

CUIDADO É FUNDAMENTAL

Escola de Enfermagem Alfredo Pinto – UNIRIO

ARTIGO ORIGINAL

DOI: 10.9789/2175-5361.rpcfo.v16.12107

DINÂMICA ESPAÇO-TEMPORAL E FATORES ASSOCIADOS À MORTALIDADE NEONATAL

*Space-temporal dynamics and factors associated with newborn mortality**Dinámica Espacio-temporal y factores asociados a la mortalidad del recién nacido*Jessica Cristina Moraes de Araújo¹ Daniele de Brito Sousa² Leonardo Miranda Ribeiro³ George Jó Bezerra Sousa⁴ Thatiana Araújo Maranhão⁵ Maria Lúcia Duarte Pereira⁶ 

RESUMO

Objetivo: analisar a distribuição espacial e temporal da mortalidade neonatal e fatores associados no Piauí de 2007 a 2017. **Método:** foi utilizado o método Joinpoint, estatística bayesiana e a técnica de varredura Scan. A análise multivariada dos indicadores foi realizada através do modelo Ordinary Least Squares Estimation, considerando-se $p < 0,05$. **Resultados:** a mortalidade neonatal reduziu de forma linear e significativa ao longo do período estudado. As maiores taxas bayesianas variaram de 16,34 a 18,38 óbitos por 1.000 nascidos vivos, especialmente no Sudeste piauiense. Houve associação negativa entre a mortalidade neonatal e as variáveis: Taxa de analfabetismo ($\beta = -0,60$; $p = 0,027$), Cobertura da Estratégia Saúde da Família ($\beta = -2,80$; $p = 0,023$) e Índice de Desenvolvimento Humano Municipal ($\beta = -0,60$; $p = 0,003$). **Conclusão:** a mortalidade neonatal segue decrescente e sua distribuição no território mostrou-se irregular. Indicadores socioeconômicos e de saúde influenciam a mortalidade neonatal no Piauí.

DESCRITORES: Mortalidade Infantil; Epidemiologia; Estudos de Séries Temporais; Estudos Ecológicos; Análise Espacial;

^{1,2,3,6} Universidade Estadual do Ceará, Ceará, Fortaleza, Brasil.

⁴ Secretaria de Saúde do Estado do Ceará, Ceará, Fortaleza, Brasil.

⁵ Universidade Estadual do Piauí, Piauí, Parnaíba, Brasil.

Recebido em: 03/09/2022; Aceito em: 14/11/2023; Publicado em: 18/01/2024

Autor correspondente: Daniele de Brito Sousa danielesb45@gmail.com

Como citar este artigo: Araújo JCM, Sousa DB, Ribeiro LM, Sousa GJB, Maranhão TA, Pereira MLD. Dinâmica Espaço-temporal e fatores associados à mortalidade neonatal. R Pesq Cuid Fundam [Internet]. 2023 [acesso ano mês dia];16:e12107 Disponível em:

<https://doi.org/10.9789/2175-5361.rpcfo.v16.12107>



ABSTRACT

Objective: to analyze the spatial and temporal distribution of neonatal mortality and associated factors in Piauí from 2007 to 2017. **Method:** the Joinpoint method, Bayesian statistics and the Scan technique were used. The multivariate analysis of the indicators was performed using the Ordinary Least Squares Estimation model, considering $p < 0.05$. **Results:** neonatal mortality decreased linearly and significantly over the period studied. The highest Bayesian rates ranged from 16.34 to 18.38 deaths per 1,000 live births, especially in Southeast Piauí. There was a negative association between neonatal mortality and the variables: Illiteracy rate ($\beta = -0.60$; $p = 0.027$), Family Health Strategy Coverage ($\beta = -2.80$; $p = 0.023$) and Human Development Index Municipal ($\beta = -0.60$; $p = 0.003$). **Conclusion:** neonatal mortality continues to decrease and its distribution in the territory proved to be irregular. Socioeconomic and health indicators influence neonatal mortality in Piauí.

DESCRIPTORS: Infant Mortality; Epidemiology; Time Series Studies; Ecological Studies; Spatial Analysis;

RESUMEN

Objetivos: analizar la distribución espacial y temporal de la mortalidad neonatal y factores asociados en Piauí de 2007 a 2017. **Método:** se utilizó el método Joinpoint, la estadística bayesiana y la técnica Scan. El análisis multivariado de los indicadores se realizó mediante el modelo de Estimación por Mínimos Cuadrados Ordinarios, considerando $p < 0,05$. **Resultados:** la mortalidad neonatal disminuyó lineal y significativamente durante el período estudiado. Las tasas bayesianas más altas oscilaron entre 16,34 y 18,38 muertes por 1.000 nacidos vivos, especialmente en el Sudeste de Piauí. Hubo asociación negativa entre la mortalidad neonatal y las variables: Tasa de Analfabetismo ($\beta = -0,60$; $p = 0,027$), Cobertura de la Estrategia de Salud de la Familia ($\beta = -2,80$; $p = 0,023$) e Índice de Desarrollo Humano Municipal ($\beta = -0,60$; $p = 0,003$). **Conclusión:** la mortalidad neonatal continúa en descenso y su distribución en el territorio resultó ser irregular. Indicadores socioeconómicos y de salud influyen en la mortalidad neonatal en Piauí.

DESCRIPTORES: Mortalidad Infantil; Epidemiología; Estudios de Series Temporales; Estudios Ecológicos; Análisis Espacial.

INTRODUÇÃO

A Mortalidade Neonatal (MN) consiste na morte de crianças com até 28 dias de vida, sendo considerada um dos indicadores mais sensíveis para a avaliação das condições de acesso aos serviços de saúde e da qualidade da assistência à gestação, ao parto e ao recém-nascido (RN).¹

Nas últimas décadas, a mortalidade infantil no Brasil vem apresentando decréscimo significativo, sobretudo pela redução da mortalidade pós-neonatal (28º dia até um ano de idade), a qual é atribuída à melhoria das condições socioeconômicas e sanitárias da população.² Por outro lado, a mortalidade neonatal vem apresentando redução pouco expressiva, sendo o principal componente da mortalidade no primeiro ano de vida, uma vez que são responsáveis por cerca de 70% dos óbitos nesta faixa etária.³

A mortalidade neonatal apresenta importante disparidade entre as regiões brasileiras, sendo as Regiões Norte e Nordeste detentoras das mais elevadas taxas em comparação às Regiões Sul e Sudeste. Em 2020 o Nordeste, uma das regiões mais pobres do país, apresentou taxa de mortalidade neonatal de 9,4 óbitos por 1.000 nascidos vivos, estando acima da taxa nacional (8,3 óbitos por 1.000 nascidos vivos). Além disso, convém ressaltar que os estados nordestinos possuem, em sua maioria, altas taxas de mortalidade neonatal, entre eles destaca-se o Piauí, que apresentou 9,2 óbitos por 1.000 nascidos vivos em 2020.^{4,5}

Nesse contexto, surge a necessidade de analisar a distribuição da mortalidade neonatal no tempo e no espaço e os fatores associados à sua ocorrência, considerando que os achados podem dar visibilidade ao problema e oferecer subsídios aos gestores para a tomada de

decisões que visem a implantação de ações e o planejamento estratégico para a melhoria da qualidade e acesso aos serviços de saúde, principalmente os materno-infantis. Nessa perspectiva, os estudos ecológicos são de grande interesse, pois permitem a identificação de áreas com maior risco e que necessitam de monitoramento, possibilitando a identificação de padrões atípicos na evolução dos níveis da mortalidade e na estrutura de suas causas.⁶ Em face do exposto, este estudo tem como objetivo analisar a distribuição espacial e temporal da mortalidade neonatal, bem como os fatores associados à sua ocorrência no estado do Piauí no período de 2007 a 2017.

MÉTODO

Trata-se de estudo ecológico, em que foram utilizados dados secundários registrados no Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e no Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC). Os dados foram obtidos no sítio eletrônico do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS).

O presente estudo tem como área geográfica de interesse o estado do Piauí, localizado na região Nordeste do Brasil. O Piauí possui 224 municípios divididos em quatro mesorregiões de desenvolvimento: Norte piauiense, Centro-norte piauiense, Sudeste piauiense e Sudoeste piauiense.⁷

Os dados deste estudo foram coletados em setembro de 2019. Estes se referem aos óbitos de crianças com menos de 28 dias de vida registrados no SIM, segundo o município de residência, e que morreram no período de 2007 a 2017. Além disso, foram consideradas ainda informações sobre os nascimentos registrados no SINASC, os quais subsidiaram o cálculo das taxas de mortalidade neonatal.

As variáveis socioeconômicas e demográficas dos municípios do estado foram obtidas nos sítios eletrônicos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e do DATASUS. Foram coletados 16 indicadores relacionados à renda, trabalho e condições de habitação. Estes indicadores possibilitaram a construção do modelo de regressão linear multivariado Ordinary Least Squares (OLS), o qual objetivou identificar os fatores preditores da mortalidade neonatal.

A variação percentual anual (Annual Percentage Change – APC) foi calculada por meio do software livre Joinpoint Regression Program versão 4.6.0.0 com intervalo de confiança de 95% (IC95%) e nível de significância de 5%. Valores negativos da APC indicam tendência decrescente e valores positivos apontam para uma tendência crescente, enquanto valores não significativos indicam tendência estacionária.

Para o cálculo das taxas brutas médias de mortalidade neonatal de cada município piauiense foi utilizado o software Microsoft Office Excel. Para tanto, empregou-se o método indireto, em que foi considerado como numerador o número total de óbitos neonatais dividido pelo número de anos estudados (onze) e, como denominador, considerou-se a população de nascidos vivos do ano central (2012), multiplicado por 1.000 nascidos vivos. Contudo, visando minimizar a instabilidade das taxas brutas, estas foram suavizadas por meio do método Bayesiano Empírico Local, adotando-se o critério de contiguidade para a matriz de proximidade espacial.⁸

A formação de aglomerados puramente espaciais de óbitos neonatais foi avaliada por meio da técnica estatística espacial de varredura Scan. Para identificar aglomerados de altas taxas de mortalidade neonatal foi empregada uma janela de base circular que correspondeu a 50% da população sob risco, utilizando-se o modelo probabilístico de Poisson e nível de significância de 5%. O método Scan também possibilitou a construção de mapas espaciais do Risco Relativo (RR) para a formação de aglomerados.⁸

O ajuste da variável dependente (taxa de mortalidade neonatal) e independentes (variáveis socioeconômicas) foi realizado através do modelo multivariado Ordinary Least Squares Estimation (OLS). No entanto, o ajuste do modelo de regressão não foi feito para todo o estado do Piauí, mas tão somente para os municípios que se mostraram aglomerados estatisticamente significativos de óbitos neonatais na técnica estatística espacial Scan. Assim, dos 224 municípios piauienses, 17 fizeram parte do cluster primário mais verossímil e 16 do cluster tido como secundário, totalizando 33 municípios incluídos na análise.

Os softwares TerraView v.4.2.2[®] e SatScan v.9.6[®] foram utilizados para o cálculo da estatística bayesiana e da técnica estatística espacial Scan, respectivamente. Enquanto que, os mapas oriundos dessas estatísticas foram elaborados no software QuantumGis v.2.14.17[®]. Já o modelo de regressão OLS foi realizado no software STATA v.12[®].

Foram respeitados todos os aspectos éticos e legais das pesquisas em saúde conforme preconizado pelas Resoluções 466/12 e 510/2016 do Conselho Nacional de Saúde. O projeto do qual este estudo faz parte foi submetido e aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Estadual do Piauí (CEP/UESPI) sob parecer de nº 3.286.819 e CAAE de nº 07558218.7.0000.5209.

RESULTADOS

No Piauí, no período de 2007 a 2017, foram notificados 6.539 óbitos neonatais, sendo a maioria do sexo masculino (n=3.729; 57,0%), raça parda (n=4.517; 83,4%) e com baixo peso (n=4.241; 68,4%). Além disso, constatou-se que a maior proporção de óbitos neonatais se dá entre crianças cujas mães possuíam sete anos de estudo ou menos (n=2.742; 51,0%) e faixa etária de 20 a 29 anos (n=2.943; 48,8%) (Tabela 1).

Quase três em cada cinco crianças nasceram por meio de parto vaginal (n=3.724; 59,7%) e parcela expressiva eram prematuras, uma vez que 67,2% (n=3.885) nasceram de gestações que duraram 36 semanas ou menos. A maioria dos óbitos ocorreu devido às afecções originadas no período perinatal (n=5.419; 81,7%) (Tabela 1).

Tabela 1 - Perfil geral dos óbitos neonatais e características maternas no Piauí, Nordeste brasileiro, de 2007–2017. Parnaíba, PI, Brasil, 2020 (N= 6.539).

| VARIÁVEIS | n | % |
|------------------------------|-------|------|
| Sexo † | | |
| Masculino | 3.729 | 57,0 |
| Feminino | 2.810 | 43,0 |
| Raça/cor ‡ | | |
| Branca | 766 | 14,1 |
| Preta | 123 | 2,3 |
| Amarela | 4 | 0,1 |
| Parda | 4.517 | 83,4 |
| Indígena | 4 | 0,1 |
| Escolaridade da Mãe § | | |
| Nenhuma | 336 | 6,3 |
| 1 a 3 anos | 755 | 14,0 |
| 4 a 7 anos | 1.651 | 30,7 |
| 8 a 11 anos | 2.126 | 39,5 |
| ≥ 12 anos | 514 | 9,5 |
| Idade da Mãe †† | | |
| 10 a 19 | 1.601 | 26,6 |
| 20 a 29 | 2.943 | 48,8 |
| 30 a 39 | 1.302 | 21,6 |
| 40 ou > | 185 | 3,0 |
| Tipo de parto †† | | |
| Vaginal | 3.724 | 59,7 |
| Cesáreo | 2.521 | 40,3 |
| Idade Gestacional §§ | | |

| | | |
|---|-------|------|
| Menos de 22 semanas | 354 | 6,2 |
| 22 a 27 semanas | 1.182 | 20,4 |
| 28 a 31 semanas | 1.160 | 20,1 |
| 32 a 36 semanas | 1.189 | 20,5 |
| 37 a 41 semanas | 1.833 | 31,7 |
| 42 semanas e mais | 64 | 1,1 |
| Peso ao nascer ^{†††} | | |
| Baixo peso | 4.241 | 68,4 |
| Peso insuficiente | 743 | 11,9 |
| Peso adequado | 1.084 | 17,4 |
| Excesso de peso | 142 | 2,3 |
| Capítulo CID-10 ^{###} | | |
| I. Algumas doenças infecciosas e parasitárias | 25 | 0,38 |
| XVI. Algumas afecções originadas no período perinatal | 5.419 | 81,7 |
| XVII. Malformação congênita deformidade e anomalias cromossômicas | 1.098 | 16,6 |
| XVIII. Sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e laboratoriais | 55 | 0,9 |
| XX. Causas externas de morbidade e mortalidade | 13 | 0,2 |
| Outras | 16 | 0,22 |

[†] Foram excluídos 112 casos que constavam o campo sexo como "ignorado".

[‡] Foram excluídos 1.237 casos que constavam o campo raça/cor como "ignorado".

[§] Foram excluídos 1.269 casos que constavam o campo escolaridade da mãe como "ignorado".

^{††} Foram excluídos 620 casos que constavam o campo idade da mãe como "ignorado".

^{‡‡} Foram excluídos 406 casos que constavam o campo tipo de parto como "ignorado".

^{§§} Foram excluídos 22 casos que constavam o campo idade gestacional como "ignorado".

^{†††} Foram excluídos 441 casos que constavam o campo peso ao nascer como "ignorado".

^{###} Foram excluídos 25 casos que constavam o campo capítulo CID-10 como "ignorado".

Figura 1 - Tendência temporal por JoinPoint dos óbitos neonatais no Piauí de 2007-2017. Parnaíba, PI, Brasil, 2020.

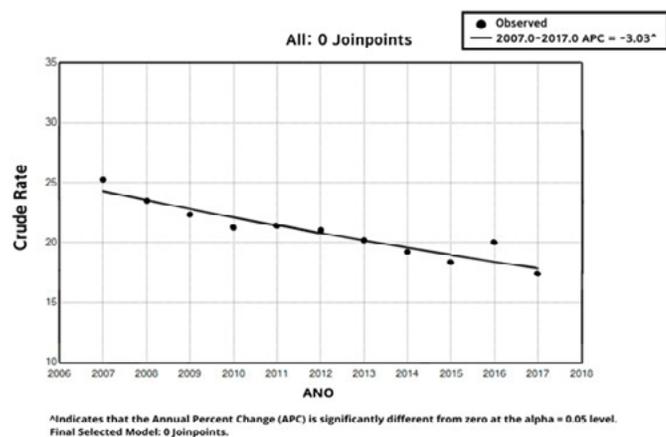


Figura 2 - Distribuição espacial da taxa de incidência bruta (A) e da taxa de mortalidade bayesiana (B). Risco relativo (C) e Aglomerados de mortalidade neonatal (D). Parnaíba, PI, Brasil, 2020

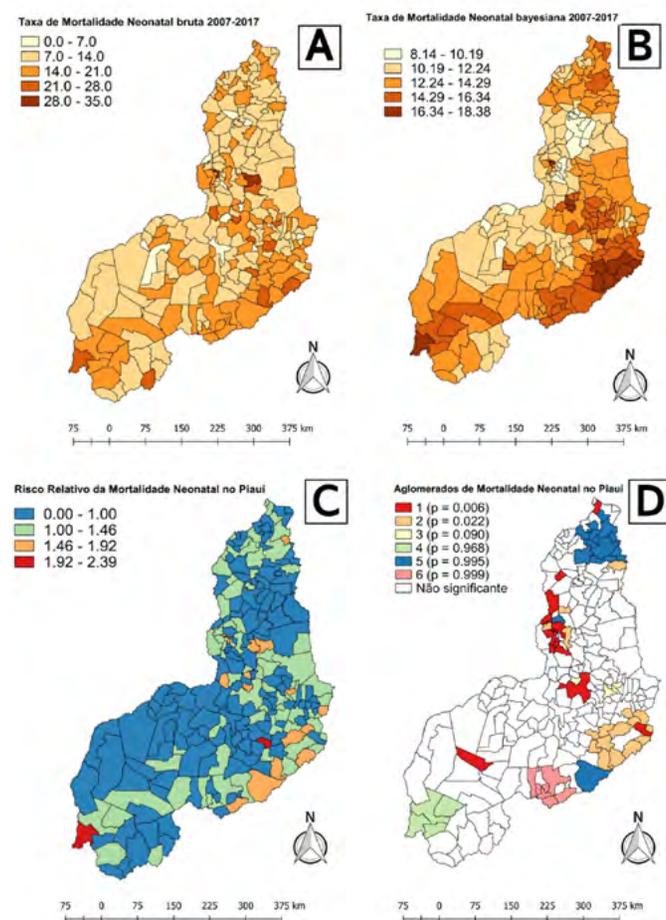


Tabela 2 - Aglomerados espaciais de óbitos neonatais no Piauí definidos pela estatística de varredura puramente espacial. Parnaíba, PI, Brasil, 2020.

| Cluster | Nº de Municípios | Raio (Km) | Nº de Casos | Nº Esperado de casos | RR † | LLR ‡ | Valor de p |
|---------|------------------|-----------|-------------|----------------------|------|-------|------------|
| 1 | 17 | 66,44 | 2.381 | 2.210,14 | 1,12 | 9,79 | 0,006 |
| 2 | 16 | 99,85 | 254 | 194,37 | 1,31 | 8,60 | 0,022 |
| 3 | 4 | 15,85 | 220 | 169,71 | 1,30 | 7,00 | 0,090 |
| 4 | 4 | 78,46 | 79 | 59,02 | 1,34 | 3,08 | 0,969 |
| 5 | 13 | 72,95 | 345 | 304,597 | 1,39 | 2,69 | 0,995 |
| 6 | 7 | 49,75 | 176 | 148,09 | 1,19 | 2,53 | 0,999 |

† RR: Risco relativo para o cluster comparado ao resto do estado.

‡ LLR: Teste da razão de verossimilhança logarítmica.

A mortalidade neonatal caiu de 14,4 óbitos por mil nascidos vivos em 2007 para 10,4 óbitos por mil nascidos vivos em 2017. A análise por Joinpoint demonstra que essa redução ocorreu de forma linear e significativa ($p < 0,05$) com queda de 3,0% ao ano para todo o período analisado.

O mapa da taxa de mortalidade neonatal bruta (Mapa A) apresenta dispersão irregular, sem demonstrar um padrão espacial aparente. Diante desta instabilidade, a suavização bayesiana gerou indicadores corrigidos mais estáveis e que apresentaram padrão regional mais claro da mortalidade neonatal com a extinção de municípios com taxa igual a zero. Assim, o mapa B mostra que a maioria dos municípios apresentaram taxas que variaram de 12,24 a 14,29 óbitos por 1.000 nascidos vivos. Alguns municípios, concentrados especialmente no Sudeste do estado, apresentaram as maiores taxas (16,34 a 18,38 óbitos por 1.000 nascidos vivos) (Figura 2).

No mapa C, os municípios representados em azul possuem risco relativo para o óbito neonatal inferior ao risco relativo observado para todo o Piauí. De forma contrária, os municípios destacados nas demais cores possuem risco relativo superior. Em vermelho destacam-se dois municípios: Barreiras do Piauí e Bela Vista do Piauí, os quais apresentam de 1,92 a 2,39 vezes mais risco de óbito neonatal em comparação aos demais municípios piauienses (Figura 2).

O Mapa D evidencia dois clusters com significância estatística ($p < 0,05$). O cluster primário ($p = 0,006$), isto é, aquele que possui a menor probabilidade de ter ocorrido ao acaso, incluiu 17 municípios (em vermelho). Entre eles destacam-se Teresina, São Pedro do Piauí, Monsenhor Gil, Parnaíba e Oeiras. O segundo aglomerado formado, embora seja secundário, também apresentou significância estatística ($p = 0,022$), abrangendo 16 municípios (em laranja).

A Tabela 2 apresenta as informações detalhadas dos aglomerados de óbitos definidas pela estatística de varredura Scan puramente espacial. O cluster primário possui raio de 66,44 km

e seus municípios possuem em média 1,12 vezes mais risco de ocorrência de óbito neonatal.

O ajuste ao modelo de regressão multivariado mostra que o conjunto das variáveis selecionadas foi capaz de explicar parcialmente a variabilidade (R^2) da mortalidade neonatal em 33,73%. As variáveis independentes investigadas que apresentaram associação negativa com a mortalidade neonatal no modelo final foram: Taxa de analfabetismo ($\beta = -0,60$; $p = 0,027$), Cobertura da ESF ($\beta = -2,80$; $p = 0,023$) e IDHM ($\beta = -0,60$; $p = 0,003$) (Tabela 3).

Tabela 3 - Modelo final de Regressão Linear Múltipla (Ordinary Least Squares) dos fatores associados à mortalidade neonatal nos municípios piauienses que se mostraram aglomerados do problema. Piauí, Brasil, 2007-2017.

| Variáveis Independentes† | Mortalidade Neonatal | | |
|--------------------------|--------------------------|--------------------|------------|
| | Coefficiente (β) | IC 95% | Valor de p |
| Constante | 122,33 | (118,87 – 619,27) | 0,005 |
| Taxa de analfabetismo | -0,60 | (-1,13 – -0,07) | 0,027 |
| Cobertura ESF | -2,80 | (-5,18 – -0,42) | 0,023 |
| IDHM | -97,50 | (-157,77 – -37,22) | 0,003 |

† Coeficiente de determinação (R^2) = 0,3373.

DISCUSSÃO

Neste estudo a maioria dos óbitos neonatais foram registrados entre recém-nascidos do sexo masculino, com baixo peso ao nascer, prematuros e cujas mães tinham baixa escolaridade e faixa etária de 20 a 29 anos, o que está em consonância com estudos realizados em outros contextos brasileiros.^{9,10} Além disso, o fato da maioria dos óbitos serem da raça parda expõe em partes a influência que as diferenças étnicas têm sobre as condições de nascimento e sobrevivência dos recém-nascidos, visto que esta população tende a possuir características maternas desfavoráveis associadas, como baixa renda e maiores dificuldades no acesso aos serviços de saúde.^{11,12}

A tendência decrescente da mortalidade neonatal ao longo dos anos estudados no Piauí pode estar associado às políticas de saúde implementadas, principalmente no que concerne às ações de saúde materno-infantil que iniciaram no estado em 2011 por ocasião da implantação das primeiras etapas da Rede Cegonha.^{13,14} Estudo que avaliou o impacto da Rede Cegonha na mortalidade infantil em Pernambuco após a sua implantação demonstrou decréscimo significativo nas taxas de mortalidade neonatal, sendo a redução mais acentuada no componente neonatal precoce.¹⁴

Investigações apontam como resultado da implantação da Rede Cegonha, a melhoria da assistência pré-natal com o aumento do número de gestantes que realizaram sete consultas.^{13,14} Em consequência disso, a tendência de queda dos óbitos neonatais também se repetiu em Rio Branco, capital do Acre, onde a taxa de mortalidade neonatal reduziu 4,73% ao ano, de 1998 a 2016.^{22,15} bem como no município de Lagarto, em Sergipe, onde se observou redução significativa de 5,79% na mortalidade neonatal precoce e de 10,3% na tardia.¹⁶

Os resultados deste estudo evidenciaram a distribuição desigual da mortalidade neonatal no território piauiense. O mapa demonstra que os municípios com as maiores taxas estão localizados no Sudeste do estado. De maneira geral, os municípios que compõem o Sudeste piauiense são pequenos, possuem baixo IDHM e densidade populacional e poucos estabelecimentos de saúde.¹⁷

Foi observada a formação de aglomerados de mortalidade neonatal em Teresina e Parnaíba, caracterizados por serem os dois municípios mais populosos do Piauí e referências macrorregionais de saúde de média e alta complexidade para o Centro-norte e Norte do estado.¹⁷ Essa situação pode ser explicada pela maior densidade demográfica local, pela disponibilidade de centros especializados de atendimento materno-infantil e em neonatologia e à maior concentração de partos nessas cidades. Estes fatos favorecem o possível preenchimento incorreto do campo residência da mãe, com o endereço de ocorrência do parto podendo ser registrado como residência.¹⁸

É importante considerar ainda que o Piauí possui grande extensão territorial e baixa densidade demográfica, o que dificulta a homogeneidade da cobertura dos serviços de saúde.

Essa fragilidade nas estruturas locais dos serviços torna a capital, Teresina, referência para toda população do estado, fato que acaba sobrecarregando o sistema e pode refletir na redução da qualidade da assistência perinatal oferecida.¹⁸

Nesse estudo o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) apresentou-se como fator de proteção para a ocorrência do óbito neonatal no Piauí. Este mesmo resultado também é apresentado em outros estudos que reforçam a estreita associação das condições socioeconômicas com a mortalidade neonatal.^{6,18} Na África Subsaariana, por exemplo, uma criança apresenta 10 vezes mais chances de morrer no primeiro mês de vida do que uma criança nascida em um país com maiores índices de desenvolvimento.¹⁹ Logo, esse dado expõe a desigualdade na distribuição da renda no estado, revelando a necessidade de implementação e avaliação de políticas públicas voltadas à garantia da equidade socioeconômica nessa região.

Durante o período estudado identificou-se associação negativa entre o analfabetismo e a mortalidade neonatal. Esse resultado deve ser interpretado com cautela, tendo em vista que a educação materna é um indicador indireto da condição socioeconômica da família e preditor de risco para a mortalidade infantil.^{12,20,21} As regiões com maiores níveis educacionais estão localizadas nas regiões mais desenvolvidas e, possivelmente, com melhores sistemas de notificação do óbito. Enquanto isso, áreas mais pobres com níveis mais altos de analfabetismo podem ter altas taxas de mortalidade não registradas devido a subnotificação dos óbitos.²²

A associação negativa entre a mortalidade neonatal e a cobertura da ESF encontrada nesta investigação evidencia a relevância dos investimentos na qualidade dos serviços de saúde no nível primário de atenção. Essa relação pode ser explicada pela importância do acompanhamento pré-natal oferecido pela atenção básica, ação indispensável para a manutenção da saúde e vitalidade do recém-nascido.² Pesquisa realizada no Paraná demonstrou que as mulheres que realizaram menos de sete consultas pré-natal tiveram maiores chances para a ocorrência de óbito neonatal quando comparadas as que realizaram sete ou mais consultas.^{14,23}

As ações executadas na Estratégia Saúde da Família (ESF) tais como o pré-natal, a puericultura, a vacinação e as orientações sobre aleitamento materno contribuem para a redução da mortalidade neonatal e para o aumento da expectativa de vida do recém-nascido. Além disso, a implantação da ESF melhora a acessibilidade da mulher e da criança aos serviços de saúde e o desenvolvimento de vínculo com os profissionais, contribuindo para a prevenção de complicações na gestação e o monitoramento das situações de risco para o óbito neonatal.²⁴

A principal limitação desse estudo se refere ao uso de dados secundários, que dependem da fidedignidade e da completude do preenchimento da declaração de óbito e de nascido vivo. A exemplo disso, podemos observar a elevada quantidade de variáveis com respostas ignoradas, o que dificulta uma análise mais fidedigna do problema estudado.

CONCLUSÃO

A mortalidade neonatal no estado do Piauí apresentou tendência decrescente no período de 2007 a 2017. A maioria dos óbitos ocorreu entre crianças do sexo masculino, nascidos via parto vaginal, raça parda, com baixo peso ao nascer, prematuros, filhos de mães com faixa etária de 20 a 29 anos e com até sete anos de estudo. A principal causa dos óbitos foram as afecções relacionadas ao período perinatal. A distribuição dos óbitos se mostrou irregular entre os municípios piauienses, com altas taxas no Sudeste do estado e aglomerados de mortalidade na capital e em outras grandes cidades referência em assistência materno-infantil.

A mortalidade neonatal no Piauí encontra-se associada ao baixo IDHM e a baixa cobertura da ESF. Essa relação reforça a forte influência que as condições socioeconômicas e de assistência à saúde têm sobre a expectativa de vida dos recém-nascidos e expõe novamente a necessidade de se priorizar ações direcionadas ao desenvolvimento social e econômico das áreas mais vulneráveis. Assim, fica evidente a importância de desenvolver estratégias de fortalecimento das ações da Atenção Primária à Saúde por meio da melhoria do pré-natal e acompanhamento do crescimento e desenvolvimento infantil.

REFERÊNCIAS

1. Tessema ZT, Tamirat KS, Teshale AB, Tesema GA. Prevalence of low birth weight and its associated factor at birth in Sub-Saharan Africa: A generalized linear mixed model. *PloS one*. [internet]. 2021 [acesso em 05 jan 2021]; 16(3): e0248417. Disponível em: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0248417>
2. Prezotto KH, Oliveira RR, Pelloso SM, Fernandes CAM. Trend of preventable neonatal mortality in the States of Brazil. *Rev. Bras. Saude Mater. Infant.* [internet]. 2021 [acesso 25 fev 2022]; 21(1): 291-299. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1806-93042021000100015>
3. Sala A, Luppi CG. Trend of preventable deaths up to the 6th day of life in the state of São Paulo – 2008 to 2017. *Rev Saude Publica*. [internet]. 2020 [acesso em 25 fev 2022]; 54. Disponível em: <https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2020054002309>
4. Ministério da Saúde (BR). Departamento de Informática do SUS. Banco de dados do Sistema único de saúde. [internet] Brasília: Ministério da Saúde; 2020 [acesso em 25 fev 2020]. Disponível em: <https://datasus.saude.gov.br/informacoes-de-saude-tabnet/>
5. Ferreira TLS, Costa KTS, Andrade FB. Mortalidade infantil no Brasil, 2007 a 2016. *O Mundo da Saúde*. [internet]. 2021 [acesso em 25 fev 2022]; 45(s/n):273-282. Disponível em: <https://doi.org/10.15343/0104-7809.202145273282>
6. Costa-Nobre DT, Kawakami MD, Areco KCN, Sanudo A, Balda RCX, Marinonio ASS, et al. Clusters of cause specific neonatal mortality and its association with per capita gross domestic product: A structured spatial analytical approach. *PloS one*, [internet]. 2021 [acesso em 10 mar 2022]; 16(8): e0255882. Disponível em: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0255882>
7. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Cidades e Estados. [internet]; 2021 [acesso em 20 fev 2022]; Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/cidades-e-estados>
8. Ministério da Saúde (BR). Abordagens espaciais na saúde pública. Brasília, DF(BR): MS, 2006 [acesso 2021 Ago 10]; Disponível em: https://bvsmms.saude.gov.br/bvs/publicacoes/serie_geoproc_vol_1.pdf
9. Araujo VMG, Silva JS, Silva CLB, Costa MSO, Costa EC, Frias PG, et al. Fatores associados ao óbito neonatal de mães adolescentes. *Rev. Bras. Saúde Mater. Infant.* [internet]. 2021 [acesso em 10 mar 2022]; 21:805-815. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1806-93042021000300005>
10. Batello GVVAT, Schermann LB. Fatores de risco para mortalidade infantil em Palmas/TO. *Aletheia*. [internet]. 2013 [acesso em 12 ago 2021]; 41: 67-80. Disponível em: http://pepsic.bvsalud.org/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1413-03942013000200006#:~:text=O%20peso%20ao%20nascido%20C%20Apgar,Palmas%20FTO%20no%20presente%20estudo
11. Theophilo RL, Rattner D, Pereira ÉL. Vulnerabilidade de mulheres negras na atenção ao pré-natal e ao parto no SUS: análise da pesquisa da Ouvidoria Ativa. *Cien. Saude Colet.* [internet]. 2018 [acesso em 20 ago 2021]; 23(11):3505-3516. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1413-812320182311.31552016>
12. Mulu GB, Gebremichael B, Desta KW, Kebede MA, Aynalem YA, Getahun MB. Determinants of Low Birth Weight Among Newborns Delivered in Public Hospitals in Addis Ababa, Ethiopia: Case-Control Study. *Pediatr Heal Med Ther.* [internet]. 2020 [acesso em 10 fev 2022]; 11:119-126. Disponível em: <https://doi.org/10.2147/PHMT.S246008>

13. Bugelli A, Silva RB, Dowbor L, Sicotte C. Health capabilities and the determinants of infant mortality in Brazil, 2004–2015: an innovative methodological framework. *BMC Public Health*. [internet]. 2021 [acesso em 23 fev 2022]; 21:831. Disponível em: <https://doi.org/10.1186/s12889-021-10903-9>
14. Barros MCS, Silva RCR, Santos LM, Figueredo EVN, Santos CTO, Carvalho AA, et al. Rede Cegonha and its impacts on births in a region of northeastern Brazil. *Research, Society and Development*. [internet]. 2021 [acesso em 10 mar 2022]; 10(3): e30810313166. Disponível em: <https://doi.org/10.33448/rsd-v10i3.13166>
15. Ramalho AA, Andrade AM, Martins FA, Koifman RJ. Tendência da mortalidade infantil no município de Rio Branco, AC, 1999 a 2015. *Rev Saude Publica*. [internet]. 2018 [acesso em 25 fev 2022]; 52. Disponível em: <https://doi.org/10.11606/S1518-8787.2018052000280>
16. Santos RJ, Lima SVMA, Santos MB, Santos AD. Tendências Temporais da Mortalidade no Município de Lagarto, Nordeste do Brasil. *R Pesq Cuid Fundam*. [internet]. 2019 [acesso em 10 mar 2022]; 11(5):1155-1160. Disponível em: <https://doi.org/10.9789/2175-5361.2019.v11i5.1155-1160>
17. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Departamento da População e Indicadores Sociais. Tábua Completa de Mortalidade. [internet]. Rio de Janeiro, RJ(BR): IBGE; 2017 [acesso em 22 nov 2019]. Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/3834>
18. Pinheiro AC, Matos SCC, Silva ZM, Medeiros LC. Perfil Epidemiológico Da Mortalidade Neonatal No Estado Do Piauí, Brasil. *Revista Ciência Plural*. [internet]. 2020 [acesso em 15 mar 2022]; 1-17. Disponível em: <https://doi.org/10.21680/2446-7286.2020v6n1ID21182>
19. United Nations International Children's Emergency Fund (UNICEF). Levels & Trends in Estimates developed by the UN Inter-agency Group for Child Mortality Estimation United Nations Child Mortality. WHO, UNICEF [internet]. 2020 [acesso em 20 mar 2022]. 2020. ISBN: 978-92-806-5147-8. Disponível em: <https://www.unicef.org/reports/levels-and-trends-child-mortality-report-2020>
20. Ratnasiri AWG, 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*. [internet]. 2020 [acesso em 10 fev 2022]; 15(8):e0236877. Disponível em: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0236877>
21. Lima ASR, Coelho MMF, Silva CF, Menezes LCG. Mortalidade infantil no nordeste brasileiro: 2000 a 2014. *Extensão em Ação*. [internet]. 2020 [acesso em 10 mar 2022]; 2(18). Disponível em: <https://doi.org/10.32356/exta.v2.n18.31109>
22. Fonseca SC, Flores PVG, Junior KRC, Pinheiro RS, Coeli CM. Maternal education and age: inequalities in neonatal death. *Rev Saude Pública*. [internet]. 2017 [acesso em 10 fev 2022]; 51. Disponível em: <https://doi.org/10.11606/S1518-8787.2017051007013>
23. Migoto MT, Oliveira RP, Silva AMR, Freire MHS. Mortalidade neonatal precoce e fatores de risco: estudo caso-controle no Paraná. *Rev Bras Enferm*. [internet] 2018 [acesso em 21 fev 2022]; 71(5):75-86. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1590/0034-7167-2016-0586>
24. Dixis PF, Gomes de AAP. Atenção pré-natal e contexto social de usuárias da Estratégia Saúde da Família em municípios do estado da Paraíba, Brasil. *Rev. Cienc. Salud*. [internet]. 2021 [acesso em 25 fev 2022]; 19(2):55-78. Disponível em: <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/revsalud/a.10600>