








# Padrões espaciais da mortalidade fetal evitável e carência social

## *Spatial patterns of avoidable fetal mortality and social deprivation*

Indianara Maria de Barros Canuto<sup>I</sup> , Vilma Costa de Macêdo<sup>I</sup> ,  
Paulo Germano de Frias<sup>II</sup> , Conceição Maria de Oliveira<sup>III</sup> ,  
Heitor Victor Veiga da Costa<sup>I</sup> , José Luiz Portugal<sup>I</sup> , Cristine Vieira do Bonfim<sup>IV</sup> 

**RESUMO:** *Objetivo:* Elaborar um índice de carência social para a estratificação dos municípios e a identificação de áreas prioritárias para a redução da mortalidade fetal. *Métodos:* Estudo ecológico, realizado no estado de Pernambuco, entre 2010 e 2017. Utilizou-se a técnica de análise fatorial por componentes principais para a elaboração do índice de carência social. Na análise espacial, aplicou-se o estimador bayesiano empírico local, e verificou-se a autocorrelação espacial de Moran. *Resultados:* O índice de carência social selecionou dois fatores que, juntos, explicaram 77,63% da variância total. A taxa de mortalidade fetal evitável apresentou aumento entre estratos de carência social, com taxas de 8 por mil nascimentos (baixa carência), 8,1 por mil (média carência), 8,8 por mil (alta carência) e 10,7 por mil (muito alta carência social). Alguns municípios das mesorregiões São Francisco e Sertão tiveram, simultaneamente, elevada mortalidade fetal e fetal evitável, além de índice de carência social muito alto. *Conclusão:* A análise espacial identificou áreas com maior risco para a mortalidade fetal. O índice de carência social relacionou alguns determinantes das mortes fetais em áreas com piores condições de vida. Detectaram-se áreas prioritárias para a intervenção das políticas públicas de redução da mortalidade fetal e seus determinantes.

**Palavras-chave:** Mortalidade fetal. Estatísticas vitais. Análise espacial. Iniquidade social.

<sup>I</sup>Universidade Federal de Pernambuco – Recife (PE), Brasil.

<sup>II</sup>Instituto de Medicina Integral Professor Fernando Figueira – Recife (PE), Brasil.

<sup>III</sup>Secretaria de Saúde – Recife (PE), Brasil.

<sup>IV</sup>Fundação Joaquim Nabuco, Recife, Pernambuco, Brasil.

**Autora correspondente:** Indianara Maria de Barros Canuto. Rua 24 de Junho, 35, ap. 803, Encruzilhada, CEP: 53030-100, Recife, PE, Brasil. E-mail: indianaracanuto@hotmail.com

**Conflito de interesses:** nada a declarar – **Fonte de financiamento:** Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES), código de financiamento 001.

**ABSTRACT:** *Objective:* To develop a social need index for stratification of municipalities and identification of priority areas for reducing fetal mortality. *Methods:* ecological study, carried out in the state of Pernambuco, between 2010 and 2017. The technique of factor analysis by main components was used for the elaboration of the social need index. In the spatial analysis, the local empirical Bayesian estimator was applied and Moran's spatial autocorrelation was verified. *Results:* The social deprivation index selected two factors that, together, explained 77.63% of the total variance. The preventable fetal mortality rate increased among strata of social need, with rates of 8.0 per thousand births (low deprivation), 8.1 per thousand (medium deprivation), 8.8 per thousand (high deprivation), and 10.7 per thousand (very high social deprivation). Some municipalities in the São Francisco and Sertão Mesoregions had both high fetal and preventable fetal mortality, in addition to a very high social deprivation rate. *Conclusion:* The spatial analysis identified areas with the highest risk for fetal mortality. The social deprivation index listed some determinants of fetal deaths in areas with worse living conditions. Priority areas for intervention in public policies to reduce fetal mortality and its determinants were detected.

**Keywords:** Fetal mortality. Vital statistics. Spatial analysis. Social inequity.

## INTRODUÇÃO

As áreas geográficas com grandes carências sociais são responsáveis por um número expressivo das mortes fetais evitáveis no mundo, particularmente na África e América Latina<sup>1</sup>. Estima-se que 2,6 milhões de óbitos fetais ocorram anualmente, a maior parte por causas evitáveis<sup>2</sup>. A taxa de mortalidade fetal brasileira foi de 10,8 óbitos por mil nascimentos em 2015<sup>3</sup>. O Nordeste apresentou a maior taxa entre as regiões do país, com 13,2, enquanto o estado de Pernambuco teve taxa de 12,08 por mil nascimentos<sup>3</sup>.

Conceitua-se óbito fetal como o produto da gestação que não apresenta sinal de vida após a expulsão ou extração completa do organismo materno<sup>4</sup>. Os óbitos evitáveis são eventos sentinelas, acontecimentos desnecessários e preveníveis pelo adequado funcionamento dos serviços de saúde com acesso a tecnologias médicas eficazes<sup>5</sup>.

A eliminação da mortalidade fetal evitável integra os compromissos firmados no plano de ação para todos os recém-nascidos<sup>4</sup>. Esse plano consiste em um movimento global para a eliminação da mortalidade fetal evitável e diminuição das disparidades regionais até 2035<sup>6</sup>. Para tal, impõem-se o enfrentamento das carências sociais e seu monitoramento<sup>4,6</sup>. Elevadas taxas de mortalidade fetal evitável explicitam a ineficiência de políticas intersectoriais que promovam condições de habitação, saneamento, educação, trabalho e renda para garantir qualidade de vida e o direito ao planejamento reprodutivo, à gestação saudável e ao parto humanizado para mulheres socialmente vulneráveis<sup>7,8</sup>.

Nos estudos epidemiológicos, o desenvolvimento de Índices de Carência Social (ICS) mostram que indicadores referentes à pobreza, ao inadequado abastecimento de água, à inexistente rede de esgoto, à ausência de moradia própria e à baixa escolaridade estão vinculados ao risco de morte fetal<sup>8,9</sup>. Para avaliar a relação das condições socioeconômicas

com os problemas de saúde pública, modelos estatísticos como o Generalized Linear Models (GLM) vêm sendo utilizados para modelar a média da variável resposta<sup>7</sup>, entretanto muitos fenômenos exigem que a modelagem de outros parâmetros de distribuição seja considerada<sup>7</sup>. Assim, a utilização do *framework* para a Generalized Additive Models for Location, Scale and Shape (GAMLSS) destaca-se por permitir modelar a variável resposta e especificar todos os seus parâmetros como funções lineares de um conjunto de variáveis explicativas<sup>10,11</sup>.

Estudos sobre carência social e mortalidade fetal podem utilizar técnicas de análise espacial para a visualização, análise exploratória e modelagem dos dados georreferenciados<sup>9-12</sup>. Tal análise permite identificar os fatores no território que dificultam o acesso a bens e serviços básicos e favorecem a ocorrência de mortes evitáveis<sup>8,13</sup>.

Nos estudos nacionais, embora a produção seja crescente sobre a mortalidade fetal, ainda são poucos os trabalhos desenvolvidos na Região Nordeste<sup>8,13</sup>. Daí a importância de análises sobre a distribuição espacial da mortalidade fetal evitável e sua relação com a carência social em estados como Pernambuco, que apresentam taxa acima da média nacional e desigualdades expressas por indicadores epidemiológicos e de condições de vida<sup>2,7</sup>. Tais análises poderão contribuir para a elaboração de políticas públicas direcionadas à redução das desigualdades em saúde<sup>13,14</sup>.

Considerando que índices compostos são instrumentos úteis para investigar as desigualdades assistenciais de saúde e das condições socioeconômicas<sup>8</sup>, este estudo objetivou elaborar um ICS para a estratificação dos municípios e a identificação de áreas prioritárias para a redução da mortalidade fetal.

## MÉTODOS

Realizou-se um estudo ecológico cuja unidade de análise foram os municípios de Pernambuco, localizado na Região Nordeste do Brasil. O estado possuía 9.557.071 habitantes em 2019<sup>15</sup>, distribuídos em cinco mesorregiões: São Francisco (15 municípios); Sertão (41); Agreste (71); Mata (43); e Região Metropolitana do Recife (15)<sup>15</sup>.

Incluíram-se no estudo todos os óbitos fetais (ocorridos a partir da 22ª semana completa de gestação, ou 154 dias, ou fetos com peso igual ou superior a 500 g ou estatura a partir de 25 cm) de mães residentes no estado de Pernambuco, de 2010 a 2017.

Os óbitos foram considerados evitáveis pelos critérios da lista brasileira de causas de mortes evitáveis (LBE) por intervenções do Sistema Único de Saúde (SUS)<sup>16</sup>. Essa listagem usa as categorias: evitáveis, causas mal definidas e demais causas não claramente evitáveis.

Utilizaram-se os dados do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) e do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (Sinasc) para calcular as taxas de mortalidade fetal e de mortalidade fetal evitável.

Para a construção do ICS, foi medida a correlação de Pearson de 64 indicadores sociais referentes a demografia (13), educação (10), saneamento (9), saúde (12), trabalho (8)

e vulnerabilidade (12) com a taxa de mortalidade fetal evitável (Quadro 1 do Material Suplementar). Permaneceram no processo os indicadores que apresentaram  $p < 0,05$ .

Os indicadores utilizados na elaboração do ICS foram: proporção de mulheres chefes de família, sem Fundamental completo e com filhos menores de 15 anos; razão de dependência; taxa de distorção do ensino médio por dependência administrativa total (estadual, municipal, federal ou privada); proporção da população com banheiro e água encanada; proporção de ocupados sem rendimento com 18 anos ou mais; e proporção dos extremamente pobres e renda domiciliar média dos vulneráveis à pobreza (Quadro 2 do Material Suplementar).

Aplicaram-se o teste de esfericidade de Bartlett<sup>17</sup> e o teste Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)<sup>18</sup> para identificar se a matriz de correlação com os indicadores escolhidos era estatisticamente diferente da matriz identidade. A técnica utilizada na construção do ICS foi a análise fatorial por componentes principais, que permite simplificar os dados, reduzindo o número de indicadores. Estes são chamados de componentes ou fatores principais e são obtidos usando as combinações lineares dos indicadores originais<sup>19</sup>. As relações entre cada indicador original e os novos fatores são medidas de acordo com as cargas fatoriais nos componentes.

Os indicadores empregados para a criação do ICS foram normalizados pela Equação 1:

$$X' = \frac{X - \text{média} (X)}{\text{desvio padrão} (X)} \quad (1)$$

Os fatores a serem extraídos definiram-se por meio do gráfico de variância *versus* o número de componentes (*scree plot*), no qual os pontos na maior inclinação indicam a quantidade apropriada de componentes a serem retidos. Avaliou-se a confiabilidade dos fatores, e o índice  $\geq 0,50$  foi considerado aceitável<sup>17</sup>.

Após encontrar os fatores aceitáveis, o índice foi normalizado para o intervalo [0,1] pela Equação 2:

$$ICS = \frac{CP_1 - \text{mín} (CP_1)}{\text{máx} (CP_1) - \text{mín} (CP_1)} \quad (2)$$

Para explicar a relação do ICS com a taxa de mortalidade fetal evitável, empregou-se o modelo de regressão como uso da distribuição de probabilidade Box-Cox  $T^{20}$ , que obteve o menor critério de informação de Akaike (AIC)<sup>21</sup> entre os modelos testados pelo *framework* de análise de regressão GAMLSS<sup>22</sup> (em que foram testadas as distribuições para dados estritamente positivos). A distribuição Box-Cox  $T^{20}$  possui como parâmetros:  $\mu$  (a mediana);  $\sigma$  (que é um termo para a variabilidade);  $\nu$  (a assimetria); e  $\tau$  (a curtose). Calculou-se o coeficiente de variação, que pode ser aproximado (para  $\sigma$  pequeno,  $\nu$  moderado e  $\tau$  moderado ou grande) pela Equação 3:

$$\hat{CV} = \hat{\sigma} \left( \frac{\hat{\tau}}{\hat{\tau} - 2} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

Optou-se pelo uso da parametrização original da distribuição<sup>20</sup>, pois a função de ligação para o parâmetro de localização (que, nesse caso, é a mediana) é a função identidade, de fácil interpretação.

A utilização do GAMLSS viabiliza a modelagem de todos os parâmetros de uma distribuição de probabilidade, visto que muitos fenômenos não apresentam os pressupostos de modelos de regressão linear usuais, por exemplo<sup>22</sup>. O GAMLSS apresenta uma vasta quantidade de distribuições de probabilidade disponíveis, sendo flexível para as análises, o que possibilita ter interpretações ricas e com melhor desempenho em termos de ajustes<sup>22</sup>.

Para criar as faixas de carência social, foram gerados quatro *clusters* com a técnica de agrupamento *k-means* para distinguir os municípios com índices semelhantes. O número de *clusters* foi obtido pelo gráfico *elbow*, o que resultou nos estratos de carência social: baixa (0–0,29), média (0,29–0,49), alta (0,49–0,77) e muito alta (0,77–1). Utilizaram-se a linguagem de programação R, versão 3.6, e os pacotes GAMLSS<sup>22</sup>, versão 5.1-5, para a modelagem, e o FactoMineR<sup>23</sup>, versão 2.0, para a composição do ICS.

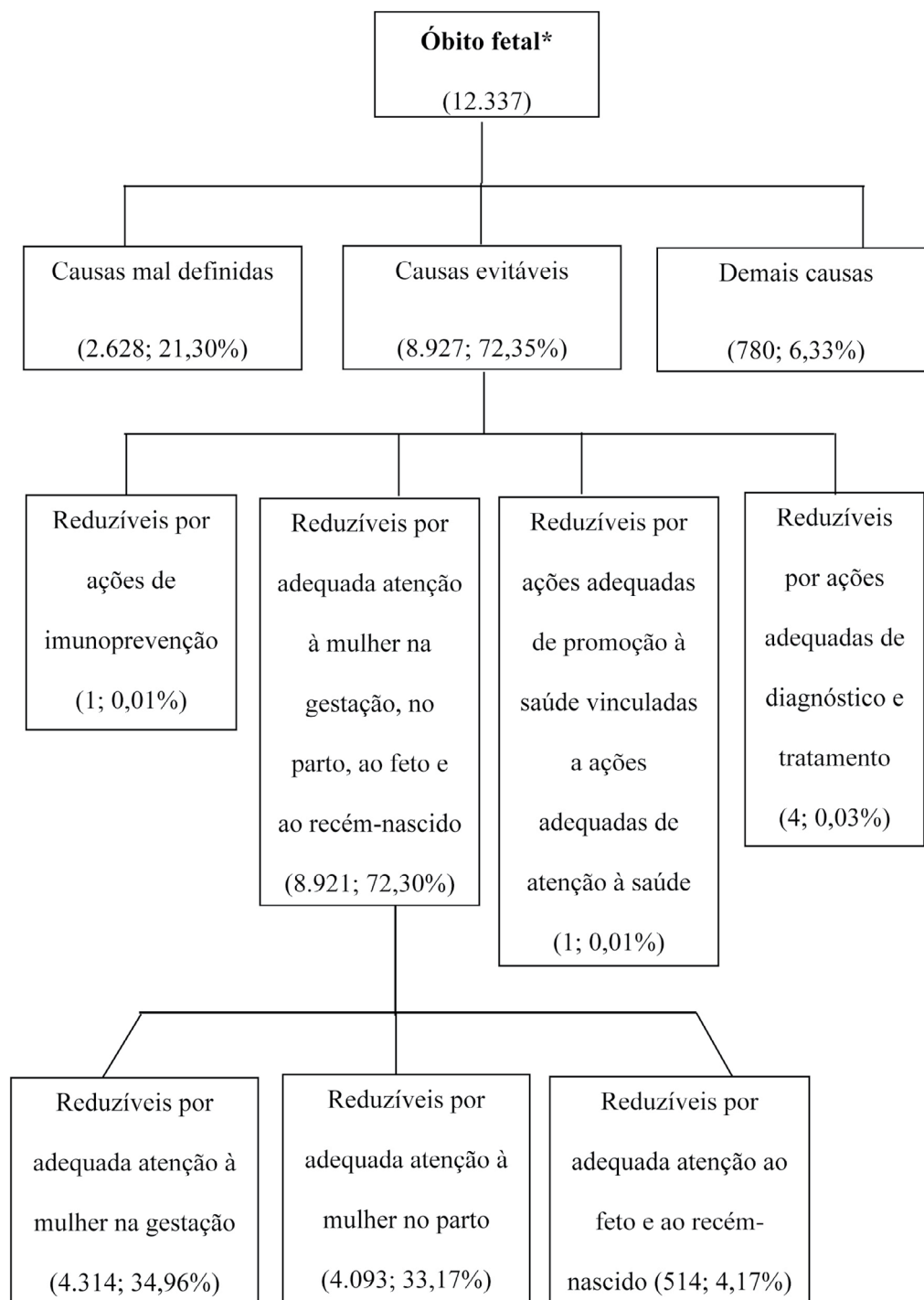
Na análise espacial do programa TerraView<sup>24</sup>, versão 4.2.2, os municípios foram estratificados pelo ICS (baixo, médio, alto e muito alto) e pelas taxas de mortalidade fetal e de mortalidade fetal evitável. Para a suavização espacial dessas taxas, aplicou-se o método bayesiano empírico local, que, para calcular a estimativa localmente, utiliza os vizinhos geográficos da área em que se deseja calcular a taxa, convergindo em direção a uma média local<sup>25</sup>.

A autocorrelação espacial das taxas de mortalidade fetal evitável e dos ICS foi estimada pelo Índice de Moran Local, uma decomposição do Índice de Moran Global<sup>26</sup>. Para comparar os valores do atributo em uma área com a média dos seus vizinhos, foi constituído um gráfico bidimensional dividido em quatro quadrantes identificados no *Box Map*: Q1 (alto-alto); Q2 (baixo-baixo); Q3 (alto-baixo); e Q4 (baixo-alto)<sup>27</sup>. O Índice de Moran varia entre -1 (correlação inversa) e +1 (correlação direta). Os resultados próximos de zero demonstram a inexistência de autocorrelação espacial significativa em áreas vizinhas<sup>26</sup>. No *Moran Map*, destacaram-se as áreas estatisticamente significantes ( $p > 0,05$ ) em cada um dos quatro quadrantes do diagrama de espalhamento de Moran. O *LISA Map* permitiu detectar aglomerados com as significâncias de 95, 99 e 99,99%.

O estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa do Centro de Ciências da Saúde da Universidade Federal de Pernambuco em 12 de junho de 2018 (Certificado de Apresentação de Apreciação Ética — CAEE: 13981419.6.0000.5208).

## RESULTADOS

Registraram-se 12.337 óbitos fetais e, destes, 8.927 (72,35%) por causas evitáveis, sendo 4.314 (34,96%) por adequada atenção à mulher na gestação (Figura 1).



\*Ignorados (2; 0,02%).

Figura 1. Classificação dos óbitos fetais segundo a Lista Brasileira de Causas Evitáveis de Morte. Pernambuco. 2010–2017.

A média da taxa de distorção do ensino médio por dependência administrativa (27,30) assemelhou-se à proporção de mulheres chefes de família, sem Fundamental completo e com filhos menores de 15 anos (27,79). A média da proporção de ocupados sem rendimento com 18 anos ou mais (19,16) foi similar à proporção de extremamente pobres (19,63), porém seus coeficientes de variação distintos, com 65,6 e 42,8%, respectivamente (Tabela 1 do Material Suplementar).

O teste de esfericidade de Bartlett ( $\chi^2 = 144,463$ ;  $p < 0,01$ ) e o coeficiente KMO (0,8) mostraram que as correlações entre os itens eram adequadas para a análise fatorial, igualmente às correlações entre os indicadores.

Houve alta correlação entre a razão de dependência e a proporção de extremamente pobres (0,79), assim como entre a renda domiciliar média dos vulneráveis e a pobreza (-0,80). Observou-se alta correlação entre a proporção de extremamente pobres e as variáveis proporção da população em domicílios com banheiro e água encanada (-0,71) e a proporção dos ocupados sem rendimento (0,81). A renda domiciliar média dos vulneráveis à pobreza apresenta alta correlação com a proporção dos ocupados sem rendimento (-0,78) e a proporção de extremamente pobres (-0,97) (Tabela 1).

Para avaliar o número de fatores a serem extraídos, utilizaram-se os autovalores ( $> 1,5$ ) e *scree plots*. Dois fatores juntos explicaram 77,63% da variância total. O primeiro componente principal (PC1) foi considerado o ICS e explicou 63,58% da variância total. Cinco variáveis apresentaram forte correlação ( $> |0,70|$ ) com a carência social, conforme indicado no PC1, com carga fatorial superior a 70%. O PC2 representou a dimensão educação e explicou 14,05% da variância total (Tabela 2).

Tabela 1. Matriz de correlação entre as variáveis componentes do Índice de Carência Social. Recife (PE), Brasil, 2010–2017.

Variável	1	2	3	4	5	6	7
Proporção de mulheres chefes de família sem Fundamental completo e com filhos menores de 15 anos	1,00						
Razão de dependência	0,60	1,00					
Taxa de distorção no ensino médio por dependência administrativa	0,16	0,37	1,00				
Proporção da população em domicílios com banheiro e água encanada	-0,40	-0,64	-0,12	1,00			
Proporção dos ocupados sem rendimento com 18 anos ou mais	0,41	0,67	0,15	-0,75	1,00		
Proporção de extremamente pobres	0,48	0,79	0,26	-0,71	0,81	1,00	
Renda domiciliar média dos vulneráveis à pobreza	-0,45	-0,80	-0,26	0,67	-0,78	-0,97	1,00

Tabela 2. Autovalores dos componentes principais estimados. Recife (PE), Brasil, 2010–2017.

Variável	CP1	CP2
Proporção de mulheres chefes de família sem Fundamental completo e com filhos menores de 15 anos	0,62	0,08
Razão de dependência	0,89	0,16
Taxa de distorção no ensino médio por dependência administrativa	0,33	0,91
Proporção da população em domicílios com banheiro e água encanada	-0,81	0,26
Proporção dos ocupados sem rendimento com 18 anos ou mais	0,87	-0,23
Proporção de extremamente pobres	0,95	-0,06
Renda domiciliar média dos vulneráveis à pobreza	-0,93	0,04
Variância	4,41	0,93
Proporção de variância explicada	63,58	14,05
Proporção de variância explicada acumulada	63,58	77,63

CP: componente principal.

Quanto às estimativas do modelo, tem-se os seguintes resultados:

$$\hat{\mu}_i = 7,1 + 2,44$$

$$\hat{\sigma}_{ij} = e^{-2+0,66F_{\text{Carência média}}+0,62F_{\text{Carência alta}}-0,31F_{\text{Carência muito alta}}}$$

$$\hat{v}_i = 7,1 + 2,44$$

$$\hat{\tau}_{ij} = e^{16,25-12,82F_{\text{Carência média}}-15,22F_{\text{Carência alta}}-16,49F_{\text{Carência muito alta}}}$$

Em que:

i = municípios do estado de Pernambuco;

j = faixas de carência social do ICS (carência baixa é a faixa de referência).

A taxa de mortalidade fetal evitável aumentou entre os estratos de carência social, com taxas de 8 (baixa carência), 8,1 (média carência), 8,8 (alta carência) e 10,7 por mil (muito alta carência social). Observaram-se 44 municípios com ICS baixo, 66 com médio, 61 com alto e 13 municípios com muito alto (Figura 2). O modelo de regressão estimado explica que, a cada 0,1 ponto de ICS, a taxa de mortalidade fetal evitável possui aumento mediano de 0,24.

Na análise espacial, a taxa de mortalidade fetal foi de 12,1 por mil nascimentos, e a mortalidade fetal evitável foi de 8,5 por mil nascimentos. Com a análise bayesiana, o município Moreilândia, localizado na mesorregião Sertão, apresentou maior taxa de mortalidade fetal (55,10) (Figura 2B) e de mortalidade fetal evitável (37,34) (Figura 2G).



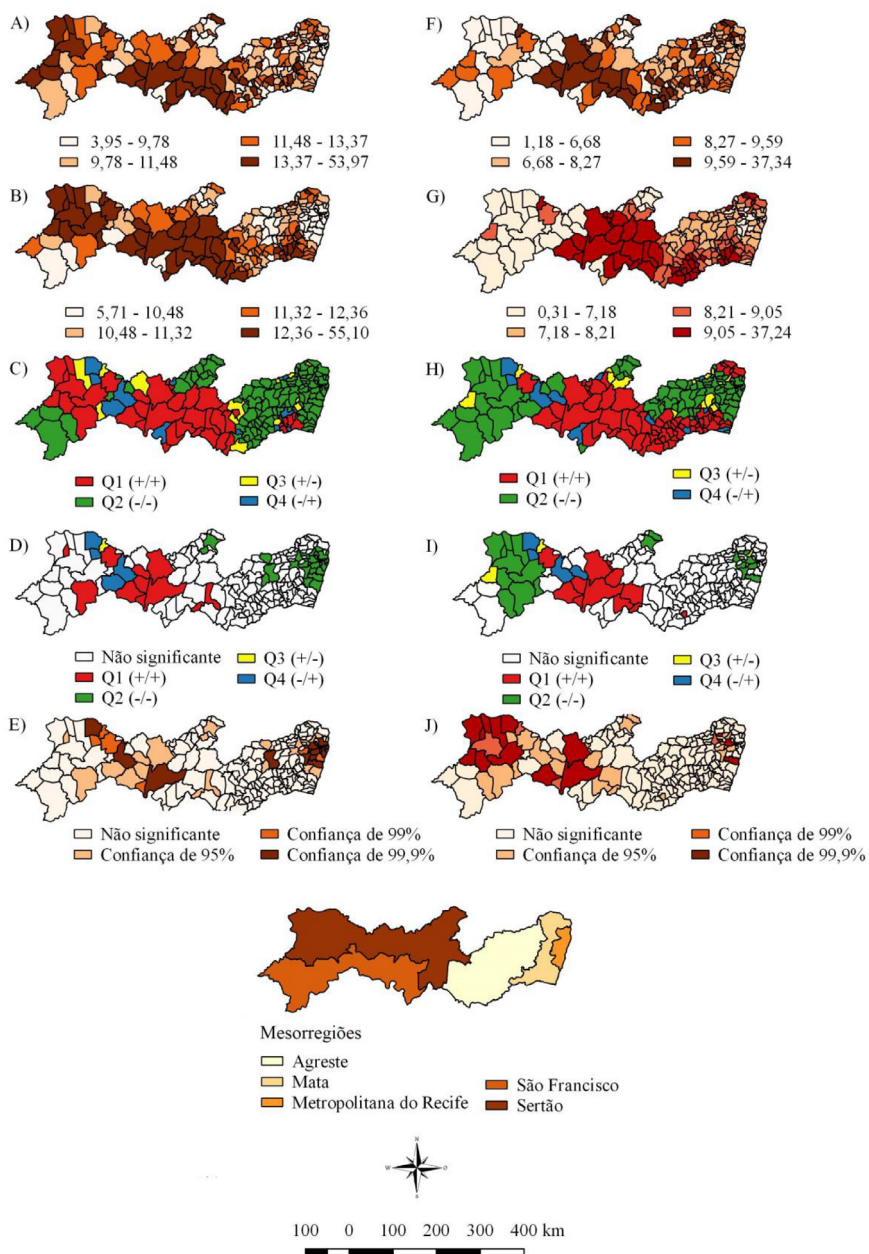


Figura 2. (A) Mapa temático da taxa de mortalidade fetal; (B) mapa temático da taxa de mortalidade fetal bayesiana; (C) *Box Map* da taxa de mortalidade fetal bayesiana; (D) *Moran Map* da taxa de mortalidade fetal bayesiana; (E) *LISA Map* da taxa de mortalidade fetal bayesiana; (F) mapa temático da taxa de mortalidade fetal evitável; (G) mapa temático da taxa de mortalidade fetal evitável bayesiana; (H) *Box Map* da taxa de mortalidade fetal evitável bayesiana; (I) *Moran Map* da taxa de mortalidade fetal evitável bayesiana; (J) *LISA Map* da taxa de mortalidade fetal evitável bayesiana. Pernambuco, 2010–2017.

Quanto ao ICS, constatou-se maior índice no município de Carnaubeira da Penha (mesorregião São Francisco) (Figura 3A). O Índice Global de Moran verificou autocorrelação espacial significativa para a taxa de mortalidade fetal bayesiana ( $I = 0,10$ ;  $p = 0,05$ ), para a taxa de mortalidade fetal evitável bayesiana ( $I = 0,13$ ;  $p = 0,03$ ) e para o ICS ( $I = 0,53$ ;  $p = 0,01$ ).

No *Box Map*, detectaram-se *clusters* prioritários (Q1) para a mortalidade fetal bayesiana nas mesorregiões Mata, São Francisco e Sertão (Figura 2C). Para a mortalidade fetal evitável bayesiana, visualizaram-se *clusters* Q1 em todas as mesorregiões, exceto na Metropolitana do Recife (Figura 2H). Identificaram-se *clusters* Q1 para o ICS, sobretudo nas mesorregiões Agreste, São Francisco e Sertão (Figura 3B).

No *Moran Map*, viram-se as áreas prioritárias (Q1) para a mortalidade fetal bayesiana e a mortalidade fetal evitável bayesiana nas mesorregiões São Francisco e Sertão (Figuras 2D

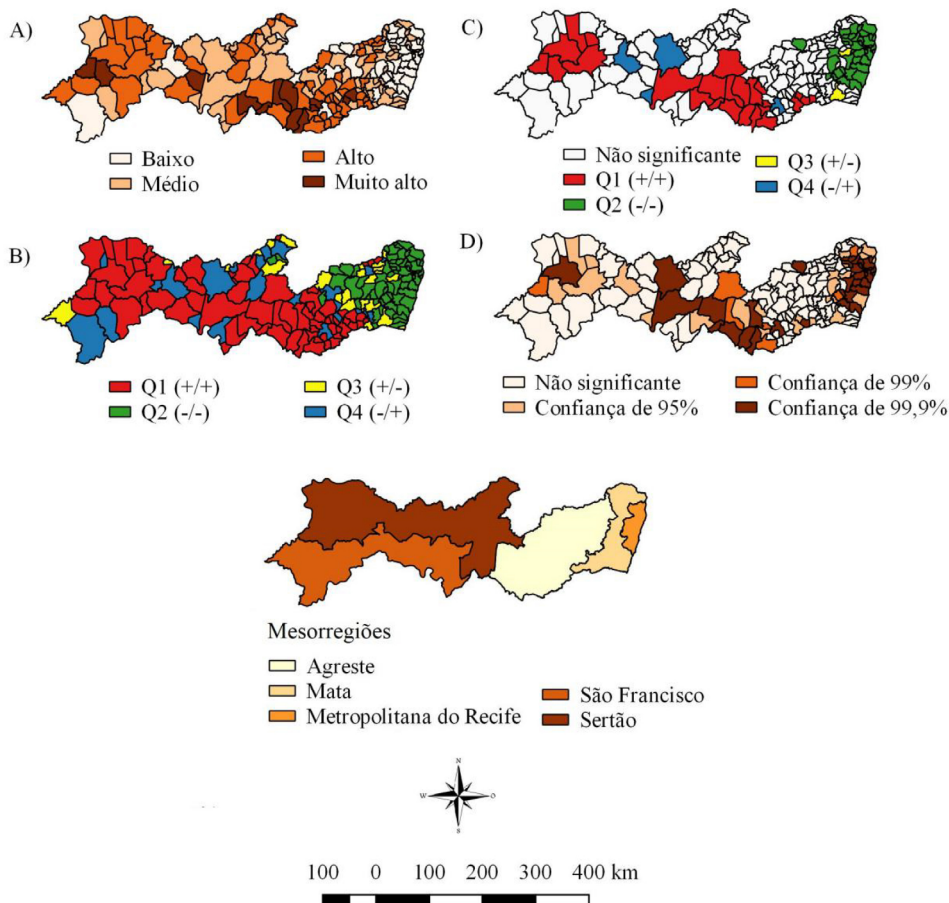


Figura 3. (A) Mapa temático do Índice de Carência Social; (B) *Box Map* do Índice de Carência Social; (C) *Moran Map* do Índice de Carência Social; (D) *LISA Map* do Índice de Carência Social. Pernambuco, 2010–2017.

e 2I). As áreas Q1 para o ICS foram observadas principalmente nas mesorregiões Agreste, São Francisco e Sertão (Figura 3C).

No *LISA Map*, entre o *cluster* Q1, verificou-se 99,9% de confiança na mesorregião São Francisco para a mortalidade fetal bayesiana (Figura 2E), assim como nas mesorregiões São Francisco e Sertão para a mortalidade fetal evitável bayesiana (Figura 2J) e ICS (Figura 3D).

## DISCUSSÃO

Os óbitos fetais ocorreram principalmente por causas evitáveis e fragilidades na atenção à mulher durante a gestação e o parto. Na elaboração do ICS, as variáveis referentes a demografia, educação, saneamento, trabalho e vulnerabilidade estiveram associadas à mortalidade. A taxa de mortalidade fetal evitável foi maior entre os estratos de maior carência social. Elevadas mortalidade fetal e fetal evitável, além de ICS muito alto, ocorreram principalmente nas mesorregiões São Francisco e Sertão.

A taxa de mortalidade fetal neste estudo (12,1) foi superior à média nacional em 2015, que se encontrava estável desde 2010<sup>28</sup>, resultado semelhante ao encontrado no estado do Ceará, com 12,6 óbitos por mil em 2012<sup>27</sup>. A mortalidade fetal brasileira apresenta-se de maneira heterogênea nas regiões do país, sendo as maiores taxas localizadas em estados do Nordeste, que possui precárias condições socioeconômicas<sup>28</sup>.

Neste estudo, as mortes evitáveis predominaram entre os óbitos fetais. Tal achado evidencia fragilidades na efetividade dos sistemas de saúde. As análises das mortes fetais evitáveis permitem avaliar o desempenho dos serviços de atenção pré-natal e obstétrica e contribuem para compreender os fatores envolvidos na sua ocorrência<sup>29</sup>. O monitoramento desse indicador possibilita comparar a situação das ações de saúde materna e infantil em diferentes períodos e espaços geográficos<sup>7</sup> e é imprescindível para o desenvolvimento de políticas públicas voltadas à redução das mortes<sup>14,30</sup>.

Os óbitos fetais mostraram-se reduzíveis principalmente por adequada atenção à mulher na gestação, ainda que em proporção inferior à constatada por outro estudo<sup>31</sup>. Há consenso quanto à importância da adesão ao pré-natal, à frequência mínima de seis consultas, ao acompanhamento clínico e por meio de exames laboratoriais e de imagem durante a gestação como estratégias para evitar mortes maternas, fetais e infantis<sup>32</sup>. A assistência pré-natal de qualidade atua na promoção da saúde, na prevenção e na detecção precoce e no tratamento de doenças<sup>33,34</sup>, contudo, conforme estudo brasileiro realizado em 2019, persiste a assiduidade inferior à recomendada, e menos de 1/3 das gestantes assistidas em unidades públicas de saúde não realizaram testes laboratoriais nos primeiro e terceiro trimestres, ou exames de imagem durante a gravidez<sup>33</sup>. Uma parte expressiva das mortes fetais anteparto decorre da assistência pré-natal inapropriada, com dificuldade no acesso a exames laboratoriais e de imagem, impossibilitando que condições maternas patológicas possam ser prevenidas, identificadas, monitoradas e tratadas<sup>35</sup>.

Outra parcela das mortes fetais, ocorrida durante o parto, poderia ser evitada por acesso oportuno aos serviços obstétricos e à atenção humanizada de qualidade baseada em boas

práticas e nas melhores evidências técnico-científicas<sup>35,36</sup>. As boas práticas durante o trabalho de parto iniciam-se pelo acesso às unidades de saúde com recursos humanos e estruturais suficientes para uma assistência adequada, que evite a peregrinação da parturiente na rede hospitalar<sup>36,37</sup>. Contemplam o acolhimento à gestante, o seu ingresso no serviço de saúde e a atuação da equipe multidisciplinar, para garantir o direito da mulher à assistência obstétrica sem intervenções médicas desnecessárias e, por vezes, iatrogênicas<sup>36,37</sup>.

Neste estudo, a taxa de mortalidade fetal evitável, que se relaciona com a assistência precária à mulher no ciclo gravídico e no parto, aumentou à medida que a carência social se elevava. A técnica de análise fatorial por componentes principais foi utilizada em outro estudo para elaborar os índices que apontaram para variáveis sociais ligadas à mortalidade fetal<sup>9</sup>. Uma pesquisa desenvolvida na Espanha indicou que as mulheres com baixa escolaridade e provenientes de áreas com baixo índice de desenvolvimento humano (IDH) tiveram risco aproximadamente quatro vezes maior de óbito fetal<sup>30</sup>. Assim como identificado neste estudo, pesquisa elaborada na Argentina mostrou um índice socioeconômico associado à mortalidade fetal e composto de variáveis referentes à habitação, ao saneamento, à educação e ao trabalho<sup>9</sup>.

Na análise espacial, a aplicação da técnica bayesiana para as taxas de mortalidade fetal e fetal evitável permitiu a estabilização das taxas entre as áreas próximas. Uma pesquisa internacional que verificou as iniquidades em saúde e sobrevivência fetal constatou a importância do emprego da análise bayesiana na suavização local e na identificação de áreas com as taxas mais elevadas<sup>14</sup>.

Na análise de autocorrelação espacial, verificaram-se *clusters* de alta prioridade para a mortalidade fetal e carência social no estado de Pernambuco. Esses *clusters* localizaram-se em municípios das mesorregiões São Francisco e Sertão, que mostraram prioridade para a mortalidade fetal, mortalidade fetal evitável e carência social. Os municípios dessas regiões também apresentaram IDHs municipais baixos ou médios<sup>38</sup>. Tal aspecto reforça a importância de intervenção em políticas públicas intersetoriais que atuem nas necessidades básicas da população para garantir as melhores condições de vida e ampliar as possibilidades de sobrevivência fetal<sup>39</sup>.

A distribuição espacial da mortalidade fetal evitável e sua relação com a carência social verificada neste estudo possibilitaram a identificação de municípios e regiões de saúde com maiores necessidades sociais e de assistência à saúde. Como observado em outras pesquisas, a análise espacial é capaz de orientar o setor de saúde na escolha de áreas prioritárias para as ações assistenciais materno-infantil e de vigilância em saúde<sup>40,41</sup>. O uso de técnicas de geoprocessamento permite detectar os fatores de risco para o óbito e as causas de morte em diferentes grupos populacionais e monitorar a distribuição das taxas de mortalidade nos espaços geográficos<sup>7,9</sup>.

As limitações deste estudo relacionaram-se ao uso de dados secundários, com uma possível subnotificação dos óbitos e incompletude dos sistemas de informação, que podem subdimensionar as taxas apresentadas, particularmente nos municípios mais distantes da Região Metropolitana do Recife. Apesar disso, há estudos que mostram o nível de adequação das

informações no estado<sup>42</sup>. Outra limitação decorreu do uso da LBE, que não é exclusiva para os óbitos fetais, mas contempla os óbitos neonatais que apresentam circunstâncias e etiologias semelhantes às das mortes fetais. Como as unidades de análise foram municípios, podem ter havido desigualdades por causa de características heterogêneas nos grupos populacionais.

Os resultados do estudo evidenciaram que os óbitos fetais poderiam ter sido evitados principalmente pela adequada atenção à mulher na gestação e no parto. O ICS revelou que as variáveis relacionadas a demografia, educação, saneamento, trabalho e vulnerabilidade estiveram associadas à mortalidade fetal, e a taxa de mortalidade fetal evitável aumentou à medida que a carência social se elevou. Identificaram-se *clusters* de municípios com, simultaneamente, as maiores taxas de mortalidade fetal e mortalidade fetal evitável, além de ICS mais elevados. Tais *clusters* foram considerados áreas prioritárias para a redução das desigualdades espaciais da mortalidade fetal.

Nas áreas destacadas neste estudo, recomendam-se a ampliação da cobertura da Estratégia Saúde da Família, a reorganização da rede de assistência ao parto descentralizada por regiões do estado, maior ênfase na atenção obstétrica baseada em evidências e boas práticas e a intensificação da vigilância ao óbito fetal. A identificação das causas de morte, das circunstâncias de ocorrência e a retificação das causas básicas permitem a correta especificação no SIM e o enquadramento adequado na classificação de evitabilidade. O fortalecimento da vigilância do óbito e a melhoria das estatísticas vitais poderão favorecer o planejamento de ações para a organização da rede de assistência materno-infantil, particularmente ao aprofundar o tema por meio de análises espaciais que identifiquem as áreas de maior vulnerabilidade social e prioritárias para as intervenções.

## REFERÊNCIAS

1. Aminu M, Bar-Zeev S, White S, Mathai M, Broek NVD. Understanding cause of stillbirth: a prospective observational multi-country study from sub-Saharan Africa. *BMC Pregnancy Childbirth* 2019; 19(1): 470. <https://doi.org/10.1186/s12884-019-2626-7>
2. Blencowe H, Cousens S, Jassir FB, Say L, Chou D, Mathers C, et al. National, regional, and worldwide estimates of stillbirth rates in 2015, with trends from 2000: a systematic analysis. *Lancet* 2016; 4(2): E98-108. [https://doi.org/10.1016/S2214-109X\(15\)00275-2](https://doi.org/10.1016/S2214-109X(15)00275-2)
3. Brasil. Ministério da Saúde. Departamento de Informática do SUS. [Internet]. Brasília: Ministério da Saúde; 2017 [acessado em 14 out. 2019]. Disponível em: <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0205>
4. World Health Organization. Every Newborn: an action plan to end preventable deaths [Internet]. Geneva: WHO; 2014 [acessado em 10 mar 2020]. Disponível em: [https://www.who.int/maternal\\_child\\_adolescent/documents/every-newborn-action-plan/en/](https://www.who.int/maternal_child_adolescent/documents/every-newborn-action-plan/en/)
5. Fouks Y, Tschemichovsky R, Greenberg A, Bak S, Sinai NB, Shinar S. Can we prevent stillbirth? *Am J Perinatol* 2020; 37(5): 534-42. <https://doi.org/10.1055/s-0039-1683960>
6. Bernis L, Kinney MV, Stones W, Hoope-Bender P, Vivio D, Leisher SH, et al. Stillbirths: ending preventable deaths by 2030. *Lancet* 2016; 387(10019): 703-16. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(15\)00954-X](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(15)00954-X)
7. Bonfim CV, Silva APSC, Oliveira CM, Vilela MBR, Freire NCF. Spatial analysis of inequalities in fetal and infant mortality due to avoidable causes. *Rev Bras Enferm* 2020; 73(Supl. 4): e20190088. <https://doi.org/10.1590/0034-7167-2019-0088>



8. Canuto IMB, Alves FAP, Oliveira CM, Frias PG, Macêdo VC, Bonfim CV. Intraurban differentials of perinatal mortality: modeling for identifying priority areas. *Esc Anna Nery Rev Enferm* 2019; 23(1): e20180166. <https://doi.org/10.1590/2177-9465-EAN-2018-0166>
9. Loiacono KV. Evolution of fetal mortality in the setting of Argentine socioeconomic inequalities. *Period 2007-2014. Arch Argent Pediatr* 2018; 116(4): e567-74. <https://doi.org/10.5546/aap.2018.eng.e567>
10. Kessels R, Hoornweg A, Thanh Bui TK, Erreygers G. A distributional regression approach to income-related inequality of health in Australia. *Int J Equity Health* 2020; 19(1): 1-19. <https://doi.org/10.1186/s12939-020-01189-1>
11. Berger M, Schmid M. Flexible modeling of ratio outcomes in clinical and epidemiological research. *Stat Methods Med Res* 2020; 29(8): 2250-68. <https://doi.org/10.1177/0962280219891195>
12. Grafova IB, Gusmano MK, Martirosyan K, Weisz D, Rodwin VG. Infant Mortality in Moscow: the Perils of Progress in Russia's world city. *J Urban Health* 2019; 96(6): 813-22. <https://doi.org/10.1007/s11524-019-00375-z>
13. Nascimento SCS, Costa MCN, Braga JU, Natividade MS. Spatial patterns of preventable perinatal mortality in Salvador, Bahia, Brazil. *Rev Saúde Pública* 2017; 51: 73. <https://doi.org/10.11606/s1518-8787.2017051007076>
14. Adeyinka DA, Olakunde BO, Mahajarine N. Evidence of health inequity in child survival: spatial and Bayesian network analyses of stillbirth rates in 194 countries. *Sci Rep* 2019; 9: 19755. <https://doi.org/10.1038/s41598-019-56326-w>
15. Brasil. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Cidades e Estados. Pernambuco [Internet]. Rio de Janeiro: IBGE; 2019 [acessado em 15 mar 2020]. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/cidades-e-estados/pe.html>
16. Malta DC, Sardinha LMV, Moura L, Lansky S, Leal MC, Szwarcwald CL, et al. Update of avoidable causes of deaths due to interventions at the Brazilian Health System. *Epidemiol Serv Saúde* 2010; 19(2): 173-6.
17. Bartlett MS. The Effect of Standardization on a  $\chi^2$  Approximation in Factor Analysis. *Biometrika* 1951; 38(3-4): 337-44. <https://doi.org/10.1093/biomet/38.3-4.337>
18. Kaiser HF. An Index of Factorial Simplicity. *Psychometrika* 1974; 39(1): 31-6. <https://doi.org/10.1007/BF02291575>
19. Hastie T, Tibshirani R, Friedman J. The elements of statistical learning: data mining, inference, and prediction. 2. ed. Nova York: Springer Science & Business Media; 2009. 745 p.
20. Rigby RA, Stasinopoulos MD, Heller GZ, De Bastiani F. Distributions for modeling location, scale, and shape: Using GAMLSS in R. Londres: CRC Press; 2019. 589 p.
21. Sakamoto Y, Ishiguro M, Kitagawa G. Akaike Information Criterion Statistics. Heidelberg: D. Reidel Publishing Company; 1986.
22. Stasinopoulos MD, Rigby RA, Heller GZ, Voudouris V, De Bastiani F. Flexible regression and smoothing: using GAMLSS in R. Londres: CRC Press; 2017.
23. Lê S, Josse J, Husson F. FactoMineR: An R Package for Multivariate Analysis. *J Stat Software* 2008; 25(1): 1-18. <https://doi.org/10.18637/jss.v025.i01>
24. Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE). TerraLib and TerraView Wiki Page [Internet]. Brasil: INPE [acessado em 10 dez. 2019]. Disponível em: <http://www.dpi.inpe.br/terralib5/wiki/>
25. Kang SY, Cramb SM, White NM, Ball SJ, Mengersen KJ. Making the most of spatial information in health: a tutorial in Bayesian disease mapping for areal data. *Geospatial Health* 2016; 11(2): 428. <https://doi.org/10.4081/gh.2016.428>
26. Luzardo JAR, Castañeda Filho RM, Rubim IB. Análise exploratória com o emprego do Índice de Moran. *GEOgraphia* 2017; 19(40): 161-79. <https://doi.org/10.22409/GEOgraphia2017.v19i40.a13807>
27. Lima KJ, Chaves CS, Gomes EO, Lima MA, Candeira ECP, Teófilo FKS, et al. Health situation analysis: fetal mortality in the 10th health region of Ceará. *Rev Bras Prom Saúde* 2017; 30(1): 30-7. <https://doi.org/10.5020/18061230.2017.p30>
28. Barros PS, Aquino EC, Souza MR. Fetal mortality and the challenges for women's health care in Brazil. *Rev Saúde Pública* 2019; 53: 12. <https://doi.org/10.11606/S1518-8787.2019053000714>
29. Malta DC, Prado RR, Saltarelli RMF, Monteiro RA, Souza MFM, Almeida MF. Preventable deaths in childhood, according to actions of the Unified Health System, Brazil. *Rev Bras Epidemiol* 2019; 22: E190014. <https://doi.org/10.1590/1980-549720190014>
30. Luque-Fernandez MA, Thomas A, Gelaye B, Racape J, Sanchez MJ, William MA. Secular trends in stillbirth by maternal socioeconomic status in Spain 2007-15: a population based study of 4 million births. *Eur J Public Health* 2019; 29(6): 1043-8. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckz086>
31. Garcia LP, Fernandes CM, Traebert J. Risk factors for neonatal death in the capital city with the lowest infant mortality rate in Brazil. *J Pediatr (Rio J)* 2019; 95(2): 194-200. <https://doi.org/10.1016/j.jped.2017.12.007>
32. Page JM, Thorsten V, Reddy UM, Dudley DJ, Hogue CJR, Saade GR, et al. Potentially preventable stillbirth in a diverse U.S. cohort. *Obstet Gynecol* 2018; 131(2): 336-43. <https://doi.org/10.1097/AOG.0000000000002421>

33. Monteiro MFV, Barbosa CP, Vertamatti MAF, Tavares MNA, Carvalho ACO, Alencar APA. Access to public health services and integral care for women during the puerperal gravid period in Ceará, Brazil. *BMC Health Serv Res* 2019; 19(1): 851. <https://doi.org/10.1186/s12913-019-4566-3>
34. Williams AD, Wallace M, Nobles C, Mendola P. Racial residential segregation and racial disparities in stillbirth in the United States. *Health Place* 2018; 51: 208-16. <https://doi.org/10.1016/j.healthplace.2018.04.005>
35. Leal MC, Bittencourt SA, Esteves-Pereira AP, Ayres BVS, Silva LBRAA, Thomaz EBAF, et al. Progress in childbirth care in Brazil: preliminary results of two evaluation studies. *Cad Saúde Pública* 2019; 35(7): e00223018. <https://doi.org/10.1590/0102-311x00223018>
36. Lima SS, Braga MC, Vanderlei LCM, Luna CF, Frias PG. Assessment of the impact of prenatal, childbirth, and neonatal care on avoidable neonatal deaths in Pernambuco State, Brazil: an adequacy study. *Cad Saúde Pública* 2020; 36(2): e00039719. <https://doi.org/10.1590/0102-311X00039719>
37. Mosley WH, Chen LC. An analytic framework for the study of child survival in developing countries. *Popul Dev Rev* 1984; 10(Supl.): 25-45. <https://doi.org/10.2307/2807954>
38. Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, Fundação João Pinheiro. Atlas do desenvolvimento humano no Brasil [Internet]. Rio de Brasília: PNUD; 2020 [acessado em 10 mar 2020]. Disponível em: <http://atlasbrasil.org.br/>
39. Callander EJ, Thomas J, Fox H, Ellwood D, Flenady V. What are the costs of stillbirth? Capturing the direct health care and macroeconomic costs in Australia. *Birth (Berkeley, Calif.)* 2020; 47(2): 183-90. <https://doi.org/10.1111/birt.12469>
40. Berman Y, Ibiebele I, Patterson JA, Randall D, Ford JB, Nippita T, et al. Rates of stillbirth by maternal region of birth and gestational age in New South Wales, Australia 2004-2015. *ANZJOG* 2020; 60(3): 425-32. <https://doi.org/10.1111/ajo.13085>
41. Teixeira LO, Belarmino V, Gonçalves CV, Mendoza-Sassi RA. Temporal trend and spatial distribution of congenital syphilis in the state of Rio Grande do Sul between 2001 and 2012. *Ciênc Saúde Colet* 2018; 23(8): 2587-97. <https://doi.org/10.1590/1413-81232018238.25422016>
42. Figueirôa BQ, Frias PG, Vanderlei LCM, Vidal SA, Carvalho PI, Pereira CCB, et al. Evaluation of the implantation of the Mortality Information System in Pernambuco state, Brazil, in 2012. *Epidemiol Serv Saúde* 2019; 28(1): e2018384. <https://doi.org/10.5123/s1679-49742019000100013>

Recebido em: 24/08/2020

Revisado em: 12/11/2020

Aceito em: 03/12/2020

**Contribuição dos autores:** Canuto IMB, Bonfim CV e Macêdo VC contribuíram com a concepção do estudo, análise e interpretação dos dados, redação do manuscrito, revisão crítica e de seu conteúdo intelectual. Portugal JL, Costa HVV contribuíram com a elaboração dos dados. Oliveira CM e Frias PG contribuíram com a análise e interpretação dos dados e redação do manuscrito. Todos os autores aprovaram a versão final do manuscrito.

