

## Escolaridade e idade materna: desigualdades no óbito neonatal

Sandra Costa Fonseca<sup>I</sup>, Patricia Viana Guimarães Flores<sup>II</sup>, Kenneth Rochel Camargo Jr.<sup>III</sup>, Rejane Sobrino Pinheiro<sup>IV</sup>, Cláudia Medina Coeli<sup>IV</sup>

<sup>I</sup> Departamento de Epidemiologia e Bioestatística. Instituto de Saúde Coletiva. Universidade Federal Fluminense. Niterói, RJ, Brasil

<sup>II</sup> Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva. Instituto de Estudos em Saúde Coletiva. Universidade Federal do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro, RJ, Brasil

<sup>III</sup> Instituto de Medicina Social. Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro, RJ, Brasil

<sup>IV</sup> Instituto de Estudos em Saúde Coletiva. Universidade Federal do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro, RJ, Brasil

### RESUMO

**OBJETIVO:** Avaliar a interação entre idade e escolaridade materna na mortalidade neonatal, assim como investigar a evolução temporal da mortalidade neonatal em cada estrato formado pela combinação desses dois fatores de risco.

**MÉTODOS:** Estudo de coorte não concorrente, resultante de relacionamento probabilístico entre o Sistema de Informações sobre Mortalidade e o Sistema de Informações sobre Nascidos vivos. Para investigar o risco de óbito neonatal, foi realizada regressão logística, com estimativa de *odds ratio* para variável combinada escolaridade e idade materna, além da avaliação de interação aditiva e multiplicativa. A série temporal da taxa de mortalidade neonatal, de acordo com escolaridade e idade maternas, foi estimada pelo programa *Joinpoint regression*.

**RESULTADOS:** A taxa de mortalidade neonatal no período foi de 8,09‰, sendo mais elevada em recém-nascidos de mães com baixa escolaridade: 12,7‰ (mães adolescentes) e 12,4‰ (mães com 35 anos e mais). A baixa escolaridade, sem efeito da idade, aumentou a chance de óbito neonatal em 25% (OR = 1,25; IC95% 1,14–1,36). Já o efeito isolado da idade no óbito neonatal foi maior para mães adolescentes (OR = 1,39; IC95% 1,33–1,46) do que para mães com idade ≥ 35 anos (OR = 1,16; IC95% 1,09–1,23). Na análise temporal, nenhuma faixa etária de mulheres com baixa escolaridade apresentou redução da taxa de mortalidade neonatal no período, em contraponto às mulheres com escolaridade intermediária ou elevada, onde a redução foi significativa, em torno de 4% anualmente.

**CONCLUSÕES:** Detectaram-se dois grupos mais vulneráveis – adolescentes de baixa escolaridade e mulheres mais velhas de baixa escolaridade – em relação ao risco de óbito neonatal e à desigualdade na redução da taxa de mortalidade.

**DESCRITORES:** Mortalidade Infantil, tendências. Fatores Socioeconômicos. Mães. Escolaridade. Idade Materna. Desigualdades em Saúde.

#### Correspondência:

Sandra Costa Fonseca  
Departamento de Epidemiologia  
e Bioestatística  
Instituto de Saúde Coletiva  
Universidade Federal Fluminense  
R. Marquês de Paraná, 303 Anexo  
3º andar Sala 6  
24033-900 Niterói, RJ, Brasil  
E-mail: sandracfonseca@yahoo.  
com.br

**Recebido:** 10 mar 2016

**Aprovado:** 12 out 2016

**Como citar:** Fonseca SC,  
Flores PVG, Camargo Jr  
KR, Pinheiro RS, Coeli CM.  
Escolaridade e idade materna:  
desigualdades no óbito neonatal.  
Rev Saude Publica. 2017;51:94.

**Copyright:** Este é um artigo de  
acesso aberto distribuído sob os  
termos da Licença de Atribuição  
Creative Commons, que permite  
uso irrestrito, distribuição e  
reprodução em qualquer meio,  
desde que o autor e a fonte  
originais sejam creditados.



## INTRODUÇÃO

As disparidades sociais em relação à mortalidade infantil e neonatal têm sido investigadas na área da saúde pública<sup>7,10,19,23</sup>. Dentre os determinantes sociais estudados, a escolaridade materna é um dos mais corroborados. Atribui-se ao nível educacional elevado a capacidade de aquisição de conhecimento em assuntos de saúde e o uso otimizado dos serviços de saúde<sup>7</sup>.

Em vários países, incluindo o Brasil, observou-se nas últimas décadas progressão do nível educacional das mulheres, acompanhada de melhora nos indicadores infantis<sup>7</sup>. No Brasil, o progresso nos indicadores de saúde infantil levou o país a atingir, antes do prazo previsto, a meta do Objetivo do Milênio de reduzir em 2/3 a mortalidade de crianças menores de cinco anos<sup>21</sup>.

Além da melhora na escolaridade materna, a redução das desigualdades no país<sup>15</sup> e as intervenções como fontes complementares de renda e ampliação da atenção básica<sup>11</sup> contribuíram para o alcance dessa meta. No âmbito das políticas públicas direcionadas à saúde da criança, vários programas foram instituídos nos últimos 20 anos. A prioridade foi a redução da mortalidade infantil, por meio da organização da atenção perinatal e ao recém-nascido e da humanização do pré-natal e nascimento<sup>21</sup>.

Apesar da redução global da mortalidade na infância, um dos desafios para o Brasil é a redução da mortalidade neonatal, responsável por 2/3 da mortalidade infantil e com velocidade de queda bem menor que a da mortalidade pós-neonatal<sup>21,23</sup>.

Uma das explicações propostas para a persistência das desigualdades é que, à medida que o nível educacional populacional aumenta, o grupo de mulheres de baixa escolaridade se torna selecionado, com concentração de fatores de risco<sup>10</sup>. Outro fator sociodemográfico relacionado a disparidades sociais na saúde perinatal é a idade materna, tanto para o grupo de mulheres com mais de 35 anos<sup>14</sup>, como para as adolescentes<sup>8</sup>.

Nossa hipótese é que uma interação entre baixa escolaridade e idades maternas extremas aumentaria o risco da mortalidade neonatal acima do que seria esperado pelo efeito isolado de cada um desses fatores. Adicionalmente, nosso interesse é a evolução temporal das disparidades, já que poucos estudos têm avaliado nos países de baixa e média renda como tem sido essa tendência<sup>16,22</sup>.

Este estudo teve por objetivos avaliar a interação entre idade e escolaridade materna na mortalidade neonatal, assim como investigar a evolução temporal da mortalidade neonatal em cada estrato formado pela combinação desses dois fatores de risco, em uma coorte retrospectiva de nascimentos.

## MÉTODOS

Estudo de coorte não concorrente, no qual se empregou uma base vinculada de registros de nascimentos e óbitos neonatais de uma população de nascidos vivos filhos de mulheres residentes no estado do Rio de Janeiro, no período de 2004 a 2010. A escolha do período se deveu à qualidade dos dados, principalmente à possibilidade de relacionar as bases e à perspectiva de comparação com as políticas implantadas com a Rede Cegonha em 2011<sup>a</sup>.

A integração das bases de dados dos registros identificados de nascidos vivos, do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos – SINASC (n = 1.519.095) e dos registros de óbitos neonatais do Sistema de Informações sobre Mortalidade – SIM (n = 15.540 óbitos com menos de 28 dias de vida) do período de 2004 a 2010 foi realizada por meio do método de *linkage* probabilístico de registros<sup>3</sup>, utilizando-se o programa RecLink<sup>3</sup>. Com essa técnica, obtivemos a vinculação das informações de 14.827 dos 15.540 óbitos neonatais registrados no SIM, com sensibilidade do procedimento de *linkage* superior a 95%.

<sup>a</sup> Ministério da Saúde (BR). Portaria Nº 1.459, de 24 de junho de 2011. Institui, no âmbito do Sistema Único de Saúde - SUS - a Rede Cegonha. Brasília (DF); 2011 [citado 29 abr 2017]. Disponível em: [http://bvsms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2011/prt1459\\_24\\_06\\_2011.html](http://bvsms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/gm/2011/prt1459_24_06_2011.html)

Para inclusão na população do estudo, o registro deveria pertencer a nascido vivo de gravidez única, filho de mãe residente no estado do Rio de Janeiro no momento do parto, com peso ao nascer igual ou maior que 500 g e idade gestacional estimada igual ou maior que 22 semanas. Foram excluídos os partos múltiplos, pela probabilidade de ocorrência de pares falsos positivos no relacionamento probabilístico. Os registros com informação ignorada ficaram em cerca de 2% do total.

### Análise Estatística

As taxas de mortalidade neonatal foram estimadas juntamente com seus respectivos intervalos de confiança calculados pelo método exato. Seguindo as recomendações de Knol e Vanderweele<sup>13</sup>, foi criada uma variável de exposição composta, com seis níveis combinando idade materna e escolaridade. As *odds ratios* (OR) de cada nível da variável composta foram apresentadas usando como referência o grupo de 20–34 anos de idade e com escolaridade  $\geq 4$  anos<sup>13</sup>. Foram estimadas OR para mortalidade neonatal por modelo de regressão logística, empregando-se o *software* Stata (versão 9). As medidas de interação aditiva foram calculadas em planilha eletrônica desenvolvida por Andersson et al.<sup>1</sup>, que foi alimentada com as estimativas dos coeficientes e da matriz de covariância. Foram calculadas três medidas: o excesso de risco devido à interação (RERI), a proporção atribuível à interação (AP), e o índice de sinergia (S), assim como os respectivos intervalos de confiança estimados pelo método delta<sup>1</sup>. Essas medidas são calculadas de acordo com as seguintes fórmulas:  $RERI = OR_{11} - OR_{10} - OR_{01} + 1$ ;  $AP = RERI/OR_{11}$ ;  $S = [OR_{11} - 1] / [(OR_{10} - 1) + (OR_{01} - 1)]$ ; onde 0 no índice subscrito indica a categoria de referência e 1 indica a categoria de exposição. Quando  $RERI = 0$ ,  $AP = 0$  e  $S = 1$ , fica indicada a ausência de interação.

A seguir, foi estimado o efeito do nível educacional em cada grupo de idade, assim como o efeito da idade em cada nível educacional, empregando-se modelos logísticos. Por último, a interação multiplicativa foi avaliada por meio de um modelo logístico no qual foi incluído cada variável isoladamente (idade e escolaridade) e um termo de interação entre elas.

Foi descrita a evolução temporal da taxa de mortalidade neonatal (TMN) segundo os mesmos grupos combinados de idade e escolaridade materna. A análise da tendência temporal foi feita por análise de regressão de pontos de junção, usando o *software* *Joinpoint Regression Program*<sup>b</sup>, testando as tendências anuais. O percentual anual de mudança (APC) é estimado e considerado significativo quando a curva difere de zero, usando o Monte Carlo *Permutation method*.

Optou-se por valorizar, na análise, a categoria de baixa escolaridade, com ponto de corte em quatro anos, comparada às demais. Entende-se que um tempo de estudo inferior a quatro anos caracteriza o analfabetismo funcional, e que esse nível impacta no desenvolvimento humano<sup>c</sup>.

Quanto aos aspectos éticos, foi garantida a confidencialidade dos dados e o projeto foi aprovado pelo Comitê de Ética do Instituto de Estudos de Saúde Coletiva da Universidade Federal do Rio de Janeiro (Parecer 69965, de 8/8/2012 – CAE 05373812.1.0000.5286).

## RESULTADOS

Ao longo de todo o período (2004–2010), foram estudados 1.445.342 recém-nascidos, dos quais 11.694 evoluíram para óbito neonatal (TMN = 8,09; IC95% 7,94–8,24).

Na análise da distribuição conjunta de escolaridade e idade maternas (Tabela 1), ficam evidentes os grupos de maior vulnerabilidade. Para mortalidade neonatal, tanto as adolescentes como as mulheres mais velhas, com baixa escolaridade, tiveram TMN maior que 12 óbitos por mil nascidos vivos, valor próximo ao dobro da TMN do grupo de 20–34 anos.

Em todos os estratos de idade, filhos de mães com escolaridade inferior a quatro anos apresentaram maior chance de óbito neonatal, quando comparados aos filhos de mães com pelo menos quatro anos de escolaridade (Tabela 2, em negrito). Nas duas últimas colunas da Tabela 2, são apresentados as OR relativas à associação entre idade materna e a chance de mortalidade neonatal

<sup>b</sup> National Cancer Institute (US). Joinpoint Regression Program, Version 3– April 2011: Statistical Methodology and Applications Branch and Data Modeling Branch, Surveillance Research Program. Disponível em: <https://surveillance.cancer.gov/joinpoint/>

<sup>c</sup> Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Taxa de analfabetismo funcional. Rio de Janeiro: IBGE; 2001-2009 [citado 29 abr 2017]. Disponível em: <http://seriesestatisticas.ibge.gov.br/series.aspx?t=taxa-analfabetismo&vcodigo=PD384>

em cada estrato de escolaridade materna. Filhos de adolescentes e de mulheres com idade igual ou superior a 35 anos apresentaram maior chance de mortalidade quando comparados às mães com idade entre 20 e 34 anos, em ambos os estratos de escolaridade materna.

Ainda na Tabela 2 (em *itálico*), são apresentados as OR relativas à análise da distribuição conjunta entre idade e escolaridade materna. A baixa escolaridade, sem efeito da idade, aumentou a chance de óbito neonatal em 25% (OR = 1,25; IC95% 1,14–1,36). Já o efeito isolado da idade no óbito neonatal foi maior para mães adolescentes (OR = 1,39; IC95% 1,33–1,46) do que para mães com idade  $\geq 35$  anos (OR = 1,16; IC95% 1,09–1,23). Filhos de mães nos extremos de idade e com baixa escolaridade apresentaram aproximadamente 1,7 vezes maior chance de evoluir para o óbito neonatal, quando comparados aos filhos de mães entre 20–34 anos e com escolaridade  $\geq 4$  anos. Entretanto, somente para o grupo das mães com idade  $\geq 35$  anos, observou-se interação significativa entre idade e escolaridade na ocorrência do óbito neonatal, tanto na escala aditiva, como multiplicativa, embora nessa última a significância estatística tenha sido *borderline* ( $p = 0,06$ ).

A Tabela 3 mostra a tendência temporal da mortalidade neonatal nos dois períodos. Nas adolescentes com baixa escolaridade, observou-se aumento da TMN, embora sem significância estatística. Para as mulheres de baixa escolaridade em outras faixas etárias, a tendência de queda não alcançou significância. Por outro lado, todas as mulheres com escolaridade intermediária ou elevada tiveram redução significativa da TMN, independentemente da idade.

**Tabela 1.** Distribuição da mortalidade neonatal (por mil nascidos vivos) de acordo com idade e escolaridade maternas. Estado do Rio de Janeiro, 2004–2010.

Variável	Escolaridade	
	Baixa ( $< 4$ anos) (n = 91.973)	Intermediária e elevada ( $\geq 4$ anos) (n = 1.353.369)
	TMN (IC95%)	TMN (IC95%)
11–19	12,71 (10,94–14,67)	10,13 (9,74–10,52)
20–34	9,07 (8,35–9,83)	7,29 (7,12–7,46)
35 ou mais	12,47 (10,68–14,46)	8,44 (7,97–8,92)

TMN: taxa de mortalidade neonatal

**Tabela 2.** Odds ratios para mortalidade neonatal de acordo com idade e escolaridade materna. Estado do Rio de Janeiro, 2004–2010.

Variável	Faixa de idade materna (anos)						OR (IC95%) para idade materna (10–19 anos), dentro dos estratos de escolaridade materna	OR (IC95%) para idade materna ( $\geq 35$ anos) dentro dos estratos de escolaridade materna
	20–34		10–19		$\geq 35$			
	N óbitos/so sobreviventes	OR (IC95%)	N óbitos/so sobreviventes	OR (IC95%)	N óbitos/so sobreviventes	OR (IC95%)		
Escolaridade materna								
$\geq 4$ anos	6.927/943.409	<i>Referência</i>	2.601/254.274	1,39 (1,33–1,46)	1.233/144.925	1,16 (1,09–1,23)	1,39 (1,33–1,46)	1,16 (1,09–1,23)
				$p = 0,000$		$p = 0,000$	$p = 0,000$	$p = 0,000$
$< 4$ anos	578/63.161	1,25 (1,14–1,36)	183/14.257	1,74 (1,51–2,03)	172/13.622	1,72 (1,48–2,00)	1,40 (1,19–1,66);	1,38 (1,16–1,64)
		$p = 0,000$		$p = 0,000$		$p = 0,000$	$p = 0,000$	$p = 0,000$
OR (IC95%) para escolaridade dentro dos estratos de idade materna		<b>1,25 (1,14–1,36)</b>		<b>1,25 (1,08–1,46)</b>		<b>1,48 (1,26–1,74)</b>		
		$p = 0,000$		$p = 0,003$		$p = 0,000$		
Medida de interação na escala aditiva								
RERI (95%CI)			0,11 (-0,17–0,39); $p = 0,45$		0,32 (0,10–0,53); $p = 0,003$			
AP (95%CI)			0,06 (-0,09–0,21); $p = 0,42$		0,18 (0,06–0,31); $p = 0,004$			
S (95%CI)			1,17 (0,79–1,72); $p = 0,43$		1,78 (1,05–3,00); $p = 0,032$			
Medida de interação na escala multiplicativa:								
Razão de OR (95%CI)			1,01 (0,85–1,20); $p = 0,94$		1,19 (0,99–1,43); $p = 0,06$			

OR: odds ratio; RERI: excesso de risco devido à interação; AP: proporção atribuível à interação; S: índice de sinergia

Os valores em negrito indicam a comparação entre níveis de escolaridade para cada faixa etária.

Os valores em *itálico* indicam a distribuição conjunta entre idade e escolaridade materna.

**Tabela 3.** Tendência temporal da taxa de mortalidade neonatal (% nascidos vivos) de acordo com variável combinada idade e escolaridade materna. Estado do Rio de Janeiro, 2004–2010.

Categoria materna/Escolaridade e idade	Taxa de mortalidade neonatal							Mudança percentual anual
	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	(IC95 %)
Escolaridade baixa								
(1) 11 a 19 anos	16,0	11,9	6,8	14,4	10,9	10,2	18,9	2,3% (-10,1–16,3)
(2) 20 a 34 anos	10,3	8,7	8,2	9,5	8,8	8,9	7,7	-2,4% (-5,8–1,1)
(3) ≥ 35 anos	13,3	16,0	10,2	10,1	13,1	12,9	9,5	-3,8 % (-10,5–3,4)
Escolaridade intermediária ou elevada								
(4) 11 a 19 anos	11,3	11,2	10,8	9,4	9,3	9,5	9,1	-4,0% (-5,8– -2,2)*
(5) 20 a 34 anos	8,1	8,1	7,5	7,3	6,7	6,7	6,6	-4,1% (-4,9– -3,2)*
(6) ≥ 35 anos	10,1	9,3	8,4	8,8	7,9	7,4	7,3	-5,2% (-6,3– -4,0)*

\* p &lt; 0,05

## DISCUSSÃO

Apesar da queda da mortalidade neonatal em nível nacional e mundial<sup>21,23</sup>, nosso estudo identificou que as mudanças na mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro cursaram com desigualdade social, mostrando redução apenas para as mulheres com escolaridade intermediária e avançada. Formaram-se grupos vulneráveis<sup>5</sup>, combinando extremos de idade e baixa escolaridade.

Embora o efeito combinado da idade materna e da baixa escolaridade tenha aumentado a chance de óbito neonatal em cerca de 70% nos dois extremos de idade materna, a interação significativa entre baixa escolaridade e idade materna apenas foi observada entre as mães com idade ≥ 35 anos. Uma possível explicação para esse achado é a maior magnitude do efeito do extremo inferior da idade materna sobre a mortalidade neonatal.

Nossos resultados sugerem que a presença simultânea desses dois fatores de risco caracteriza grupos populacionais que, ao longo do curso de vida, são expostos a múltiplos fatores de riscos e ao desenvolvimento de vários problemas de saúde<sup>4</sup>. Tais grupos em geral não são alcançados por intervenções populacionais, o que pode aumentar as disparidades sociais na saúde<sup>6</sup>.

Outros estudos no Brasil mostram resultados discrepantes. Hernandez et al. encontraram melhora do nível educacional, e redução das desigualdades na mortalidade infantil em Porto Alegre, RS, de 1996 a 2008<sup>12</sup>. Garcia e Santana, usando dados da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD), de 1993 a 2008, observaram redução nas desigualdades para óbitos infantis<sup>9</sup>. Já Sousa et al. mostraram que a redução da mortalidade infantil no Brasil foi às custas da queda do indicador nos grupos mais ricos, persistindo as iniquidades<sup>19</sup>. Segundo os autores<sup>19</sup>, para a mortalidade neonatal entre 1991 e 2000, a redução total no quintil mais elevado de renda foi de 49%, enquanto o quintil mais pobre reduziu apenas 24%.

McKinnon et al. estudaram, por meio de indicadores absolutos e relativos de desigualdade, a redução da taxa de mortalidade neonatal (TMN) em países de baixa e média renda<sup>16</sup>. A média de redução da TMN teve associação com mudança nos indicadores de desigualdade educacional – moderada para redução absoluta e fraca para redução relativa. Victora e Barros comentaram esses resultados, questionando quais intervenções na área da saúde foram mais efetivas para cada tipo de redução<sup>22</sup>. Em países onde a TMN não é muito alta, o desafio é tornar as intervenções mais sofisticadas – dependentes de tecnologia – acessíveis a todos<sup>20,22</sup>. Esse pode ser o caso em várias regiões mais desenvolvidas do Brasil, como a deste estudo.

Ao analisarmos duas variáveis habitualmente investigadas como fatores distais do óbito neonatal<sup>24</sup> – idade e escolaridade materna –, corroboramos sua associação com o óbito neonatal. Como limitação do estudo, a não inclusão da variável cor, ainda limitada nos sistemas de informação, principalmente no SIM<sup>4</sup>, pode ter impedido a melhor compreensão das inter-relações entre esses fatores sociodemográficos<sup>2</sup>. Contudo, com base em outros

<sup>d</sup> Milstein B. Hygeia's constellation: navigating health futures in a dynamic and democratic world [dissertação]. Cincinnati: Graduate College of Interdisciplinary Arts and Sciences, Union Institute & University; 2006. Disponível em: [http://www.uic.edu/sph/phtpg/Content/Reading%20Room/Articles/Hygeia's\\_constellation\\_Milstein.pdf](http://www.uic.edu/sph/phtpg/Content/Reading%20Room/Articles/Hygeia's_constellation_Milstein.pdf)

trabalhos que analisaram as mesmas variáveis, acreditamos que, mesmo com ajuste para cor, a idade e a escolaridade se manteriam com magnitude e significância estatística<sup>17</sup>.

Por outro lado, uma das forças do estudo é a utilização de dados populacionais de abrangência universal (considerando a cobertura do SIM e do SINASC no país), que evitam vieses de seleção presentes em coortes dependentes de adesão ao seguimento ou restritas a atendimentos no Sistema Único de Saúde (SUS).

Estudos futuros devem aprofundar a compreensão dos efeitos das disparidades em relação aos determinantes proximais (baixo peso, prematuridade e crescimento fetal) e intermediários, como as diferenças no acesso aos serviços de saúde e hábitos maternos, como o tabagismo.

Também será importante futuramente a análise do período de 2011 a 2015, após implantação da Rede Cegonha, comparando com o período analisado neste trabalho, para avaliar as mudanças resultantes dessa estratégia na atenção materno-infantil.

Vale ressaltar que estratégias populacionais, sem o devido foco nos grupos mais vulneráveis, podem paradoxalmente aumentar as disparidades; por outro lado, a combinação de atividades intersetoriais (por exemplo, no campo da educação) e a participação social da própria população são cruciais para alcançar os objetivos<sup>18</sup>.

Embora nosso trabalho não tenha alcance para identificar qual a melhor estratégia, acreditamos que, entre diferentes abordagens políticas<sup>6</sup>, a ampliação do acesso a serviços de saúde efetivos para grupos sociais vulneráveis definidos é uma política de saúde viável e deve estar na pauta dos governos, na perspectiva das mulheres e de seus bebês.

## REFERÊNCIAS

1. Andersson T, Alfredsson L, Källberg H, Zdravkovic S, Ahlbom A. Calculating measures of biological interaction. *Eur J Epidemiol*. 2005;20(7):575-9. <https://doi.org/10.1007/s10654-005-7835-x>
2. Bailey SR, Loveman M, Muniz JO. Measures of "Race" and the analysis of racial inequality in Brazil. *Soc Sci Res*. 2013;42(1):106-19. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2012.06.006>
3. Camargo Jr KR, Coeli CM. Going open source: some lessons learned from the development of OpenRecLink. *Cad Saude Publica*. 2015;31(2):257-63. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00041214>
4. Cardoso AM, Santos RV, Coimbra Jr CEA. Mortalidade infantil segundo raça/cor no Brasil: o que dizem os sistemas nacionais de informação? *Cad Saude Publica*. 2005;21(5):1602-8. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2005000500035>
5. Frohlich KL, Potvin L. Transcending the known in public health practice: the inequality paradox: the population approach and vulnerable populations. *Am J Public Health*. 2008;98(2):216-21. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2007.114777>
6. Frohlich KL, Potvin L. Commentary: structure or agency? The importance of both for addressing social inequalities in health. *Int J Epidemiol*. 2010;39(2):378-9. <https://doi.org/10.1093/ije/dyp372>
7. Gakidou E, Cowling K, Lozano R, Murray CJL. Increased educational attainment and its effect on child mortality in 175 countries between 1970 and 2009: a systematic analysis. *Lancet*. 2010;376(9745):959-74. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(10\)61257-3](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(10)61257-3)
8. Ganchimeg T, Ota E, Morisaki N, Laopaiboon M, Lumbiganon P, Zhang J, et al. Pregnancy and childbirth outcomes among adolescent mothers: a World Health Organization multicountry study. *BJOG*. 2014;121 Suppl 1:40-8. <https://doi.org/10.1111/1471-0528.12630>
9. Garcia LP, Santana LR. Evolução das desigualdades socioeconômicas na mortalidade infantil no Brasil, 1993-2008. *Cienc Saude Coletiva*. 2011;16(9):3717-28. <https://doi.org/10.1590/S1413-81232011001000009>
10. Graaf JP, Steegers EAP, Bonsel GJ. Inequalities in perinatal and maternal health. *Curr Opin Obstet Gynecol*. 2013;25(2):98-108. <https://doi.org/10.1097/GCO.0b013e32835ec9b0>

11. Guanais FC. The combined effects of the expansion of primary health care and conditional cash transfers on infant mortality in Brazil, 1998-2010. *Am J Public Health*. 2013;103(11):2000-6. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2013.301452>
12. Hernandez AR, Silva CH, Agranonik M, Quadros FM, Goldani MZ. Análise de tendências das taxas de mortalidade infantil e de seus fatores de risco na cidade de Porto Alegre, Rio Grande do Sul, Brasil, no período de 1996 a 2008. *Cad Saude Publica*. 2011;27(11):2188-96. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2011001100012>
13. Knol MJ, VanderWeele TJ. Recommendations for presenting analyses of effect modification and interaction. *Int J Epidemiol*. 2012;41(2):514-20. <https://doi.org/10.1093/ije/dyr218>
14. Laopaiboon M, Lumbiganon P, Intarut N, Mori R, Ganchimeg T, Vogel JP, et al. Advanced maternal age and pregnancy outcomes: a multicountry assessment. *BJOG*. 2014;121 Suppl 1:49-56. <https://doi.org/10.1111/1471-0528.12659>
15. Lustig N, Lopez-Calva LF, Ortiz-Juarez E. Declining inequality in Latin America in the 2000s: the cases of Argentina, Brazil and Mexico. *World Dev*. 2013;44:129-41. <https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2012.09.013>
16. McKinnon B, Harper S, Kaufman JS, Bergevin Y. Socioeconomic inequality in neonatal mortality in countries of low and middle income; a multicountry analysis. *Lancet Glob Health*. 2014;2(3):e165-73. [https://doi.org/10.1016/S2214-109X\(14\)70008-7](https://doi.org/10.1016/S2214-109X(14)70008-7)
17. Nyarko KA, Lopez-Camelo J, Castilla EE, Wehby GL. Explaining racial disparities in infant health in Brazil. *Am J Public Health*. 2015;105 Suppl 4:S575-84. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2012.301021r>
18. Ruiz JI, Nuhu K, McDaniel JT, Popoff F, Izcovich A, Criniti JM. Inequality as a powerful predictor of infant and maternal mortality around the world. *PLoS One*. 2015;10(10):e0140796. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0140796>
19. Sousa A, Hill K, Dal 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>
20. Sousa A, Dal Poz MR, Boschi-Pinto C. Reducing inequities in neonatal mortality through adequate supply of health workers: evidence from newborn health in Brazil. *PLoS One*. 2013;8(9):e74772. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0074772>
21. Vanderlei LCM, Frias PG. Avanços e desafios na saúde materna e infantil no Brasil [editorial]. *Rev Bras Saude Mater Infant*. 2015;15(2):157-8. <https://doi.org/10.1590/S1519-38292015000200001>
22. Victora CG, Barros AJD. Socioeconomics inequalities in neonatal mortalities are falling: but why? *Lancet Glob Health*. 2014;2(3):e122-3. [https://doi.org/10.1016/S2214-109X\(14\)70024-5](https://doi.org/10.1016/S2214-109X(14)70024-5)
23. Wang H, Liddell CA, Coates MM, Mooney MD, Levitz CE, Schumacher AE, et al. Global, regional, and national levels of neonatal, infant, and under-5 mortality during 1990-2013: a systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2013. *Lancet*. 2014;384(9947):957-79. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(14\)60497-9](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(14)60497-9)
24. Zanini RR, Moraes AB, Giugliani ERJ, Riboldi J. Determinantes contextuais da mortalidade neonatal no Rio Grande do Sul por dois modelos de análise. *Rev Saude Publica*. 2011;45(1):79-89. <https://doi.org/10.1590/S0034-89102011000100009>

**Financiamento:** Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio de Janeiro (FAPERJ – E26-111-822/2011; programa do Cientista do Nosso Estado para Camargo Jr KR, Processo E-26/102900/2012 e para Coeli CM, Processos E26/102771/2012 e E-26/2013195/2015). Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq – 475566/2011-4; bolsa de produtividade em pesquisa para Coeli CM, Processo 304101/2011-7; para Pinheiro RS, Processo 309728/2012-6; e para Camargo Jr KR, Processo 300686/2013-7).

**Contribuição dos Autores:** Concepção e planejamento do estudo: SCF, PGF, CMC. Coleta dos dados: SCF, PGF, CMC. Análise e interpretação dos dados: SCF, PGF, CMC, KRC. Preparação e redação do manuscrito, revisão crítica e aprovação final: SCF, PGF, CMC, KRC, RSP.

**Conflito de Interesses:** Os autores declaram não haver conflito de interesses.