior naqueles com baixo peso ao nascer.<sup>21</sup> Outras pesquisas também relataram associação entre mortalidade infantil e prematuridade e baixo peso ao nascer,<sup>22,23</sup> enfatizando a importância da atenção às gestantes de maior risco, buscando diminuir a incidência de ambos os fatores.

A ocorrência de gestação múltipla apresentou 4,51 vezes mais chance de óbito com menos de 1 ano de vida, nos municípios da 3ª Regional de Saúde do Paraná. Associação entre mortalidade infantil e gestação múltipla também foi demonstrada em outros estudos.<sup>22,24</sup> Nos Estados Unidos, o risco de mortalidade aumentou de acordo com o número de fetos na gestação: a mortalidade infantil para gêmeos foi aproximadamente quatro vezes maior; para trigêmeos, 12 vezes; e para quadrigêmeos, 26 vezes comparado ao nascimento de uma única criança.<sup>25</sup> Além disso, os nascidos vivos prematuros e de baixo peso ao nascer são mais frequentes em gestações múltiplas, reforçando a importância de atenção especial para esse perfil de paciente, que possui maior risco.<sup>22</sup>

A baixa escolaridade foi apontada como fator de risco para mortalidade infantil em estudo realizado na 9ª Regional de Saúde do Paraná, entre 1997 e 2008, e pode refletir o baixo padrão socioeconômico da mãe, o que acarreta maior risco materno e infantil, pois dificulta o acesso a informação e orientações, complicando o cuidado e a assistência.<sup>23</sup> Na Região Sul, entre 2011 e 2012, filhos de mães com menos de oito anos de estudo tiveram chance 85% maior de óbito antes de completarem 1 ano de vida, comparados aos filhos de mães com mais de oito anos de estudo.<sup>26</sup>

O nascimento pós-termo também esteve mais frequentemente associado ao óbito infantil. Apesar de menos estudada, a gestação prolongada deve ser lembrada, pois é causa de óbito evitável, podendo ser reduzida com o cuidado adequado.<sup>1</sup>

A gestação na adolescência (até 19 anos de idade) apresentou associação com a mortalidade infantil, em estudo já citado<sup>23</sup> e em avaliação da mortalidade infantil em Londrina, Paraná, em 2000/2001 e 2007/2008.<sup>24</sup> A fertilidade entre adolescentes é influenciada por diversos fatores, como as maiores desigualdades de renda, entre outros.<sup>27</sup> Importante ressaltar a necessidade de oferecer ações de prevenção em saúde para adolescentes, especialmente de planejamento familiar, para evitar gestação indesejada nessa faixa etária, bem como oferta de assistência adequada para as adolescentes grávidas.

Países em desenvolvimento e com grande desigualdade socioeconômica, como o Brasil, devem monitorar as tendências da mortalidade neonatal e abaixo de 5 anos e direcionar com precisão as políticas de saúde e intersetoriais, pois se sabe que os municípios pobres apresentam pior atenção em saúde do que os mais ricos.<sup>28</sup> Nesse contexto, medidas têm sido implantadas para redução da mortalidade infantil, como o Programa Rede Mãe Paranaense, que desde 2012 propõe ações de promoção à saúde durante a gestação e o puerpério, com acompanhamento do desenvolvimento da criança, sobretudo no primeiro ano de vida.<sup>29</sup> É necessário haver o reconhecimento de situações de risco, o cuidado apropriado e resolutivo à gestante no pré-natal e no parto e à criança, no nascimento, na vigilância, na promoção da saúde e assistência adequada. Essas são ações básicas com grande potencial para melhorar a sobrevivência e qualidade de vida das crianças.<sup>1</sup>

Uma das limitações do presente estudo foi o fato de os dados sobre mortalidade infantil poderem ter sido influenciados por outros fatores ou programas não considerados. Além disso,

como o estudo foi realizado em apenas uma regional de saúde, os resultados não podem ser generalizados para as demais regionais do Paraná, em função das especificidades de cada uma delas. Também, houve a utilização de dados secundários, com possibilidade de subnotificação de óbitos, contudo essa limitação pode ser amenizada considerando-se que os dados do SINASC apresentam elevada cobertura, completude e confiabilidade.<sup>30</sup>

Este estudo contribuiu para o melhor conhecimento sobre o perfil da mortalidade infantil, a cobertura populacional pela ESF e fatores associados nos municípios da 3ª Regional de Saúde do Paraná. Os resultados apresentados podem ser fonte de informações para o direcionamento de estratégias específicas voltadas ao fortalecimento das ações em saúde, em todos os níveis de atenção, especialmente na ESF, para melhoria dos indicadores da saúde materno-infantil, com um sistema de saúde mais acessível, com menores iniquidades e maior resolubilidade.

## Financiamento

O estudo não recebeu financiamento.

## Conflito de interesses

Os autores declaram não haver conflito de interesses.

## Contribuição dos autores

*Desenho do estudo:* Broday GA, Kluthcovsky AC. *Coleta de dados:* Broday GA. *Análise de dados:* Broday GA, Kluthcovsky AC. *Redação do manuscrito:* Broday GA, Kluthcovsky AC. *Revisão do manuscrito:* Broday GA, Kluthcovsky AC. *Supervisão do estudo:* Broday GA, Kluthcovsky AC.

## Declaração

O banco de dados que deu origem ao artigo está disponível com autor correspondente.

## REFERÊNCIAS

1. Brazil - Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. Manual de vigilância do óbito infantil e fetal e do Comitê de Prevenção do Óbito Infantil e Fetal. 2ª ed. Brasília: Ministério da Saúde; 2009.
2. United Nations Children's Fund. United Nations Inter-Agency Group for Child Mortality Estimation (UNIGME). Level & trends in child mortality: report 2019. New York: UNICEF; 2019.
3. Ceccon RF, Bueno AL, Hesler LZ, Kirsten KS, Portes VM, Viçcili PR. Infant mortality and Family Health units in the Brazilian Federation, 1998–2008. *Cad Saude Colet*. 2014;22:177-83. <https://doi.org/10.1590/1414-462X201400020011>
4. Prezzoto KH, Oliveira LR, Oliveira RR, Melo EC, Scholze AR, Fernandes CA. Child mortality: trend and changes after the implantation of the rede mãe paranaense program. *Enferm Glob*. 2019;18:483-96. <https://doi.org/10.6018/eglobal.18.3.337311>
5. Venancio SI, Rosa TE, Sanches MT, Shigeno EY, Souza JM. Effectiveness of Family Health Strategy on child's health indicators in São Paulo State. *Rev Bras Saúde Matern Infant*. 2016;16:283-93. <https://doi.org/10.1590/1806-93042016000300004>
6. Pinto LF, Giovanella L. The Family Health Strategy: expanding access and reducing hospitalizations due to ambulatory care sensitive conditions (ACSC). *Ciênc Saúde Coletiva*. 2018;23:1903-14. <https://doi.org/10.1590/1413-81232018236.05592018>

7. Assis F, Mischiati MF. Historical review of the implementation of the PSF to its transformation in ESF today. *Uningá Rev.* 2010;3:23-31.
8. Brazil - Ministério da Saúde. SAGE. Redes e programas. Saúde mais perto de você. Atenção primária à saúde. Equipes de Saúde da Família [cited 2020 Jan 26]. Available from: <https://sage.saude.gov.br>
9. Macinko J, Mendonça CS. The Family Health Strategy, a strong model of Primary Health Care that delivers results. *Saúde Debate.* 2018;42:18-37. <https://doi.org/10.1590/0103-11042018s102>
10. Estado do Paraná. Secretaria de Saúde. [homepage on the Internet]. Unidades – Regionais de Saúde [cited 2020 Aug 31]. Available from: <http://www.saude.pr.gov.br/Pagina/Regionais-de-Saude>.
11. Brazil - Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE. Informações de estatísticas – população – estimativas de população – 2019 [cited 2020 Jan 26]. Available from: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao/9103-estimativas-de-populacao.html?=&t=resultados>.
12. Brazil - Ministério da Saúde. DATASUS. Informações de Saúde – estatísticas vitais. Brasília: Ministério da Saúde; 2020 [cited 2020 Jan 26]. Available from: <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?sinasc/cnv/nvpr.def>.
13. Tome EA, Latorre MR. Trends of infant mortality in the city of Guarulhos: 1971 to 1998. *Rev Bras Epidemiol.* 2001;4:153-67. <https://doi.org/10.1590/S1415-790X2001000300003>
14. Leal MC, Szwarcwald CL, Almeida PV, Aquino EM, Barreto ML, Barros F, et al. Reproductive, maternal, neonatal and child health in the 30 years since the creation of the Unified Health System (SUS). *Ciênc Saúde Coletiva.* 2018;23:1915-28. <https://doi.org/10.1590/1413-81232018236.03942018>
15. Areco KC, Konstantyner T, Taddei JA. Secular trends in infant mortality by age-group and avoidable components in the State of São Paulo, 1996-2012. *Rev Paul Pediatr.* 2016;34:263-70. <http://dx.doi.org/10.1016/j.rppede.2016.03.009>
16. Central Intelligence Agency – The World Factbook [homepage on the Internet]. Guide to country comparisons – people and society – infant mortality rate [cited 2020 Jul 08]. Available from: <https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/fields/354rank.html>.
17. Silva ES, Paes NA, Silva CC. Effects of government programs and fertility on child mortality in the Brazilian Semiarid region. *Saúde Debate.* 2018;42:138-47. <https://doi.org/10.1590/0103-1104201811611>
18. Russo LX, Scott A, Silvey P, Dias J. Primary care physicians and infant mortality: evidence from Brazil. *PLoS One.* 2019;14:e0217614. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0217614.t005>
19. Maia LT, Souza WV, Mendes AC. Differences in risk factors for infant mortality in five Brazilian cities: a case-control study based on the Mortality Information System and Information System on Live Births. *Cad Saúde Pública.* 2012;28:2163-76. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2012001100016>
20. Silveira MF, Santos IS, Barros AJ, Matijasevich A, Barros FC, Victora CG. Increase in preterm births in Brazil: review of population-based studies. *Rev Saude Publica.* 2008;42:957-64. <https://doi.org/10.1590/S0034-89102008000500023>
21. Garcia LP, Fernandes CM, Traebert J. Risk factors for neonatal death in the capital city with the lowest infant mortality rate in Brazil. *J Pediatr (Rio J).* 2019;95:194-200. <https://doi.org/10.1016/j.jpmed.2017.12.007>
22. Santos SL, Santos LB, Campelo V, Silva AR. Factors associated with infant mortality in a Northeastern Brazilian capital. *Rev Bras Ginecol Obstet.* 2016;38:482-91. <https://doi.org/10.1055/s-0036-1584686>
23. Mombelli MA, Sass A, Molena CA, Téston EF, Marcon SS. Risk factors for child mortality in towns of Paraná State (South Brazil), from 1997 to 2008. *Rev Paul Pediatr.* 2012;30:187-94. <https://doi.org/10.1590/S0103-05822012000200006>
24. Santos HG, Andrade SM, Silva AM, Carvalho WO, Mesas AE. Risk factors for infant mortality in a municipality in southern Brazil: a comparison of two cohorts using hierarchical analysis. *Cad Saúde Pública.* 2012;28:1915-26. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2012001000010>
25. Mathews TJ, MacDorman MF, Thoma ME. Infant mortality statistics from the 2013 period linked birth/infant death data set. *Natl Vital Stat Rep.* 2015;64:1-30.
26. Maia LT, Souza WV, Mendes AC. Individual and contextual determinants of infant mortality in Brazilian state capitals: a multilevel approach. *Cad Saúde Pública.* 2020;36:e00057519. <https://doi.org/10.1590/0102-311x00057519>
27. Santelli JS, Song X, Garbers S, Sharma V, Viner RM. Global trends in adolescent fertility, 1990-2012, in relation to national wealth, income inequalities, and educational expenditures. *J Adolescent Health.* 2017;60:161-8. <https://doi.org/10.1016/j.jadohealth.2016.08.026>
28. Sousa A, Hill K, Poz MR. Sub-national assessment of inequality trends in neonatal and child mortality in Brazil. *Int J Equity Health.* 2010;9:21. <https://doi.org/10.1186/1475-9276-9-21>
29. Estado do Paraná. Secretaria de Saúde. [homepage on the Internet]. Rede mãe paranaense [cited 2020 Apr 16]. Available from: <http://www.saude.pr.gov.br/modules/conteudo/conteudo.php?conteudo=2892>.
30. Bonilha EA, Vico ES, Freitas M, Barbuscia DM, Galleguillos TG, Okamura MN, et al. Coverage, completeness and reliability of the data in the Information System on Live Births in public maternity wards in the municipality in São Paulo, Brazil, 2011. *Epidemiol Serv Saúde.* 2018;27:e201712811. <https://doi.org/10.5123/s1679-49742018000100011>

No artigo “Mortalidade Infantil e estratégia Saúde da Família na 3ª regional de saúde do Paraná, de 2005 a 2016”, DOI: 10.1590/1984-0462/2022/40/2020122, publicado na Rev Paul Pediatr. 2022;40:e2020122.

Na página 4, segunda coluna, terceiro parágrafo:

#### Onde se lê:

As variáveis que se mostraram, após ajuste, como fator de risco para os óbitos infantis foram: baixo peso ao nascer (OR=15,14), prematuridade (OR=15,05), gestação múltipla (OR=4,51) e mãe com até sete anos de estudo (OR=1,93) (Tabela 3).

#### Leia-se:

As variáveis que mostraram maior associação com os óbitos infantis foram: baixo peso ao nascer (OR=15,14), prematuridade (OR=15,05), gestação múltipla (OR=4,51) e mãe com até sete anos de estudo (OR=1,93) (Tabela 3).