

Mortalidade materna no Nordeste do Brasil, 2009-2019: distribuição espacial, tendência e fatores associados

Ianne Vitória Gomes Oliveira¹, Thatiana Araújo Maranhão¹, George Jó Bezerra Sousa²,
Taynara Lais Silva³, Maria Izabel Félix Rocha¹, Maria Madalena Cardoso da Frota¹,
Thalis Kennedy Azevedo de Araujo¹, Maria Lúcia Duarte Pereira⁴

¹Universidade Estadual do Piauí, Curso de Enfermagem, Parnaíba, PI, Brasil

²Secretaria da Saúde do Estado do Ceará, Fortaleza, CE, Brasil

³Universidade Federal do Ceará, Programa de Pós-Graduação em Saúde Pública, Fortaleza, CE, Brasil

⁴Universidade Estadual do Ceará, Programa de Pós-Graduação em Cuidados Clínicos em Enfermagem e Saúde, Fortaleza, CE, Brasil

RESUMO

Objetivo: Analisar o padrão espaço-temporal e fatores associados à mortalidade materna, no Nordeste brasileiro, de 2009 a 2019. **Métodos:** Estudo ecológico, com método *joinpoint*, para análise temporal, testes de autocorrelação espacial e varredura *scan* para identificar aglomerados, utilizando-se modelos de regressão pelos métodos de mínimos quadrados ordinários e de regressão espacial geograficamente ponderado, para identificar fatores associados (p-valor < 0,05). **Resultados:** A mortalidade materna diminuiu 1,5% ao ano (IC_{95%} -2,5;-0,5; p-valor = 0,009), observaram-se aglomerados de óbitos, principalmente nos estados do Piauí e Maranhão, variáveis associadas à razão de mortalidade materna foram índice de Gini ($\beta = 105,72$; p-valor < 0,001), índice de desenvolvimento humano municipal ($\beta = 190,91$; p-valor = 0,001), renda *per capita* ($\beta = -0,08$; p-valor = 0,001), Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal-Saúde ($\beta = -51,28$; p-valor < 0,001) e esperança de vida ao nascer ($\beta = -3,50$; p-valor < 0,001). **Conclusão:** E mortalidade materna reduziu-se no período, com concentração de óbitos no Piauí e Maranhão; os indicadores socioeconômicos associaram-se a maior mortalidade na região.

Palavras-chaves: Mortalidade Materna; Estudos Ecológicos; Análise Espacial; Estudos de Séries Temporais.

INTRODUÇÃO

A morte materna é definida como o óbito de mulheres durante o período gestacional, parto e puerpério, ou até 42 dias após o desfecho da gestação, independentemente da duração ou da localização da gravidez. O óbito materno resulta de decisões tomadas em relação à gestação, ou de fatores relacionados ou agravados por ela, como hipertensão gestacional, hemorragias graves, infecções, complicações decorrentes do parto, abortos inseguros ou problemas associados a agravos adquiridos durante a gravidez, a exemplo da malária e da infecção pelo vírus da imunodeficiência humana, ou *human immunodeficiency virus* (HIV). Trata-se de fatores cuja origem se encontra em causas obstétricas, diretas e indiretas, não acidentais.^{1,2}

A razão de mortalidade materna (RMM), expressa pelo quantitativo de óbitos maternos por 100 mil nascidos vivos (NVs) em determinado local, é o indicador que, além de avaliar a qualidade da atenção à saúde da mulher, permite realizar comparações seriadas desse evento. Desse modo, RMM elevada está associada a baixa qualidade da atenção à saúde da mulher durante o ciclo gravídico-puerperal.³

Ademais, a RMM reflete as condições de vida – sociais, econômicas e culturais – que impactam a saúde de determinada população. A relação do indicador com tais determinantes é exemplificada por dados da África Subsaariana, onde se encontravam os menores índices de desenvolvimento humano (IDHs) do planeta e, ao mesmo tempo, uma concentração de 70% das mortes maternas no mundo, em 2020; e como se pode esperar, a confirmação de uma RMM muito elevada.^{4,5}

Um dos Objetivos de Desenvolvimento do Milênio (ODMs), estabelecidos pela Organização das Nações Unidas (ONU) em 2000, foi reduzir a RMM em 75% no período de 1990 a 2015. Contudo, a maioria dos países do mundo não cumpriu essa meta; inclusive o Brasil,

Contribuições do estudo	
Principais resultados	Houve diminuição da mortalidade materna no Nordeste do Brasil, de 2009 a 2019. Os óbitos concentraram-se principalmente nos estados do Piauí e Maranhão. Cinco indicadores socioeconômicos estiveram associados a maior mortalidade na região.
Implicações para os serviços	Para manter a tendência de redução da mortalidade materna no Nordeste brasileiro, é mister reduzir as desigualdades sociais e ampliar o acesso aos serviços de saúde, principalmente no âmbito da Atenção Primária.
Perspectivas	São necessárias políticas públicas visando ampliar os serviços de saúde em geral e os de atenção integral à saúde das mulheres, no Sistema Único de Saúde, especialmente àquelas vivendo em contextos de maior vulnerabilidade social.

que reduziu a RMM em apenas 57,7%.⁶ Diante disso, uma nova agenda de compromissos foi negociada pelos 193 Estados-membros da ONU e formalizada em 25 de setembro de 2015: a Agenda 2030 para o Desenvolvimento Sustentável, que contempla a saúde materna em seu terceiro Objetivo de Desenvolvimento Sustentável (ODS), segundo o qual compete aos países “cumprir a meta de reduzir a mortalidade materna para menos de 70 mortes por 100 mil nascidos vivos até 2030”.³ Trata-se de um desafio para o qual se fazem necessários intenso comprometimento e investimentos do poder público.

No território brasileiro, a região Nordeste se destaca negativamente. Em 2020, o estado de Pernambuco, tão somente, apresentava uma RMM menor que a média nacional (74,7 óbitos/100 mil NVs). Por sua vez, os estados do Maranhão e Piauí apresentaram os maiores

coeficientes da região (109 e 101 óbitos/100 mil NVs, respectivamente).⁷ O fato de os estados do Nordeste com maior RMM serem justamente aqueles com menor renda *per capita* no país⁸ aponta para a influência desse determinante socioeconômico na ocorrência de óbito materno.

A RMM é um indicador utilizado nas análises epidemiológicas que mensuram as tendências e desigualdades espaciais de forma a facilitar a compreensão da dinâmica da mortalidade materna no território. A análise desse coeficiente também possibilita comparações entre municípios, estados e países, seja contribuindo para o conhecimento do desempenho socioeconômico e dos níveis de saúde da população, seja servindo de informação para o planejamento, gestão e avaliação das estratégias da assistência à saúde da mulher.⁹

O presente estudo teve por objetivo analisar o padrão espaço-temporal e os fatores associados à mortalidade materna no Nordeste do Brasil, no período de 2009 a 2019.

MÉTODOS

Desenho do estudo

Trata-se de estudo ecológico, de análise da tendência temporal e da distribuição espacial da mortalidade materna e sua relação com indicadores socioeconômicos, utilizando-se o município como unidade de análise. De acordo com o Censo Demográfico de 2010, realizado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), naquele ano, o Nordeste brasileiro possuía 53.078.137 habitantes, 28% da população residente no país, distribuídos entre 1.794 municípios dos nove estados da região: Alagoas, Bahia, Ceará, Maranhão, Paraíba, Pernambuco, Piauí, Rio Grande do Norte e Sergipe.¹⁰

Participantes

Foram analisados dados secundários de domínio público, sobre os óbitos maternos

ocorridos no Nordeste, no período de 2009 a 2019. Os dados desses óbitos foram extraídos do *site* do Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (Datasus) em novembro de 2020. As informações que subsidiaram os cálculos da RMM, disponíveis no Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e no Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (Sinasc), estão registradas nas Declarações de Nascimento Vivo (DNVs) e Declarações de Óbito (DOs).

Variáveis

Foram analisadas as seguintes variáveis.

- a) Sociodemográficas maternas (categóricas):
 - faixa etária (em anos completos: 10 a 14; 15 a 19; 20 a 29; 30 a 39; 40 a 49; 50 a 59);
 - escolaridade (em anos de estudo completos: nenhum; 1 a 3; 4 a 7; 8 a 11; 12 ou mais);
 - raça/cor da pele (branca; amarela; preta; parda; indígena; ignorada);
 - local de ocorrência do óbito (hospital; domicílio; via pública; outro estabelecimento de saúde; outros; ignorado); e
 - estado civil (solteira; casada; viúva; separada judicialmente; outro; ignorado);
- b) Causas do óbito, codificadas no capítulo XV (Complicações da gravidez, parto e puerpério) da Décima Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde (CID-10), correspondentes aos códigos O00-O99, exceto os códigos O96 e O97, além dos códigos B20-B24, D39.2, E23.0, M83.0, A34 e F53.
- c) Indicadores socioeconômicos:
 - índice de desenvolvimento humano municipal (IDHM), que mensura os índices de renda, educação e longevidade, a variar de 0 a 1;
 - índice de Gini da renda domiciliar *per capita*, que mensura o nível de concentração de renda, a variar de 0 a 1;
 - esperança de vida ao nascer (número médio de anos de vida esperados para um recém-nascido);

- taxa de analfabetismo (%) entre pessoas com 18 ou mais anos de idade;
- percentual (%) de pessoas com 18 ou mais anos de idade e ensino fundamental completo;
- percentual (%) de vulneráveis à pobreza;
- renda *per capita* em reais (R\$); e
- Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal-Saúde (IFDM), em sua dimensão Saúde, obtido no *site* da Federação de Indústrias do Estado do Rio de Janeiro (Firjan), que varia de 0 a 1.¹¹

Em relação ao preenchimento das variáveis, utilizou-se a completude como parâmetro de avaliação. A completude de um sistema de informações ou de uma variável-categoria específica de registro é boa quando superior ou igual a 75,1%; regular, quando varia de 75,0% a 50,1%; baixa, de 50,0% a 25,1%; e muito baixa, quando igual ou inferior a 25,0%.¹²

Fonte de dados e mensuração

Os dados sociodemográficos dos óbitos maternos foram obtidos no *site* do Datasus, enquanto as informações demográficas e indicadores socioeconômicos dos municípios resultaram de consulta aos registros do Censo Demográfico de 2010.¹⁰ Todos os indicadores socioeconômicos, assim como os números absolutos dos óbitos maternos e da população em cada ano estudado, foram reunidos em um banco de dados único, utilizando-se o *software* Microsoft Office Excel; e agregados por município, com seu respectivo geocódigo. Os indicadores socioeconômicos foram acessados nos portais do IBGE e do Datasus.

Métodos estatísticos

Inicialmente, realizou-se a análise da tendência temporal da mortalidade materna no Nordeste. Os dados brutos dos óbitos, para cada ano da série, foram tabulados em planilha Excel, e posteriormente importados para o *software* livre Joinpoint Regression Program

em sua versão 4.6.0.0[®], visando a análise linear segmentada da série temporal, também conhecida como regressão por pontos de inflexão. Este método permite testar se um ou mais segmentos de curva de tendência temporal, separada por pontos de inflexão, indica mudança na tendência da mortalidade, opondo-se à hipótese nula de que nenhum ponto deve ser adicionado ao modelo.¹³

Os resultados da aplicação do Joinpoint Regression Program estimam a variação percentual anual (VPA) da tendência investigada, bem como seu intervalo de confiança de 95% (IC_{95%}), considerando-se p-valor < 0,05. Para tanto, os coeficientes são calculados no próprio programa, selecionando-se o número total de óbitos como numerador e a população de NVs do ano escolhido como denominador, multiplicado por 100 mil NVs. Valores negativos de VPA apontam para tendência decrescente, enquanto valores positivos indicam tendência crescente; os valores não significativos da VPA (p-valor > 0,05) indicam ausência de variação da tendência, ou tendência estacionária.¹³

Dois tipos de taxas foram calculados e mapeados, para a descrição da mortalidade materna nos municípios. Inicialmente, calculou-se a RMM bruta média utilizando-se a padronização pelo método indireto: no numerador, constou o número total de óbitos maternos do período 2009-2019, dividido pelo total de anos estudados (11 anos), e no denominador, o número de NVs da população de cada município nordestino do ano central (2014), multiplicado por 100 mil NVs.¹⁴ Contudo, a alta instabilidade das taxas brutas em territórios com populações pequenas mostrou-se um obstáculo. Assim, procedeu-se ao cálculo da RMM suavizada pelo método bayesiano empírico local, que minimiza a instabilidade dos valores da razão bruta e corrige flutuações aleatórias. Este método é importante porque utiliza dados dos municípios próximos, para prever o risco de um evento em determinado território.¹⁵

Com o propósito de testar a hipótese de dependência espacial, calculou-se o índice de Moran global. Uma vez identificada a autocorrelação espacial global, procedeu-se ao cálculo do índice de Moran local [Local Index Spatial Analysis (LISA)] para identificar aglomerados espaciais e mensurar o grau de associação espacial em cada município. Os resultados foram representados pelo mapa de Moran, em que padrões alto/alto e baixo/baixo indicam pontos de associação espacial positiva, implicando vizinhos com valores semelhantes. Já os padrões alto/baixo e baixo/alto indicam pontos de associação espacial negativa, demonstrando localizações vizinhas com valores diferentes.^{15,16} O mapa LISA constata a significância estatística dos aglomerados, considerando-se p -valor $< 0,05$.¹⁵

A técnica estatística espacial de varredura *scan* puramente espacial também foi utilizada para identificar aglomerados espaciais e o risco relativo (RR) da mortalidade. Valores de $RR > 1$ indicam que o risco de mortalidade na área é superior ao risco da região como um todo.¹⁵

Por fim, a análise dos indicadores socioeconômicos associados à mortalidade materna foi realizada utilizando-se o modelo de regressão não espacial de mínimos quadrados ordinários (MQO). Em seguida, os indicadores socioeconômicos que demonstraram significância estatística (p -valor $< 0,05$) no modelo MQO foram inseridos em um modelo de regressão espacial geograficamente ponderado, ou *geographically weighted regression* (GWR).¹⁵

O resultado da regressão GWR é apresentado em dois mapas temáticos, para cada indicador socioeconômico: um mapa para o valor do coeficiente de regressão e outro mapa representativo da significância estatística de cada município, considerando-se p -valor $< 0,05$.¹⁵

Como parâmetros de comparação entre os modelos MQO e GWR e escolha daquele com o melhor ajuste, considerou-se o critério de informação de Akaike (AIC) e o coeficiente de determinação (R^2): quanto menor é o valor do AIC e quanto maior é o valor do R^2 , melhor é o ajuste do modelo.¹⁵

A utilização do *software* TerraView v.4.2.2[®] possibilitou o cálculo da estatística bayesiana e da autocorrelação espacial (índices de Moran global e local). Para a varredura *scan*, fez-se uso do *software* SatScan v.9.6[®]. Já a regressão não espacial MQO foi realizada com a aplicação do *software* Stata 12[®]; e a regressão espacial GWR, com o *software* GWR4.0.9[®]. Os mapas foram criados tendo por base o *software* QGis v.2.14.17[®].

Aspectos éticos

Por utilizar apenas dados secundários, de domínio público, não foi necessária a submissão do projeto do estudo à apreciação de um Comitê de Ética em Pesquisa (CEP).

RESULTADOS

Foram registrados 6.232 óbitos maternos na região Nordeste, no período de 2009 a 2019. A maior proporção desses óbitos correspondeu a mulheres na faixa etária de 20 a 29 anos ($n = 2.517$; 40,3%), à raça/cor da pele parda ($n = 4.136$; 66,3%), ao estado civil de solteira ($n = 2.993$; 48,0%) e ao grau de escolaridade de 4 a 11 anos de estudo ($n = 3.329$; 53,4%). O hospital foi o local de maior ocorrência dos óbitos maternos ($n = 5.566$; 89,3%).

As principais causas de morte materna foram as afecções classificadas em outra parte ($n = 1.711$; 27,8%) e edema, proteinúria e transtornos hipertensivos da gravidez, parto e puerpério ($n = 1.508$; 24,5%). Quanto ao preenchimento das variáveis, a maior completude foi observada na variável “faixa etária” (99,9%) e a menor na variável “escolaridade” (78,1%). Consideradas todas as variáveis, encontrou-se média de 91,9% de completude, considerada boa (dados não apresentados em tabela).

A média da RMM, na série temporal analisada, foi de 68,0 óbitos por 100 mil NVs. A Tabela 1 apresenta a VPA da mortalidade materna por estados da região Nordeste. A RMM de toda a região apresentou decréscimo significativo da mortalidade, de 1,5% ($IC_{95\%}$ -2,5;-0,5; p -valor = 0,009) ao ano. Todos os estados nordestinos referiram tendência decrescente ou estacionária da RMM.

Tabela 1 – Variação percentual anual da mortalidade materna no Nordeste do Brasil e respectivos estados, 2009-2019

Região/estado	Variação percentual anual (IC _{95%} ^a)	p-valor ^b	Tendência
Nordeste	-1,5 (-2,5;-0,5)	0,009	Decrescente
Alagoas	-0,4 (-7,4;8,9)	0,907	Estacionária
Bahia	-3,8 (-5,4;-2,1)	0,001	Decrescente
Ceará	-1,4 (-3,6;0,9)	0,194	Estacionária
Maranhão	-1,0 (-3,6;1,8)	0,438	Estacionária
Paraíba	2,3 (-1,7;6,4)	0,224	Estacionária
Pernambuco	-0,4 (-2,7;2,0)	0,708	Estacionária
Piauí	-1,6 (-3,7;0,6)	0,137	Estacionária
Rio Grande do Norte	2,9 (-1,7;7,7)	0,193	Estacionária
Sergipe	-6,6 (-9,4;-3,6)	< 0,001	Decrescente

a) IC_{95%}: Intervalo de confiança de 95%; b) Teste de permutação.

O mapa das RMMs brutas (Figura 1A) apresentou distribuição irregular dos valores das taxas: uma imagem de aparente mosaico, com maior proporção de municípios ($n = 524$) cuja RMM se encontrava entre 100,01 e 364,54 óbitos por 100 mil NVs. Após a suavização, observou-se maior estabilidade da RMM, com aglomerados de óbitos predominantemente em municípios dos estados do Piauí e Maranhão. As maiores razões (de 279,75 a 369,63 por 100 mil NVs) foram observadas nos municípios piauienses de Barreiras do Piauí, Eliseu Martins e Tanque do Piauí (Figura 1B).

Observou-se autocorrelação espacial global significativa ($I = 0,04$; p -valor = 0,001). A classificação dos municípios nordestinos no gráfico de espalhamento de Moran mostrou que o padrão alto/alto da RMM ocorreu principalmente no Piauí; em contrapartida, o padrão baixo/baixo da RMM foi observado, especialmente, no Extremo Oeste baiano e no Oeste do Rio Grande do Norte (Figura 1C). O mapa LISA evidenciou padrão alto/alto de distribuição da RMM e significância estatística dos aglomerados (99,9%) nos municípios piauienses (Figura 1D).

Os mapas (Figura 1E e F) mostram o RR e os aglomerados de mortalidade materna na região Nordeste, obtidos pela varredura *scan*. A maioria dos municípios nordestinos apresentaram RR para mortalidade materna superior ao risco observado na região como um todo.

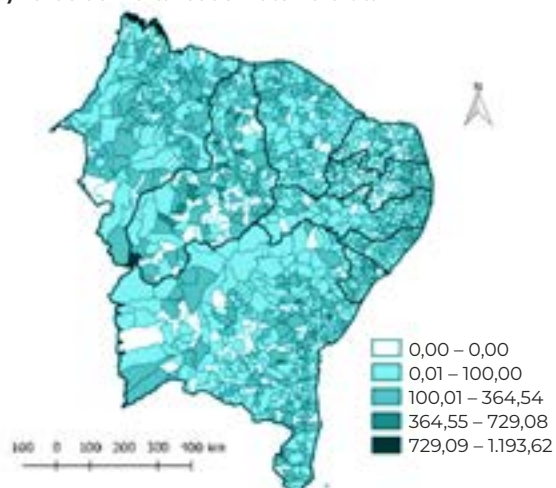
Não obstante, alguns municípios localizados no sul do estado do Piauí (São José do Peixe, Tanque do Piauí e Barreiras do Piauí) destacaram-se pelos maiores valores de RR do Nordeste (RR = 6,00 a 9,20) (Figura 1E).

Um total de 11 aglomerados espaciais de óbitos maternos foram identificados, dos quais apenas cinco apresentaram significância estatística (p -valor < 0,05). O aglomerado primário, ou seja, aquele que mostrou menor probabilidade de ocorrência do evento ao acaso, incluiu 129 municípios do Maranhão. Os aglomerados secundários, que também se revelaram estatisticamente significativos, foram encontrados no Maranhão, Piauí e Ceará (Figura 1F).

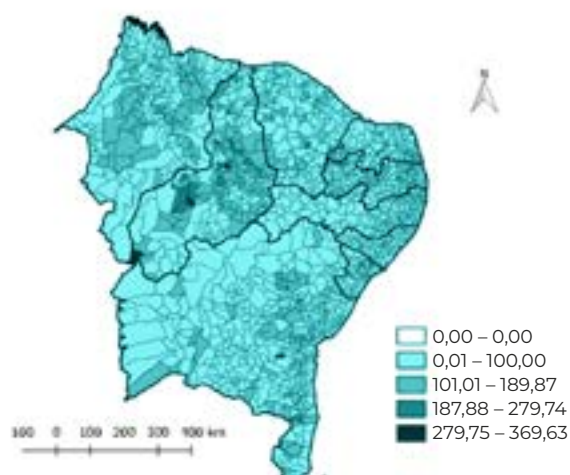
O aglomerado primário apresentou um raio de 232 km e seus municípios tiveram, em média, 1,48 vez mais risco de óbitos maternos, na comparação com o mesmo risco para o conjunto da região Nordeste (Tabela 2).

No modelo MQO, os seguintes indicadores mostraram-se estatisticamente associados à RMM: índice de Gini [$\beta = 105,72$; IC_{95%} 52,85;158,59 (p -valor < 0,001)], IDHM [$\beta = 190,91$; IC_{95%} 73,45;308,36 (p -valor = 0,001)], renda *per capita* [$\beta = -0,08$; IC_{95%} -0,13;-0,04 (p -valor = 0,001)], Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal-Saúde [$\beta = -51,28$; IC_{95%} -70,37;-32,19 (p -valor < 0,001)] e esperança de vida ao nascer [$\beta = -3,50$; IC_{95%} -5,30;-1,69 (p -valor < 0,001)] (Tabela 3).

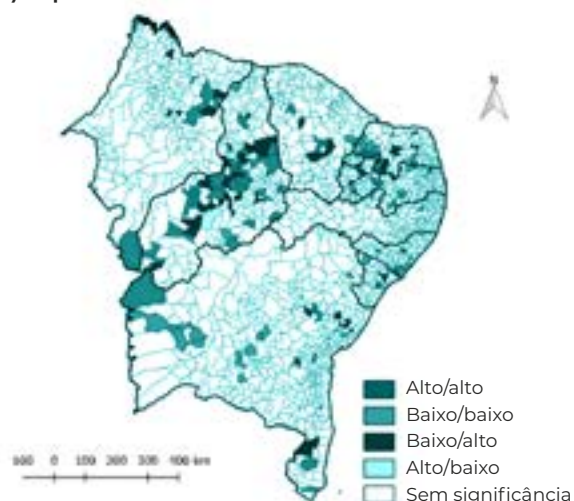
A) Razão de mortalidade materna bruta



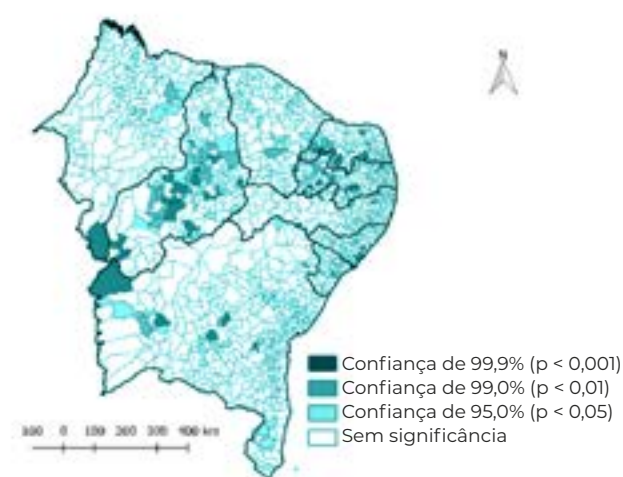
B) Razão de mortalidade materna pelo método bayesiano



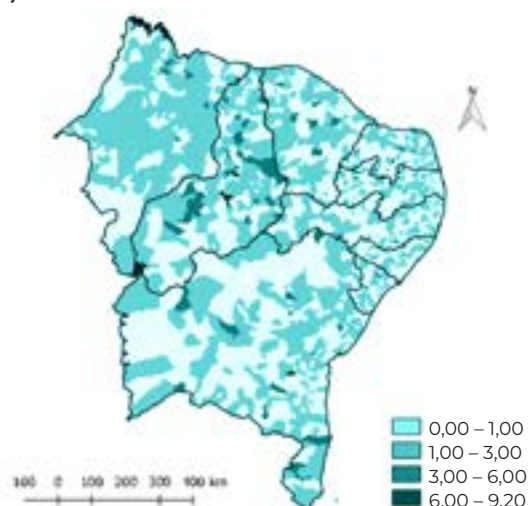
C) Mapa de Moran



D) Mapa LISA de mortalidade materna



E) Risco relativo



F) Aglomerados espaciais de mortalidade materna

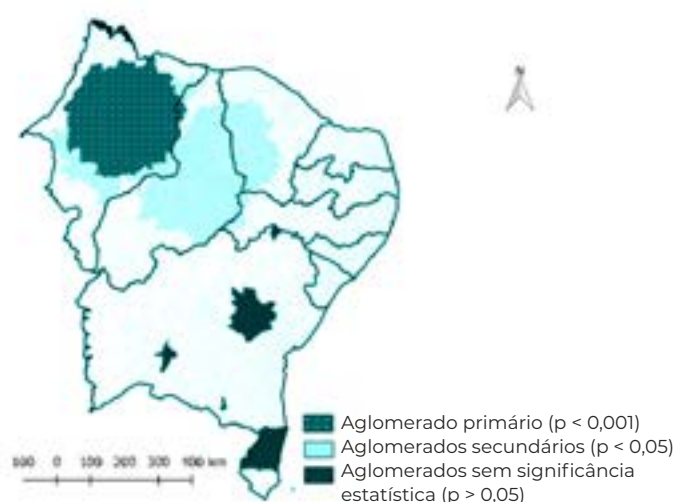


Figura 1 – Razão de mortalidade materna bruta (A) e razão de mortalidade materna pelo método bayesiano (B), mapa de Moran (C) e mapa LISA da mortalidade materna (D), risco relativo (E) e aglomerados espaciais de mortalidade materna (F), por municípios dos estados do Nordeste do Brasil, 2009-2019

Tabela 2 – Aglomerados espaciais de óbitos maternos definidos pela estatística de varredura *scan* puramente espacial nos estados do Nordeste do Brasil, 2009-2019

Aglomerados	Nº de municípios	Estados	Raio (km)	Nº de casos	Nº de casos esperados	RR ^a	LLR ^b	p-valor ^c
1	129	MA, PI	232,0	689	480,7	1,48	43,53	< 0,001
2	40	PI, MA, CE, PE	124,6	264	161,1	1,66	28,36	< 0,001
3	163	PI, MA, CE, PE	226,5	314	210,9	1,51	22,72	< 0,001
4	83	PI, MA, CE, PE	202,8	349	245,3	1,44	20,21	< 0,001
5	150	PI, MA, CE, PE	203,0	339	241,4	1,42	18,29	< 0,001
6	1	BA	0,0	22	8,0	2,75	8,25	0,238
7	30	BA	93,7	102	67,8	1,51	7,55	0,386
8	13	BA	107,0	95	62,8	1,52	7,20	0,475
9	2	BA	20,7	9	2,1	4,34	6,28	0,759
10	1	BA	0,0	9	2,3	3,93	5,61	0,921
11	1	BA	0,0	7	1,6	4,30	4,84	0,997

a) RR: Risco relativo; b) LLR: Razão de verossimilhança logarítmica (*Log-Likelihood Ratio*); c) Teste *p* da estatística *scan*.

Tabela 3 – Associação entre indicadores socioeconômicos e a razão de mortalidade materna, segundo modelos de regressão MQO e GWR, Nordeste do Brasil, 2009-2019

Indicadores socioeconômicos	Modelo MQO ^a			Modelo GWR ^b		
	Coef, ^c	p-valor ^d	IC _{95%} ^e	Coef, ^c	Erro-padrão	IC _{95%} ^e
Intercepto	–	–	–	102,91	36,34	-9,07;304,36
Índice de Gini	105,72	< 0,001	52,85;158,59	112,92	26,28	-50,80;187,73
IDHM ^f	190,91	0,001	73,45;308,36	-0,41	0,10	-145,39;386,05
Renda <i>per capita</i>	-0,08	0,001	-0,13;-0,04	-0,05	0,01	-0,13;0,03
IFDM ^g – Saúde	-51,28	< 0,001	-70,37;-32,19	-1,11	0,92	-69,11;47,41
Esperança de vida ao nascer	-3,50	< 0,001	-5,30;-1,69	-1,08	0,50	-4,5;0,68

a) Modelo de regressão não espacial de mínimos quadrados ordinários (MQO); b) GWR: *Geographically weighted regression*, ou modelo de regressão espacial geograficamente ponderado; c) Coef.: coeficiente; d) Teste *p* da regressão OLS; e) IC_{95%}: Intervalo de confiança de 95%; f) IDHM: Índice de desenvolvimento humano municipal; g) IFDM-Saúde: Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal – Saúde.

No modelo MQO, o coeficiente de determinação (R^2) foi de 0,04 e o critério de informação de Akaike (AIC) de 19.452,52, enquanto no modelo GWR, o coeficiente R^2 foi de 0,12 e o AIC de 19.335,75. Assim, o modelo GWR mostrou-se melhor ajustado, porque apresentou menor AIC e maior R^2 e, devido a isso, procedeu-se à construção dos mapas dos coeficientes de regressão e significância estatística de cada uma das variáveis que se apresentaram significantes no modelo MQO.

A Figura 2 mostra a distribuição espacial dos coeficientes estimados e a significância estatística das variáveis independentes associadas à mortalidade materna no Nordeste, de acordo com o modelo de regressão espacial GWR. As figuras 2A e B mostram que quanto menor é a esperança de vida ao nascer, maior é a RMM nos estados do Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco e Alagoas. Outrossim, em municípios localizados nas regiões do Sertão Cearense e Sudeste do Piauí, houve associação positiva das RMMs com o índice de Gini, indicador da desigualdade social, demonstrando que a mortalidade materna aumentou com o crescimento da desigualdade social nesses territórios (Figuras 2C e D).

Em municípios localizados na região do Vale do Jaguaribe cearense, no Rio Grande do Norte e na Paraíba, observou-se que quanto maior o IDHM, maior foi a razão de mortalidade materna. Em contrapartida, na Bahia e em municípios do Sul do Piauí e do Maranhão, houve associação negativa desse indicador com a mortalidade materna (Figuras 2E e F).

Verificou-se associação negativa significativa entre o IFDM-Saúde e a variável dependente, em parcela expressiva dos municípios do Ceará, Rio Grande do Norte e Paraíba (mapas G e H). Da mesma forma, em municípios da região do Vale do Jaguaribe cearense e em alguns municípios do Rio Grande do Norte e da Paraíba, quanto menor a renda *per capita*, maior foi a RMM (Figura 2I e J).

DISCUSSÃO

Ao longo do período analisado neste estudo, foi observada tendência decrescente das RMMs na região Nordeste. Identificou-se que parcela expressiva dos municípios dos estados do Piauí e do Maranhão apresentaram as maiores taxas médias suavizadas de mortalidade materna. Esses municípios também se sobressaíram por apresentar aglomerados espaciais significantes na varredura *scan*, e aglomerados com padrão alto/alto de distribuição no teste de autocorrelação espacial. Restou evidenciado, ainda, que o índice de Gini, o IDHM, a renda *per capita*, a esperança de vida ao nascer e o IFDM-Saúde são indicadores associados à mortalidade materna.

Embora se tenha observado diminuição significativa da RMM no Nordeste, no período 2009-2019, o número de óbitos maternos e as desigualdades regionais das taxas ainda foram elevados e necessitam de análises mais detalhadas, visando ao planejamento de medidas de redução do evento que atendam às demandas locais e resultem em indicadores satisfatórios para a saúde materno-infantil.^{17,18}

A região Nordeste do Brasil apresenta considerável heterogeneidade socioeconômica em seu território.¹⁸ A presente análise concluiu que, especialmente na sub-região localizada entre o estado do Maranhão e o Oeste do Piauí, denominada Meio-Norte, foram identificados os municípios com os piores indicadores de pobreza, ou seja, elevados índices de Gini e menores rendas *per capita*. Vale destacar que essa sub-região apresenta baixo desenvolvimento socioeconômico, com predomínio do setor primário: extrativismo vegetal, agricultura tradicional de algodão, arroz e cana-de-açúcar, além da pecuária extensiva, principalmente.¹⁹

O baixo IDHM pode estar associado ao aumento da RMM em municípios do Sudoeste do Piauí, Maranhão e Bahia. Tal hipótese é confirmada por estudo que associa as condições inadequadas de moradia, a falta de saneamento básico, o baixo nível de escolaridade e a precariedade socioeconômica à morbidade e mortalidade da população materna paraibana.²⁰

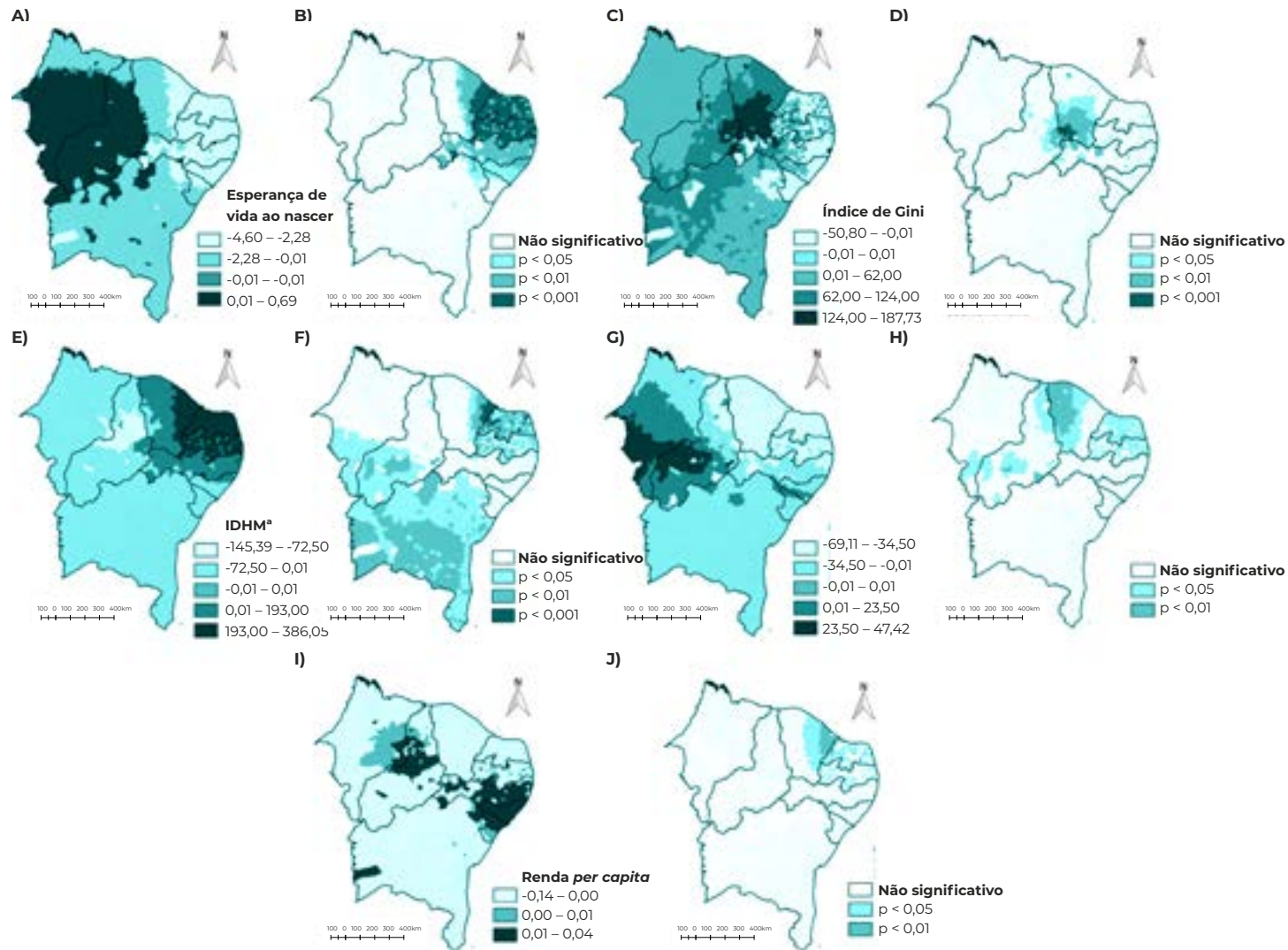


Figura 2 – Distribuição espacial da razão de mortalidade materna e da significância estatística dos indicadores socioeconômicos no modelo de regressão espacial GWR, no Nordeste do Brasil, 2009-2019

a) Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM); b) Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM); GWR: *Geographically weighted regression*, ou modelo de regressão espacial geograficamente ponderado.

Alguns municípios piauienses destacaram-se por apresentar os maiores riscos de mortalidade materna do Nordeste. Com base nos dados do Ministério da Saúde, poder-se-ia justificar o elevado número de óbitos maternos nesses municípios por deficiências nos serviços de saúde do Piauí. Entre os principais obstáculos para a consecução do acompanhamento pré-natal, aponta-se a baixa adesão dos profissionais ao uso de guias de estratificação de risco no pré-natal, dificuldades de acesso e monitoramento das gestantes, principalmente daquelas de alto risco, e carência de capacitação dos profissionais da Atenção Primária à Saúde (APS) no âmbito do SUS.²¹

Os resultados deste estudo reforçam a importância dos indicadores socioeconômicos como preditores da mortalidade materna na região. Constatou-se que, quanto maior fosse o IDHM, maior era a RMM em municípios do Rio Grande do Norte, da Paraíba e da região do Vale do Jaguaribe cearense. Outro estudo apontou a existência de correlação entre a proporção de cesáreas e o IDH, pois as regiões mais desenvolvidas apresentam maiores taxas de cesáreas em comparação às regiões mais carentes.²² Comparadas ao parto normal, as altas taxas de partos cesáreos estão associadas às graves complicações para a mãe, haja vista a cesariana ser um procedimento cirúrgico que pode proporcionar maiores riscos maternos e perinatais.^{23,24}

A presente análise constatou que, quanto maior a desigualdade social de renda, aqui demonstrada pelo índice de Gini, maior foi a RMM, nos municípios do Sertão cearense. Estes territórios caracterizam-se pela frequência com que a estiagem, a seca, os afeta, e por apresentarem menor nível de desenvolvimento econômico. Comunidades pobres e com acesso restrito aos serviços de saúde referem maiores taxas de mortalidade materna, pois o baixo poder aquisitivo das mulheres, associado à inaccessibilidade aos cuidados de saúde, favorece o óbito por causas obstétricas.^{25,26}

Verificou-se, igualmente, que quanto menor a renda *per capita*, maior a mortalidade materna em municípios do Rio Grande do Norte, Paraíba e Ceará. A renda *per capita* é um importante indicador do grau de desenvolvimento econômico de uma região ou país.²³ Por exemplo, no Equador, encontrou-se associação estatística entre o produto interno bruto (PIB) e a RMM em algumas províncias daquele país, além de terem sido estimadas 32 mortes maternas por 100 mil NVs a mais, nas províncias que possuíam PIB mais baixo, comparadas às aquelas com PIB mais alto.²⁷

Em parcela expressiva dos municípios cearenses, observou-se associação negativa significativa entre o IFDM-Saúde e a mortalidade materna. É importante destacar que esse indicador reflete a assistência à saúde prestada pelas unidades básicas de saúde (UBS).¹² Resultados semelhantes, também descritos na literatura, apontam para uma relação entre disparidades socioeconômicas e baixo número de consultas de pré-natal, além de reduzida utilização das unidades de saúde e de serviços de assistência pós-natal, com reflexo direto nas estatísticas de óbitos maternos.²⁸

Observou-se associação negativa entre o indicador “esperança de vida ao nascer” e a RMM nos estados do Ceará, Rio Grande do Norte, Paraíba, Pernambuco e Alagoas. Estudo sobre a esperança de vida no Brasil, Etiópia e Estados Unidos destacou que melhorias dos determinantes sociais, como renda, educação, habitação, meio ambiente e infraestrutura, colaboram para a promoção da equidade na saúde e impactam positivamente os resultados da esperança de vida ao nascer, nesses países.²⁹ Desigualdades acentuadas nas condições de saúde refletem, em parte, as desigualdades econômica e social dos países; logo, nações mais ricas, cujos padrões de vida são mais elevados e onde são maiores os investimentos nos fatores de promoção da saúde, como saneamento, habitação e educação, caso dos EUA, apresentam expectativa de vida bem

mais elevada quando comparadas às nações mais pobres.²⁹

O uso de dados secundários, provenientes do SIM e do Sinasc, constitui uma das limitações do estudo em tela, por conta de imprecisões nos registros, decorrentes de preenchimento inadequado dos dados, e subnotificações. Também se destaca o fato de os indicadores estudados remeterem ao Censo Demográfico de 2010 e, por conseguinte, não refletirem inteiramente a atual condição socioeconômica da região Nordeste e seus estados.

Conclui-se que a mortalidade materna apresentou tendência decrescente na região Nordeste do Brasil, e maior concentração desses óbitos nos estados do Piauí e Maranhão.

Observou-se, igualmente, associação do evento com os indicadores socioeconômicos observados, como a maior concentração de renda, a pobreza e a menor expectativa de vida.

A promoção da saúde materna alcança mais além dos aspectos básicos de assistência à gravidez, parto e puerpério. Ela também abrange aspectos socioeconômicos, que influenciam a qualidade de vida das mulheres. Sugere-se que estratégias de prevenção da mortalidade materna sejam direcionadas aos municípios com maior ocorrência de óbitos maternos, ressaltando-se a necessidade do fortalecimento do SUS para que as políticas públicas de saúde reprodutiva sejam aprimoradas e o direito à saúde das mulheres seja garantido.

CONTRIBUIÇÃO DOS AUTORES

Oliveira IVG, Maranhão TA, Silva TL, Sousa GJB, Rocha MIF, Frota MMC, Araújo TKA e Pereira MLD contribuíram com a concepção e delineamento do estudo, análise e interpretação dos resultados, redação e revisão crítica do conteúdo do manuscrito. Todos os autores aprovaram a versão final do manuscrito e são responsáveis por todos seus aspectos, incluindo a garantia de sua precisão e integridade.

CONFLITOS DE INTERESSE

Os autores declararam não haver conflitos de interesse

Correspondência: Taynara Lais Silva | taynaralaissilva@alu.ufc.br

Recebido em: 13/02/2023 | **Aprovado em:** 28/08/2023

Editora associada: Doroteia Aparecida Höfelmann

REFERÊNCIAS

1. World Health Organization (WHO). Trends in maternal mortality 2000 to 2017: estimates by WHO, UNICEF, UNFPA, World Bank Group and United Nations Population Division. Geneva: World Health Organization; 2019. [cited 2022 Nov 11]. Disponível em: <https://apps.who.int/iris/handle/10665/327596>
2. Organização Pan-Americana da Saúde (OPAS). Saúde Materna. Washington: OPAS; 2023. [página na Internet]. [acessado 2023 maio 29]. Disponível em: <https://www.paho.org/pt/node/63100#:~:text=A%20mortalidade%20materna%20%C3%A9%20inaceitavelmente,a%20gravidez%20e%20o%20parto>
3. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). Acompanhando a agenda 2030 para o desenvolvimento sustentável: subsídios iniciais do Sistema das Nações Unidas no Brasil sobre a identificação de indicadores nacionais referentes aos objetivos de desenvolvimento sustentável/ Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento. Brasília: PNUD, 2015. 291 p. [citado 2022 Nov 11]. Disponível em: <https://www.undp.org/pt/brazil/publications/acompanhando-agenda-2030>
4. World Health Organization (WHO). Trends in maternal mortality 2000 to 2020: estimates by WHO, UNICEF, UNFPA, World Bank Group and UNDESA/Population Division. Geneva: World Health Organization; 2023. [citado 2023 abr 17]. Disponível em: <https://www.who.int/publications/item/9789240068759>
5. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento (PNUD). IDH Global 2014. Ranking IDH Global 2014. Brasília: PNUD, 2015. [citado 2022 nov 12]. Disponível em: <https://www.undp.org/pt/brazil/idh-global-2014>
6. World Health Organization (WHO). Trends in maternal mortality: 1990 to 2015: estimates by WHO, UNICEF, UNFPA, World Bank Group and the United Nations Population Division. Geneva: World Health Organization; 2015. [citado 2022 nov 15]. Disponível em: https://www.unfpa.org/sites/default/files/pub-pdf/9789241565141_eng.pdf
7. Brasil. Ministério da Saúde (MS). Secretaria de Vigilância em Saúde. Boletim Epidemiológico 20, vol 53. Brasília: MS; 2022. [citado 2023 abr 17]. Disponível em: <https://www.gov.br/saude/pt-br/centrais-de-conteudo/publicacoes/boletins/epidemiologicos/edicoes/2022/boletim-epidemiologico-vol-53-no20/view>
8. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Renda Domiciliar per capita 2021. Brasília: IBGE. [citado 2022 nov 12]. Disponível em: https://ftp.ibge.gov.br/Trabalho_e_Rendimento/Pesquisa_Nacional_por_Amostra_de_Domicilios_continua/Renda_domiciliar_per_capita/Renda_domiciliar_per_capita_2021.pdf
9. Brasil. Ministério da Saúde (MS). Departamento de Informática do SUS (Datasus). Razão de mortalidade materna – C.3 (taxa de mortalidade materna, coeficiente de mortalidade materna). Brasília: MS; 2018. [citado 2022 nov 11]. Disponível em: <http://tabnet.datasus.gov.br/tabdata/LivroIDB/2edrev/c03.pdf>
10. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Censo Demográfico 2010. Características gerais da população, religião e pessoas com deficiência. Brasília: IBGE. [citado 2022 nov 11]. Disponível em: <https://censo2010.ibge.gov.br/>
11. Índice Firjan de Desenvolvimento Municipal (IFDM) [Internet]. Sistema Firjan – Metodologia. Federação das Indústrias do Rio de Janeiro. Rio de Janeiro: Firjan; 2018. [citado 2023 abr 17]. Disponível em: <https://www.firjan.com.br/data/files/46/21/E2/BD/DF834610C4FC8246F8A809C2/Metodologia%20IFDM%20-%20Final.pdf>
12. Abath MB, Lima MLLT, Lima PS, Silva MCM, Lima MLC. Avaliação da completude, da consistência e da duplicidade de registros de violências do Sinan em Recife, Pernambuco, 2009-2012. *Epidemiol Serv Saude*. 2014; jan-mar;23(1):131-42. doi <https://doi.org/10.5123/S1679-49742014000100013>

13. Sousa GJB, Garces TS, Pereira MLD, Moreira TMM, Silveira GM. Temporal pattern of tuberculosis cure, mortality, and treatment abandonment in Brazilian capitals. *Rev Lat Am Enfermagem* 2019; 27:e3218. doi: 10.1590/1518-8345.3019.3218
14. Medronho, R. A., et al. *Epidemiologia*. 2º ed. São Paulo: Atheneu, 2009. 685p.
15. Brasil. Ministério da Saúde (MS). *Abordagens espaciais na saúde pública*. Brasília: MS; 2006.
16. Druck S, Carvalho MS, Câmara G, Monteiro AVM. *Análise Espacial de Dados Geográficos*. Brasília, Embrapa, 2004.
17. Chou VB, Walker N, Kanyangarara M. Estimating the global impact of poor quality of care on maternal and neonatal outcomes in 81 low- and middle-income countries: A modeling study. *PLoS Med*. 2019; 16(12):e1002990. doi: 10.1371/journal.pmed.1002990
18. Rodrigues ARM, Cavalcante AES, Viana AB. Mortalidade materna no Brasil entre 2006-2017: análise temporal. *ReTEP*, 2019; 11(1), 3-9. [Acessado em: 2023 Março 28]. Disponível em: <http://www.coren-ce.org.br/artigos-retep-v11-n1-2019/>
19. Hissa-Teixeira K. Uma análise da estrutura espacial dos indicadores socioeconômicos do nordeste brasileiro (2000-2010). *EURE* 2018; 44(131):101-24. doi: 10.4067/S0250-71612018000100101
20. Silva HKSO, Pereira ACA, Andrade SSC. Mortalidade Materna por causas obstétricas no estado da Paraíba. *Revista de Ciências da Saúde Nova Esperança* 2019; 17 (2):26-33. doi: 10.17695/revnevol17n2p26-33
21. Brasil. Ministério da Saúde (MS). *Síntese de evidências para políticas de saúde: estratégias para redução da mortalidade materna no estado do Piauí*. Brasília: MF; 2020.
22. Kluthcovsky ACGC, Amari VCS, Esperidião CR, Ciriaco EM, Freitas NB, Vernizi BT. Trends and factors associated with cesarean sections in Brazil and its States between 2001 and 2015. *O Mundo da Saúde* 2019; 43 (4);1044-1063. doi: 10.15343/0104-7809.2019430410441063
23. Costa-Ramón AM, Rodríguez-González A, Serra-Burriel M, Campillo-Artero C. It's about time: Cesarean sections and neonatal health. *J Health Econ*. 2018; 59: 46-59. doi: 10.1016/j.jhealeco.2018.03.004
24. Ryan GA, Nicholson, SM, Morrison JJ. Vaginal birth after caesarean section: current status and where to from here? *European Journal of Obstetrics and Gynecology and Reproductive Biology* 2018; 224: 52-57. doi: 10.1016/j.ejogrb.2018.02.011
25. Scarton JP, Pedroso VSM, Paula SF, Ventura J, Rodrigues ST, Siqueira HCH. Perfil das mortes maternas numa cidade ao sul do Brasil: perspectiva ecossistêmica. *Research, Society and Development* 2020; 9(3): e109932524. doi: 10.33448/rsd-v9i7.4725
26. Mendes A. Perfil epidemiológico da mortalidade materna no hospital de referência nacional da Guiné-Bissau – 2013 a 2018. [Dissertação]. Fortaleza: Universidade Federal do Ceará; 2020.
27. Sanhueza A, Roldán JC, Ríos-Quituzaca P, Acuña MC, Espinosa I. Social inequalities in maternal mortality among the provinces of Ecuador. *Rev Panam Salud Publica* 2017; 41:e97. doi: 10.26633/RPSP.2017.97
28. Zhou D, Zhou Z, Yang C, Ji L, Ghose B, Tang S. Sociodemographic characteristics associated with the utilization of maternal health services in Cambodia. *BMC Health Services Research* 2020; 20 (1). doi: 10.1186/s12913-020-05652-1
29. Freeman T, Gesesew HÁ, Bambra C, Giugliani ERJ, Popay J, Sanders D, Macinko J, Musolino C, Baum F. Why do some countries do better or worse in life expectancy relative to income? An analysis of Brazil, Ethiopia, and the United States of America. *International Journal for Equity in Health* 2020; 19 (1). doi: 10.1186/s12939-020-01315-z