

# Análise espaço-temporal da mortalidade infantil no município do Rio de Janeiro, 2010–2019

Spatio-temporal analysis of infant mortality in the city of Rio de Janeiro, 2010–2019

Viviane Gomes Parreira Dutra<sup>a</sup> , João Roberto Cavalcante Sampaio<sup>b</sup> ,  
Camila de Souza Caputo<sup>a</sup> , Raphael Mendonça Guimarães<sup>c,\*</sup> 

## RESUMO

**Objetivo:** Descrever a distribuição espacotemporal da mortalidade infantil e seus componentes no município do Rio de Janeiro nos anos de 2010 e 2019.

**Métodos:** Estimamos a taxa de mortalidade infantil e os componentes neonatal e pós-neonatal. Calculamos a taxa de mortalidade padronizada para detectar excesso de mortalidade infantil nas áreas de planejamento e realizamos regressão de Poisson para estimar o efeito dessas áreas nos anos de 2010 e 2019. Efetuamos análise espacial por bairros para detectar autocorrelação espacial das taxas, com uso do índice de Moran e do indicador local de associação espacial (LISA).

**Resultados:** As áreas de planejamento são muito heterogêneas em função da história e da evolução da ocupação. Há excesso de mortalidade nas áreas de planejamento com maior vulnerabilidade social. No modelo de Poisson, observamos que em todos os componentes a área de planejamento de residência teve significância estatística, assim como o ano. O índice de Moran não mostrou autocorrelação espacial global. Contudo, ao aplicarmos o método LISA, observou-se autocorrelação em nível local e aglomerados espaciais no município do Rio de Janeiro.

**Conclusões:** A heterogeneidade espacial da taxa de mortalidade infantil no Rio de Janeiro sugere que estratégias locais de políticas de saúde para cada região são uma medida eficiente para sua redução.

**Palavras-chave:** Mortalidade infantil; Excesso de mortalidade; Vulnerabilidade social; Análise espacotemporal.

## ABSTRACT

**Objective:** To describe the spatio-temporal distribution of infant mortality and its components in the city of Rio de Janeiro, Brazil, in 2010 and 2019.

**Methods:** Infant mortality rate and the neonatal and postneonatal components were estimated. The standardized mortality rate was calculated to detect excess child mortality in the planning areas. Poisson regression was performed to estimate the effect of these planning areas on the years 2010 and 2019. Spatial analysis per neighborhoods was performed to identify the spatial autocorrelation rates, using the Moran's Index and local indicator of spatial association (LISA).

**Results:** The planning areas are very heterogeneous, depending on the history and evolution of occupation. There is an excess of mortality in planning areas with greater social vulnerability. In the Poisson model, it was observed that in all components, the planning area (PA) of residence was statistically significant as well as the year. Moran's index did not show global spatial autocorrelation. However, when applying the LISA method, autocorrelation was observed at the local level and spatial clusters in the municipality of Rio de Janeiro.

**Conclusions:** The spatial heterogeneity of the infant mortality rate in Rio de Janeiro suggests that local health policy strategies of each region consist in an efficient measure for reducing this rate.

**Keywords:** Infant mortality; Mortality excess; Social vulnerability; Spatio-temporal analysis.

\*Autor correspondente. E-mail: [raphael.guimaraes@fiocruz.br](mailto:raphael.guimaraes@fiocruz.br) (R. M. Guimarães).

<sup>a</sup>Universidade Estácio de Sá, Rio de Janeiro, RJ, Brasil.

<sup>b</sup>Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, RJ, Brasil.

<sup>c</sup>Escola Politécnica de Saúde Joaquim Venâncio, Rio de Janeiro, RJ, Brasil.

Recebido em 20 de fevereiro de 2021; aprovado em 22 de junho de 2021.

## INTRODUÇÃO

Em muitos países do mundo, a mortalidade infantil vem apresentando tendência de declínio, porém essa redução dá-se de forma heterogênea, com reduções maiores nos países europeus e menores entre os países da África Subsaariana e na Oceania.<sup>1</sup> No Brasil, o período de 1990 a 2015 foi marcado por reduções progressivas na taxa de mortalidade infantil (TMI), que passou de 47,1 para 13,4 a cada mil nascidos vivos, tendo o país alcançado a metade da meta estabelecida pela Organização das Nações Unidas como um dos oito objetivos de Desenvolvimento do Milênio, antes do prazo previsto para 2015.<sup>2</sup>

A TMI é considerada um importante indicador da situação de saúde de uma população, que reflete as condições gerais de vida, bem-estar social e desenvolvimento econômico, acesso e qualidade do cuidado disponível na atenção à saúde materna e à população infantil, especialmente a atenção primária.<sup>3</sup> Dessa forma, pode-se dizer que a mortalidade infantil é um indicador-chave do bem-estar e do desenvolvimento humanos, e o comportamento da taxa em escalas locais pode descrever as desigualdades em saúde e as disparidades territoriais, tornando-se um indicador de monitoramento para a saúde de toda a população.<sup>4</sup>

Na última década, as autoridades brasileiras lançaram uma série de estratégias para melhorar o acesso ao serviço de saúde e os indicadores de saúde para toda a população. Destaca-se especialmente a expansão da atenção primária por meio da Estratégia Saúde da Família (ESF).<sup>5</sup> Particularmente a partir do fim de 2009, o município do Rio de Janeiro induziu a expansão da ESF para a realização da Reforma dos Cuidados da Atenção Primária em Saúde na cidade.<sup>6</sup> Como consequência, houve ampliação da cobertura de saúde da família de 6,9% em dezembro de 2009 para 70% ao fim de 2016.<sup>7</sup> Essa ampliação permite a redução dos determinantes da mortalidade infantil, como a melhoria na qualidade da atenção e no acesso à atenção ao pré-natal e à saúde da criança, contribuindo para a redução das vulnerabilidades sociais, biológicas e estruturais.<sup>8</sup>

Nos últimos anos, houve diminuição significativa na TMI, porém essa redução não se deu igualmente em seus componentes. O componente pós-neonatal apresenta tendência de declínio, enquanto o componente neonatal reflete mais de 70% dos óbitos no primeiro ano de vida.<sup>9</sup> Contudo, sabe-se que a maior parte dos óbitos no período neonatal é evitável, a exemplo daqueles decorrentes de prematuridade e baixo peso, o que demonstra a importância do fortalecimento na qualidade do cuidado na gravidez, no parto e no puerpério.<sup>10</sup>

O município do Rio de Janeiro possui população estimada para 2020 de 6.747.815 habitantes<sup>11</sup> e é dividido

administrativamente em dez áreas de planejamento (AP). Cada AP possui características peculiares que definem as prioridades das ações em saúde, assim como a cobertura da ESF. A área 1.0 é o centro histórico da cidade, com predominante espaço urbano, e absorve usuários de outros municípios que utilizam os serviços da rede de saúde estabelecidos no Centro. A área 2.1 inclui bairros com mais elevados padrões de vida, com melhores índices de renda *per capita*, longevidade e educação. Mesmo as regiões de favela dessa área possuem perfil diferenciado das zonas mais periféricas do município. A área 2.2 possui população com taxa de alfabetização dos moradores elevada entre oito e nove anos de estudo, superior à média da cidade. A área inserida é circundada por diversas comunidades, abrangendo o universo de 69.031 habitantes, e apenas a do Andaraí não está coberta pela ESF. A área 3.1 possui bairros de variados níveis de desenvolvimento, que ocupam os extremos do *ranking* de índice de desenvolvimento humano (IDH) e índice de desenvolvimento social (IDS) do município. A área 3.2 apresenta ocupação irregular, com áreas urbanas entremeadas por aglomerados subnormais, e é composta de diversas comunidades. A área 3.3 caracteriza-se por possuir grandes centros comerciais, centros industriais e inúmeras áreas de ocupação irregular e avanço desordenado. A área 4.0 apresenta importante taxa de crescimento demográfico e a taxa de alfabetização dos moradores é superior à média da cidade. Possui bairros com população de alta renda média *per capita*. A área 5.1, situada a aproximadamente 40 km da região central do Rio de Janeiro, é geograficamente o início da zona oeste do município, local com notável decréscimo dos indicadores socioeconômicos. A área 5.2 é a mais populosa da cidade e com baixo IDH. Finalmente, a área 5.3 localiza-se no extremo oeste do município do Rio de Janeiro, distante da região central da cidade. Aproximadamente 45% da população está em loteamentos irregulares, clandestinos e favelas.

Embora o município do Rio de Janeiro tenha realizado a expansão da cobertura da atenção primária, a cidade é dotada de grande heterogeneidade urbana. Essa disparidade territorial reflete-se não somente na cobertura em si, mas em um conjunto de indicadores sociais, de forma que a desigualdade na saúde continua sendo um desafio importante para os gestores.<sup>12</sup> Com a expansão da ESF na cidade, são necessários a avaliação e o acompanhamento dos indicadores de saúde, o que representa uma possibilidade para o gerenciamento e o desenvolvimento de estratégias preventivas, entre as quais aquelas voltadas para a redução do risco de morte em crianças menores de um ano. Diante disso, o objetivo deste estudo foi descrever a distribuição espaçotemporal da mortalidade infantil e seus componentes no município do Rio de Janeiro nos anos de 2010 e 2019.

## MÉTODOS

Este é um estudo ecológico, cujas unidades de análise foram os bairros e as AP do município do Rio de Janeiro. O município está dividido em 160 bairros e dez AP e tem população estimada de 6.747.815 habitantes em julho de 2020.<sup>12</sup> Essas áreas são bastante heterogêneas no que diz respeito às características socioeconômicas e caracterizam adequadamente a considerável desigualdade intraurbana da cidade. Nesse sentido, para caracterizar tais áreas, utilizamos os dados relativos ao ano inicial de observação (2010), considerando indicadores sociais e demográficos e suas respectivas qualificações.

Foram levadas em conta as mortes de crianças com menos de um ano de idade no período de 2010 a 2019, selecionadas com base nas informações da Declaração de Óbito.

A TMI foi calculada segundo a fórmula:

$$TMI = \frac{\text{Número de óbitos em crianças menores de 1ano}}{\text{número de nascidos vivos}} \times 1.000$$

A TMI foi então decomposta em mortalidade infantil neonatal (até 27 dias de nascido) e pós-neonatal (28 a 364 dias de nascido).

Com base na caracterização, descrevemos as taxas de mortalidade nas AP nos anos inicial e final da série. Em seguida, calculamos a variação das taxas, por AP, entre 2010 e 2019. Ainda com o objetivo de comparar as AP, calculamos as razões de mortalidade padronizadas a fim de detectar o excesso de mortalidade infantil por AP, presumindo para definir o número esperado que a TMI seria a mesma do município do Rio de Janeiro como um todo.<sup>13</sup> Para isso, estimamos o valor da razão de mortalidade padronizada (SMR) e calculamos o intervalo de confiança de 95% (IC95%) conforme a fórmula a seguir:

$$\text{Limite Inferior: } e^{\left[\ln(\text{SMR}) - Z_{1-\alpha/2} \frac{1}{\sqrt{\text{obs}}}\right]}$$

$$\text{Limite Superior: } e^{\left[\ln(\text{SMR}) + Z_{1-\alpha/2} \frac{1}{\sqrt{\text{obs}}}\right]}$$

Finalmente, para avaliar se há associação entre as unidades de observação (bairros e AP), considerando-as uma *proxy* da desigualdade urbana da cidade, realizamos a comparação das taxas em duas etapas, conforme descrito a seguir.

A contagem da mortalidade infantil foi estimada com base na ocorrência dos óbitos infantis, neonatais e pós-neonatais para cada AP do município do Rio de Janeiro. Para comparar a razão em cada categoria das covariáveis foi utilizado o teste do qui-quadrado de Pearson e seu respectivo valor *p*.<sup>13</sup> Para explorar a diferença na TMI e frações, os dados foram ajustados por meio de um modelo de Poisson. Foram calculadas as razões de prevalência bruta e ajustada, de acordo com o melhor modelo obtido pelas estatísticas de máxima verossimilhança.

Foram ainda estimados os intervalos de confiança ao nível de 95% de significância.<sup>14</sup>

Para avaliar o bairro como unidade de análise, calculou-se o índice de Moran global (I de Moran) para avaliar a autocorrelação espacial das taxas de mortalidade infantil e frações, e o indicador local de associação espacial (LISA) para identificar aglomerados de forma local no município que apresentassem significância estatística.<sup>15</sup>

Todas as análises foram realizadas, respectivamente, para os anos de 2010 e 2019, a fim de que fosse possível realizar a comparação da magnitude das associações e correlações espaciais entre os anos. Para realizar a regressão com o modelo Poisson, utilizou-se o *software* R 4.0.0 e, para a análise espacial, o *software* GeoDa versão 1.14.

## RESULTADOS

As AP são muito heterogêneas em função da história e da evolução da ocupação. A AP 1 concentra a maior proporção de pessoas morando em favelas (29,0%). Por outro lado, é nessa área que se concentra o maior aparato público de saúde instalado na cidade. Já a AP 2.1 tem a maior população de idosos (23,1%), a maior densidade demográfica da cidade (14.051 hab./km<sup>2</sup>), a menor proporção de crianças de zero a 14 anos (12,8%) e o maior IDH do município. A AP 2.2 caracteriza-se por um perfil muito próximo ao encontrado na AP 2.1. A participação do grupo etário idoso na AP 2.2 também é alta, a segunda maior da cidade (22,1%). As AP 3.1, 3.2 e 3.3 juntas caracterizam-se como a área mais populosa da cidade (37,9%), e metade dos moradores de favelas vive nessa região. A AP 4 é a segunda maior em área, com 294 km<sup>2</sup>, ou 1/4 do território da capital fluminense. Essa região é um vetor de expansão urbana de rendas média e alta. Hoje, tem a segunda maior população (910 mil habitantes) e a menor densidade demográfica da cidade (3.097 hab./km<sup>2</sup>). Por fim, as AP 5.1, 5.2 e 5.3, em termos demográficos, conformam a segunda área mais populosa do município, respondendo por 27% da população da cidade. Em outras palavras, de cada quatro cariocas, pelo menos um mora na zona oeste, que se constitui em um vetor de expansão urbana para as populações de média e baixa renda (Quadro 1).

A Tabela 1 apresenta a SMR por componente da mortalidade infantil para cada AP do município do Rio de Janeiro nos anos de 2010 e 2019. A mortalidade infantil nas AP 3.3 e 5.3, áreas em que há maior vulnerabilidade social, apresentaram excesso de óbitos no ano de 2010 de 21 e 19%, respectivamente, quando comparadas ao município do Rio de Janeiro (SMR=1,21; IC95% 1,07–1,37) e (SMR=1,19; IC95% 1,02–1,38). Em contraste, nas áreas programáticas 2.1 (SMR=0,64; IC95% 0,51–0,80) e 2.2 (SMR=0,64; IC95%

**Quadro 1** Indicadores sociais e demográficos do município do Rio de Janeiro, 2010.

Indicador	Área de planejamento									
	1.0	2.1	2.2	3.1	3.2	3.3	4.0	5.1	5.2	5.3
Razão de dependência	50	56	54,7	51,6	53	53,6	48	46,1	51	56
Índice de envelhecimento	76	172	152,8	85,7	106	75,9	65	54,9	55	42
Razão de renda	2,7	2,5	2,5	1,8	2,1	2,1	2,6	2,3	1,8	2,0
Renda média familiar per capita	522,7	1.806,1	1.396,8	484,8	672,9	500,1	684,2	384,1	389,5	300,3
IDS	0,6	0,7	0,7	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,6	0,5

IDS: Índice de Desenvolvimento Social.

Fonte: Instituto Pereira Passos, RJ, 2021.<sup>12</sup>**Tabela 1** Razões de mortalidade padronizadas por componente da mortalidade infantil, segundo área de planejamento. Município do Rio de Janeiro, 2010 e 2019.

Componente	AP	2010			2019		
		SMR†	IC95%		SMR†	IC95%	
			LI	LS		LI	LS
Neonatal	1.0	1,09	0,84	1,41	1,08	0,79	1,47
	2.1	0,59	0,44	0,79	0,64	0,45	0,90
	2.2	0,66	0,45	0,97	0,92	0,62	1,36
	3.1	0,93	0,77	1,12	1,23	1,02	1,48
	3.2	0,82	0,64	1,04	0,99	0,76	1,28
	3.3	1,21	1,04	1,41	1,41	1,19	1,66
	4.0	0,99	0,85	1,17	0,84	0,69	1,01
	5.1	1,03	0,81	1,31	1,03	0,82	1,30
	5.2	1,01	0,84	1,22	1,03	0,85	1,26
Pós-neonatal	5.3	1,33	1,11	1,58	1,37	1,09	1,71
	1.0	0,87	0,59	1,28	1,35	0,94	1,96
	2.1	0,72	0,51	1,03	0,88	0,59	1,31
	2.2	0,60	0,35	1,02	0,69	0,37	1,27
	3.1	0,95	0,74	1,21	1,09	0,84	1,42
	3.2	1,09	0,82	1,44	0,97	0,68	1,38
	3.3	1,21	0,99	1,48	1,44	1,16	1,79
	4.0	1,04	0,84	1,29	0,73	0,56	0,96
	5.1	0,93	0,71	1,23	1,15	0,86	1,54
Infantil	5.2	1,00	0,77	1,29	1,02	0,78	1,33
	5.3	1,23	0,92	1,66	1,37	1,01	1,85
	1.0	1,01	0,81	1,25	1,10	0,87	1,39
	2.1	0,64	0,51	0,80	0,68	0,52	0,88
	2.2	0,64	0,47	0,87	0,78	0,56	1,09
	3.1	0,94	0,81	1,09	1,10	0,95	1,29
	3.2	0,92	0,76	1,10	0,92	0,74	1,13
	3.3	1,21	1,07	1,37	1,33	1,16	1,51
	4.0	1,01	0,89	1,15	0,75	0,64	0,87
5.1	1,19	1,02	1,38	1,00	0,84	1,20	
5.2	1,01	0,87	1,17	0,96	0,82	1,13	
5.3	1,10	0,92	1,33	1,28	1,07	1,53	

AP: área de planejamento; IC95%: intervalo de confiança de 95%; SMR†: razão de mortalidade padronizada, LI: limite inferior; LS: limite superior.

0,47–0,87), que possuem perfil com melhor desempenho dos indicadores sociais, a mortalidade infantil foi menor. Para o ano de 2019, pode-se observar que a AP 3.3 apresenta aumento no excesso de óbitos de 33% em comparação ao ano de 2010 (SMR=1,33; IC95% 1,16–1,51). Excesso de óbitos também foi constatado para a AP 5.3 (SMR=1,28; IC95% 1,07–1,53), o que não havia sido observado em 2010. No período neonatal, houve excesso de óbito nas AP 3.3 e 5.1 (SMR<sub>AP3.3</sub>=1,21; IC95% 1,04–1,41; SMR<sub>AP5.1</sub>=1,33; IC95% 1,11–1,58) no ano de 2010. Por outro lado, quando analisamos o ano de 2019, as AP 3.1 e 5.3 apresentam excesso de óbitos (SMR<sub>AP3.1</sub>=1,23; IC95% 1,02–1,48; SMR<sub>AP5.3</sub>=1,37; IC95% 1,09–1,71). Já no componente pós-neonatal, em 2010, todas as AP apresentaram mortalidade semelhante ao esperado. Por outro lado, no ano de 2019, houve aumento no excesso de óbitos de 44% na AP 3.3 em comparação ao ano de 2010 (SMR=1,44; IC95% 1,16–1,79).

Quando foi testada a associação entre os componentes da TMI, a AP e o ano, observou-se que em todos os componentes a AP de residência teve significância estatística, assim como o ano. No modelo ajustado, o ano de 2019 apresentou redução na TMI e em todos os seus componentes quando comparado com o ano de 2010. Essa redução foi semelhante para todos os componentes.

Quando analisamos as AP, observamos significância estatística em todos os componentes. Destacamos, contudo, que a mortalidade infantil nas AP 2.1, 2.2 e 4.0, que possuem melhor desempenho nos principais indicadores sociais, apresentou razão de taxas (RT) menor que 1 e estatisticamente significativa (respectivamente: AP 2.1 RT=0,65, IC95% 0,54–0,78; AP 2.2 RT=0,70, IC95% 0,55–0,88; AP 4.0 RT=0,88, IC95% 0,79–0,98) quando comparada com a TMI do município do Rio de Janeiro. Por outro lado, as AP 3.3 e 5.3, que apresentam o pior desempenho nos indicadores sociais, exibiram razão de taxa maior que 1 e estatisticamente significativa (respectivamente: AP 3.3 RT=1,27, IC95% 1,15–1,39; AP 5.3 RT=1,18, IC95% 1,03–1,35), o que indica que nessa área a TMI foi maior que na cidade. Os componentes neonatal e pós-neonatal apresentaram a mesma relação para as AP 2.1 e 2.2. Para a AP 4.0 não houve significância estatística para os componentes separadamente. Já o padrão obtido para as AP 3.3 e 5.3 na mortalidade infantil foi repetido para os componentes, separadamente, apenas na AP 3.3 (Tabela 2)

Elaboramos gráficos de controle para resíduos dos modelos. A premissa da modelagem é que, quando os dados do processo são autocorrelacionados, viola-se a suposição de independência dos resíduos. Para modelos de Poisson, é comum a utilização de gráficos de correlograma de análise das funções de autocorrelação (ACF) e de autocorrelação parcial (PACF). Por meio de

inspeção visual, é possível perceber se há valores que desviam da banda esperada para os valores dos resíduos. Sempre que os valores se apresentarem dentro das bandas, isso significa que os resíduos são independentes. Não detectamos correlação espacial neles e, portanto, não foi satisfeita a condição necessária à realização de uma regressão espacial. Dessa forma, nossos resultados baseiam-se na análise da autocorrelação espacial, uma técnica exploratória. Apesar de o I de Moran não mostrar autocorrelação espacial global para a TMI e seus componentes no município do Rio de Janeiro (Figura 1), ao aplicarmos o método LISA, observou-se autocorrelação em nível local e aglomerados espaciais no município.

Os bairros que apresentaram TMI alto-alto em 2010 (Cavalcanti, Guadalupe e Madureira) são localizados na AP 3.3. Para o ano de 2019, esse padrão foi observado também em bairros da AP 3.1 (Cocotá, Itanhangá, Pitangueiras, Praia da Bandeira), da AP 1.0 (Benfica, Caju) e da AP 3.3 (Rocha Miranda, Vaz Lobo e Vicente de Carvalho). Observou-se então que os bairros com taxas de mortalidade classificadas como alto-alto são mais prevalentes na zona norte do município do Rio de Janeiro em ambos os períodos analisados. Os bairros de Cascadura, Cavalcanti e Madureira apresentaram taxas de mortalidade neonatal precoce alto-alto em 2010. Já para 2019, os bairros que apresentaram essas taxas foram Piedade, Rocha Miranda e Vaz Lobo. Para o componente neonatal tardio, em 2010, os bairros de Anchieta, Centro, Ricardo de Albuquerque apresentaram aglomerados espaciais do tipo alto-alto. Em 2019, esse padrão foi observado nos bairros de Cacuia, Cocotá, Pitangueiras e Praia da Bandeira. Para o componente pós-neonatal, observaram-se aglomerados espaciais do tipo alto-alto no ano de 2010, nos bairros de Costa Barros (AP 3.3) e Mangueira (AP 2.2); e nos bairros das AP 1.0 (Benfica e Caju) e 3.3 (Madureira, Rocha Miranda e Vicente de Carvalho) no ano de 2019. Novamente, nós pudemos constatar que há um padrão na distribuição espacial das taxas, especialmente entre os bairros com pior desempenho nos indicadores sociais.

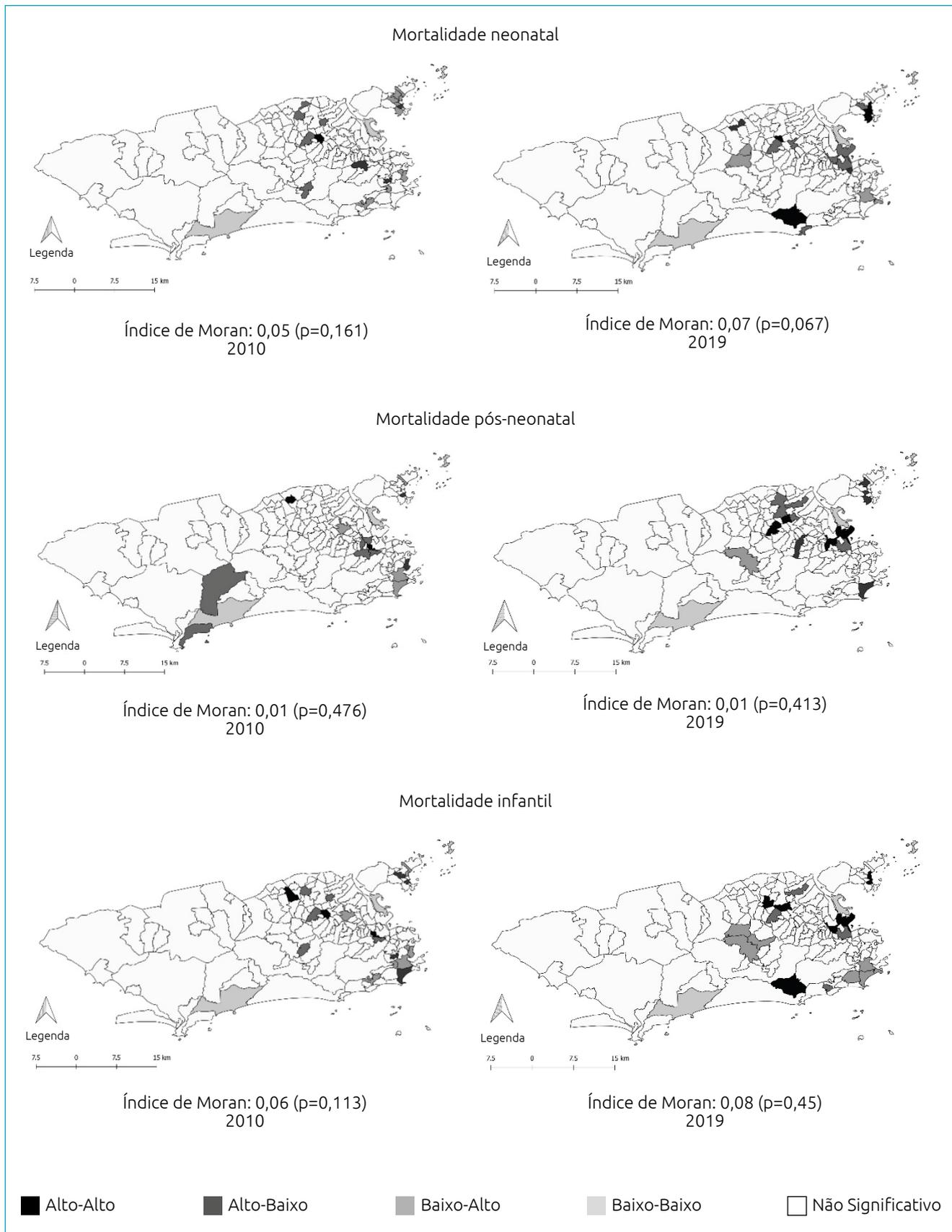
## DISCUSSÃO

Entre os anos de 2010 e 2019 foi observada redução na TMI e em todos os seus componentes no município do Rio de Janeiro. Essa redução no município do Rio de Janeiro segue uma tendência observada no país, dado que esse é um pacto e uma das metas dos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS) estabelecidos pela Organização das Nações Unidas (ONU) em 2017. Cabe ressaltar que o país alcançou em 2011 a metade da meta pactuada, 15,7 óbitos por mil nascidos vivos, antes do prazo previsto para 2015.<sup>16,17</sup>

**Tabela 2** Modelos de regressão de Poisson bruto e ajustado para mortalidade infantil e seus componentes e covariáveis. Município do Rio de Janeiro, 2010 e 2019.

Componente			Modelo bruto				Modelo ajustado			
			RT	IC95%		p-valor	RT	IC95%		p-valor
				LI	LS			LI	LS	
Neonatal	<b>AP</b>	MRJ	1,00				1,00			
		1.0	1,06	0,86	1,29	<0,001	1,05	0,85	1,28	<0,001
		2.1	0,59	0,47	0,74		0,59	0,47	0,74	
		2.2	0,76	0,57	0,99		0,75	0,56	0,98	
		3.1	1,03	0,90	1,18		1,03	0,89	1,18	
		3.2	0,87	0,72	1,04		0,87	0,72	1,04	
		3.3	1,26	1,12	1,42		1,26	1,12	1,42	
		4.0	0,89	0,78	1,02		0,90	0,78	1,02	
		5.1	1,17	1,00	1,35		1,16	1,00	1,34	
		5.2	0,99	0,85	1,13		0,99	0,86	1,14	
		5.3	1,15	0,96	1,36		1,15	0,97	1,36	
		<b>Ano</b>	2010	1,00			1,00			
		2019	0,88	0,83	0,95	<0,001	0,88	0,82	0,94	<0,001
Pós-neonatal	<b>AP</b>	MRJ	1				1			
		1.0	1,05	0,78	1,36	0,002	1,04	0,78	1,36	0,0002
		2.1	0,76	0,57	0,99		0,76	0,57	0,98	
		2.2	0,60	0,38	0,89		0,60	0,38	0,88	
		3.1	0,98	0,80	1,18		0,97	0,80	1,17	
		3.2	1,01	0,79	1,26		1,01	0,79	1,26	
		3.3	1,27	1,08	1,49		1,27	1,08	1,49	
		4.0	0,86	0,72	1,03		0,87	0,72	1,03	
		5.1	1,00	0,80	1,23		1,00	0,80	1,23	
		5.2	0,96	0,79	1,17		0,97	0,79	1,17	
		5.3	1,24	0,99	1,54		1,24	0,99	1,54	
		<b>Ano</b>	2010	1			1			
		2019	0,87	0,80	0,96	0,005	0,87	0,80	0,96	
Mortalidade infantil	<b>AP</b>	MRJ	1				1			
		1.0	1,05	0,89	1,23	<0,001	1,05	0,88	1,23	<0,001
		2.1	0,65	0,54	0,77		0,65	0,54	0,77	
		2.2	0,70	0,55	0,87		0,69	0,55	0,87	
		3.1	1,01	0,90	1,13		1,01	0,90	1,13	
		3.2	0,91	0,79	1,05		0,91	0,79	1,05	
		3.3	1,26	1,14	1,39		1,26	1,14	1,39	
		4.0	0,88	0,79	0,97		0,88	0,79	0,98	
		5.1	1,10	0,98	1,24		1,10	0,97	1,24	
		5.2	0,97	0,87	1,09		0,98	0,87	1,10	
		5.3	1,18	1,03	1,34		1,18	1,03	1,35	
		<b>Ano</b>	2010	1			1			
		2019	0,88	0,83	0,93	<0,001	0,88	0,83	0,92	

AP: área de planejamento; MRJ: Município do Rio de Janeiro; RT: razão de taxas; IC95%: intervalo de confiança de 95%; LI: limite inferior; LS: limite superior.



**Figura 1** Autocorrelação espacial global e local da mortalidade infantil e seus componentes. Município do Rio de Janeiro, 2010 e 2019.

O rastreamento do efeito de uma intervenção de saúde primária no acesso aos cuidados de saúde é difícil em virtude do efeito sinérgico e sobreposto de intervenções e iniciativas que visam melhorar o bem-estar da população.<sup>4</sup> De toda forma, a atenção primária tem sido reconhecida como uma estratégia clínica para melhorar a situação de saúde da população em países em desenvolvimento.<sup>18</sup> O presente estudo apresentou estatísticas descritivas para ilustrar o padrão da mortalidade infantil em diferentes cenários intraurbanos, caracterizados por indicadores sociais que expressam a vulnerabilidade social presente nesses locais.

Embora o Rio de Janeiro tenha melhorado notavelmente a saúde das crianças e reduzido a mortalidade infantil desde 2010, as variações geográficas na cidade e a pequena diferença entre os componentes neonatal e pós-neonatal evidenciam dois aspectos diferentes das políticas de saúde.

Em primeiro lugar, destacamos que fatores econômicos e recursos de saúde são importantes fatores de influência na mortalidade infantil. Diferentes circunstâncias e intervenções realizadas no âmbito do setor público contribuíram para o progresso na sobrevivência infantil observado no Brasil nas últimas décadas, entre elas: (i) a universalização da assistência à saúde assegurada pelo Sistema Único de Saúde (SUS), com diminuição de suas desigualdades de acesso e cobertura; (ii) as mudanças socioeconômicas e demográficas; (iii) os programas de transferência condicionada de renda; (iv) as melhorias nas condições de saneamento; (v) os programas de promoção do aleitamento materno e de imunização; assim como (vi) a implementação de muitos programas nacionais e estaduais para melhorar a saúde e a nutrição infantis.<sup>17,19</sup> Vale destacar que alguns desses preditores geralmente não são associados a cuidados médicos diretos. Essa desigualdade, portanto, não melhora significativamente apenas com intervenções médicas, mas também com intervenções socioeconômicas mais amplas e abrangentes em nível nacional e regional.<sup>20,21</sup>

Em segundo lugar, é importante considerar que a mortalidade neonatal e pós-neonatal possui fatores de risco bastante distintos. O primeiro componente está fortemente influenciado pela qualidade da atenção prestada à saúde, enquanto o segundo tem relação mais direta com os determinantes socioeconômicos e ambientais.<sup>22</sup> Desde os anos 1990 houve uma mudança na predominância dos componentes, e as mortes neonatais têm superado as pós-neonatais.<sup>23</sup> Dito isso, é importante destacar as limitações das políticas públicas atuais com relação à capacidade de detecção de malformações fetais, de duração da gestação e de crescimento fetal ao longo do pré-natal, o que é uma medida importante para a redução da mortalidade neonatal.<sup>24</sup> Ainda que as condições socioeconômicas inóspitas favoreçam a mortalidade pós-neonatal, muitas vezes elas apontam para um

contexto que também significa dificuldade de acesso a serviços de saúde com qualidade, ponto central para a explicação da mortalidade neonatal.<sup>25</sup>

Ainda existem, portanto, desafios para a redução global da mortalidade infantil e a mitigação de características importantes na cidade do Rio de Janeiro, como a concentração de óbitos no período neonatal e eventuais aumentos específicos da mortalidade pós-neonatal, principalmente após os recentes cortes nos investimentos sociais.<sup>3</sup> Algumas intervenções de maior valor para reduzir a mortalidade infantil podem ser iniciativas sociais e de saúde pública que atenuem as disparidades nos riscos sociodemográficos e econômicos.<sup>26</sup> O estudo de Bonfim et al.,<sup>27</sup> ao analisar óbitos infantis ocorridos em Recife, constatou que a privação social apresentou associação com as mortes infantis preveníveis. Na mesma direção, Ramalho et al.<sup>28</sup> já haviam identificado, anos atrás, uma relação entre o que denominaram índice de desenvolvimento familiar, um indicador socioeconômico, e a mortalidade infantil nos municípios brasileiros.

As limitações deste estudo estão relacionadas ao seu delineamento, não permitindo inferência dos resultados em nível individual, e ao uso de dados secundários dos sistemas de informações de saúde, dada a qualidade da informação dos registros disponíveis. A utilização de dados do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) pode estar relacionada aos sub-registros de óbitos infantis, que resultam em informações equivocadas sobre o real número de mortes, levando à subestimação das taxas de mortalidade. Cabe ressaltar que os estudos ecológicos são úteis para identificar tanto os níveis de saúde de uma população quanto para formular hipóteses de pesquisa para a saúde pública.

Por fim, este estudo examinou a heterogeneidade espacial em nível municipal e o agrupamento das taxas de mortalidade infantil e seus componentes na cidade do Rio de Janeiro. As taxas decresceram entre 2010 e 2019 para a mortalidade infantil e componentes. Contudo, ao fim, as desigualdades socioeconômicas e de saúde são persistentes. Em que pese a melhora dos indicadores de mortalidade infantil e seus componentes, as diferenças intraurbanas refletem-se na diferença de comportamento dos indicadores mediante comparação com os indicadores municipais. A heterogeneidade espacial da distribuição de fatores socioeconômicos e da TMI no Rio de Janeiro sugere que estratégias locais de políticas de saúde para cada região possam ser uma medida eficiente para reduzir a mortalidade infantil.

## Financiamento

Fundação Oswaldo Cruz, Programa Inova, Brasil. Processo nº VPPIS-001-FIO-18-74.

## Conflito de interesses

Os autores declaram não haver conflito de interesses.

## Contribuição dos autores

*Desenho do estudo:* Guimarães RM. *Coleta de dados:* Dutra VGP, Sampaio JRC. *Análise dos dados:* Dutra VGP, Sampaio JRC, Guimarães RM. *Redação do manuscrito:* Dutra VGP,

Sampaio JRC, Caputo CS. *Revisão do manuscrito:* Dutra VGP, Caputo CS, Guimarães RM. *Supervisão do estudo:* Guimarães RM.

## Declaração

O banco de dados que deu origem ao artigo está disponível em repositório aberto: <http://tabnet.rio.rj.gov.br/>.

## REFERÊNCIAS

- Chao F, You D, Pedersen J, Hug L, Alkema L. National and regional under-5 mortality rate by economic status for low-income and middle-income countries: a systematic assessment. *Lancet Glob Health*. 2018;6:e535-47. [https://doi.org/10.1016/s2214-109x\(18\)30059-7](https://doi.org/10.1016/s2214-109x(18)30059-7)
- França EB, Lansky S, Rego MA, Malta DC, França JS, Teixeira R, et al. Leading causes of child mortality in Brazil, in 1990 and 2015: estimates from the Global Burden of Disease study. *Rev Bras Epidemiol*. 2017;20:46-60. <https://doi.org/10.1590/1980-5497201700050005>
- Szwarcwald CL, Almeida W, Teixeira RA, França EB, Miranda MJ, Malta DC. Inequalities in infant mortality in Brazil at subnational levels in Brazil, 1990 to 2015. *Popul Health Metr*. 2020;18:4. <https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-29179/v1>
- Boutayeb W, Lamli M, Maamri A, Mostafa S, Boutayeb A. Actions on social determinants and interventions in primary health to improve mother and child health and health equity in Morocco. *Int J Equity Health*. 2016;15:19. <https://doi.org/10.1186/s12939-016-0309-9>
- Ocké-Reis CO. Challenges for the health reform in the current historical conjuncture. *Saúde Debate*. 2017;41:365-71. <https://doi.org/10.1590/0103-1104201711302>
- Soranz D, Pinto LF, Penna GO. Themes and Reform of Primary Health Care (RCAPS) in the city of Rio de Janeiro, Brazil. *Cienc Saude Coletiva*. 2016;21:1327-38. <https://doi.org/10.1590/1413-81232015215.01022016>
- O'Dwyer G, Graever L, Britto FA, Menezes T, Konder MT. Financial crisis and healthcare: the case of the municipality of Rio de Janeiro, Brazil. *Cienc Saude Coletiva*. 2019;24:4555-68. <https://doi.org/10.1590/1413-812320182412.23212019>
- Fernandes LC, Bertoldi AD, Barros AJ. Health service use in a population covered by the Estratégia de Saúde da Família (Family Health Strategy). *Rev Saude Publica*. 2009;43:595-603. <https://doi.org/10.1590/s0034-89102009005000040>
- Sanders LS, Pinto FJ, Medeiros CR, Sampaio RM, Viana RA, Lima KJ. Infant mortality: analysis of associated factors in a capital of Northeast Brazil. *Cad Saude Colet*. 2017;25:83-9. <https://doi.org/10.1590/1414-462X201700010284>
- Gonzaga IC, Santos SL, Silva AR, Campelo V. Prenatal care and risk factors associated with premature birth and low birth weight in the a capital in the Brazilian Northeast. *Cienc Saude Coletiva*. 2016;21:1965-74. <https://doi.org/10.1590/1413-81232015216.06162015>
- Brazil - Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão [homepage on the Internet]. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Estimativa populacional da cidade do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro (RJ): IBGE; 2020 [cited 2021 Jan 10]. Available from: <https://www.ibge.gov.br/cidades-e-estados/rj/rio-de-janeiro.html>
- Data Rio [homepage on the Internet]. Rio de Janeiro: Prefeitura da Cidade do Rio de Janeiro; 2020 [cited 2021 Jan 31]. Available from: <https://www.data.rio/search?groupIds=0f4009068ec74e17b25eb3e70891b95f&sort=-modified>
- Bussab WO, Morettin PA. *Estatística Básica*. 9<sup>th</sup> ed. São Paulo: Editora Saraiva; 2017.
- Dobson AJ, Barnett A. *An introduction to generalized linear models*. Florida: CRC Press; 2008.
- Anselin L. Local indicators of spatial association - ISA. *Geogr Anal*. 1995;27:91-115. <https://doi.org/10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x>
- Roma JC. Os objetivos de desenvolvimento do milênio e sua transição para os objetivos de desenvolvimento sustentável. *Cienc Cult*. 2019;71:33-9. <https://doi.org/10.21800/2317-66602019000100011>
- Brazil - Ministério da Saúde. Secretaria de Vigilância em Saúde. Departamento de Análise em Saúde e Vigilância de Doenças não Transmissíveis. *Health Brazil 2019: a health situation analysis focusing on immunopreventable diseases and immunization*. Brasília: Ministério da Saúde; 2019.
- Russo LX, Scott A, Sivey 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>
- Teixeira JA, Araujo WR, Maranhão AG, Cortez-Escalante JJ, Rezende LF, Matijasevich A. Mortality on the first day of life: trends, causes of death and avoidability in eight Brazilian Federative Units, between 2010 and 2015. *Epidemiol Serv Saude*. 2019;28:e2018132. <https://doi.org/10.5123/s1679-49742019000100006>
- Wang S, Wu J. Spatial heterogeneity of the associations of economic and health care factors with infant mortality in China using geographically weighted regression and spatial clustering. *Soc Sci Med*. 2020;263:113287. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2020.113287>

21. Nguyen MP, Nguyen CM. Dominant factors affecting regional inequality of infant mortality in Vietnam: a structural equation modelling analysis. *Int J Health Policy Manag.* 2020;1-8. <https://doi.org/10.34172/ijhpm.2020.59>
22. Mosley WH, Chen LC. An analytical framework for the study of child survival in developing countries. 1984. *Bull World Health Organ.* 2003;81:140-5.
23. Malta DC, Prado RR, Saltarelli RM, Monteiro RA, Souza Mde, Almeida MF. Preventable deaths in childhood, according to actions of the Unified Health System, Brazil. *Rev Bras Epidemiol.* 2019;22:1-15. <https://doi.org/10.1590/1980-549720190014>
24. Donoso E, Carvajal JA. Epidemiological difference could explain the higher infant mortality in Chile compared with Cuba. *An Pediatr (Barc).* 2021;94:28-35. <https://doi.org/10.1016/j.anpede.2020.04.015>
25. Carmo ME, Guizardi FL. The concept of vulnerability and its meanings for public policies in health and social welfare. *Cad Saude Publica.* 2018;34:e00101417. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00101417>
26. Ratnasiri AW, Lakshminrusimha S, Dieckmann RA, Lee HC, Gould JB, Parry SS, et al. Maternal and infant predictors of infant mortality in California, 2007-2015. *Plos One.* 2020;15:e0236877. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0236877>
27. Bonfim CV, Silva AP, Oliveira CM, Vilela MB, Freire NC. Spatial analysis of inequalities in fetal and infant mortality due to avoidable causes. *Rev Bras Enferm.* 2020;73 Suppl 4:e20190088. <https://doi.org/10.1590/0034-7167-2019-0088>
28. Ramalho WM, Sardinha LM, Rodrigues IP, Duarte EC. Inequalities in infant mortality among municipalities in Brazil according to the Family Development Index, 2006-2008. *Rev Panam Salud Publica.* 2013;33:205-12. <https://doi.org/10.1590/s1020-49892013000300007>