

Estado da publicação: O preprint foi publicado em um periódico como um artigo  
DOI do artigo publicado: <https://doi.org/10.1590/1980-549720210007.supl.1>

## PADRÕES ESPACIAIS DA MORTALIDADE FETAL EVITÁVEL E CARÊNCIA SOCIAL

Indianara Maria de Barros Canuto, Vilma Costa de Macêdo, Paulo Germano de Frias,  
Conceição Maria de Oliveira , Heitor Victor Veiga da Costa, José Luiz Portugal , Cristine Vieira  
do Bonfim

<https://doi.org/10.1590/1980-549720210007.supl.1>

Submetido em: 2020-12-14

Postado em: 2020-12-14 (versão 1)

(AAAA-MM-DD)

**DOI: 10.1590/1980-549720210007.supl.1  
e210007.supl.1**

**Artigo original**

**PADRÕES ESPACIAIS DA MORTALIDADE FETAL EVITÁVEL E  
CARÊNCIA SOCIAL**

**SPATIAL PATTERNS OF AVOIDABLE FETAL MORTALITY AND SOCIAL  
LACK**

Título resumido: Mortalidade fetal evitável e carência social

**Indianara Maria de Barros Canuto**

E-mail: [indianarabarros@hotmail.com](mailto:indianarabarros@hotmail.com)

ORCID: 0000-0003-0540-1252

Universidade Federal de Pernambuco, Recife, Pernambuco, Brasil.

**Vilma Costa de Macêdo**

E-mail: [yilmacmacedo@hotmail.com](mailto:yilmacmacedo@hotmail.com)

ORCID: 0000-0003-3068-3175

Universidade Federal de Pernambuco, Recife, Pernambuco, Brasil.

**Paulo Germano de Frias**

E-mail: [pfrias@imip.org.br](mailto:pfrias@imip.org.br)

ORCID: 0000-0003-4497-8898

Instituto de Medicina Integral Professor Fernando Figueira, Recife, Pernambuco, Brasil.

**Conceição Maria de Oliveira**

E-mail: [coliveira@recife.pe.gov.br](mailto:coliveira@recife.pe.gov.br)

ORCID: 0000-0002-2220-5782

Secretaria de Saúde, Recife, Pernambuco, Brasil.

**Heitor Victor Veiga da Costa**

E-mail: [heitor\\_hvvc@hotmail.com](mailto:heitor_hvvc@hotmail.com)

ORCID: 0000-0003-2525-6689

Universidade Federal de Pernambuco, Recife, Pernambuco, Brasil.

**José Luiz Portugal**

E-mail: [joseluiz.portugal@gmail.com](mailto:joseluiz.portugal@gmail.com)

ORCID: [0000-0002-6508-1687](https://orcid.org/0000-0002-6508-1687)

Universidade Federal de Pernambuco, Recife, Pernambuco, Brasil.

**Cristine Vieira do Bonfim**

E-mail: [cristine.bonfim@uol.com.br](mailto:cristine.bonfim@uol.com.br)

ORCID: 0000-0002-4495-9673

Fundação Joaquim Nabuco, Recife, Pernambuco, Brasil.

**Autora correspondente:** Indianara Maria de Barros Canuto. Rua Vinte e Quatro de Junho, Encruzilhada, Recife - Pernambuco, Brasil. CEP: 53030-100. E-mail: [indianaracanuto@hotmail.com](mailto:indianaracanuto@hotmail.com)

**Conflitos de interesse:** Não há conflito de interesse a declarar.

**Fonte de financiamento:** Financiamento público. Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (CAPES) código de financiamento 001.

**Número de identificação/aprovação do CEP:** Aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Federal de Pernambuco, Número do Parecer: 3.463.927

CAEE: 13981419.6.0000.5208

### **Colaboração individual de cada autor**

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.

## 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 8,0 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.

**Descritores:** Mortalidade fetal; Estatísticas vitais; Análise espacial; Iniquidade social.

## 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 deficiency), 8.1 per thousand (average deficiency), 8.8 per thousand (high deficiency) and 10.7 per thousand (very high social need). 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.

**Descriptors:** 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 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, impõe-se o enfrentamento das carências sociais e seu monitoramento<sup>4,6</sup>. Elevadas taxas de mortalidade fetal evitável explicitam a ineficiência de políticas intersetoriais que promovam condições de habitação, saneamento, educação, trabalho e renda para garantir qualidade de vida e do 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 (ICSs) 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 relacionados ao risco de morte fetal<sup>8-9</sup>. E, 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 distribuições 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 haja uma produção 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 na elaboração de políticas públicas direcionadas à redução das desigualdades em saúde<sup>13,14</sup>.

Considerando que índices compostos é um instrumento útil para investigar as desigualdades assistenciais de saúde e das condições socioeconômicas<sup>8</sup> este estudo objetivou elaborar um índice de carência social 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); 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 500g 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 Informações 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 66 indicadores sociais referentes à 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-valor <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-Mayer-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 obtidas 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 utilizados para a criação do ICS foram normalizados pela fórmula:

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

Os fatores a serem extraídos definiram-se a partir do gráfico de variância *versus* o número de componentes (*screeplot*) no qual os pontos na maior inclinação indicam a quantidade apropriada de componentes a serem retidos. Avaliou-se a confiabilidade dos fatores e um 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 expressão:

$$ICS = \frac{CP_i - \text{mín}(CP_i)}{\text{máx}(CP_i) - \text{mín}(CP_i)}$$

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 Akaike (AIC)<sup>21</sup> dentre os modelos testados a partir do *framework* de análise de regressão GAMLSS<sup>22</sup> (onde 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 expressão:

$$\hat{c}v = \hat{\sigma} \left( \frac{\hat{\tau}}{\hat{\mu} - 2} \right)^{\frac{1}{2}}$$

Optou-se pelo uso da parametrização original da distribuição,<sup>20</sup> pois a função de ligação para o parâmetro de localização (que, neste caso, é a mediana) será a função identidade, que é 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-mens* 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 indicador de carência social (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, é 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-valor >0,05) em cada um dos quatro quadrantes do diagrama de espalhamento de Moran. O *LISA Map* permitiu detectar aglomerados com a significância 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 (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 (Fluxograma 1).

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 ( $\chi^2$  de 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 à 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 2010 (-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 *screeplots*. 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).

Quanto às estimativas do modelo, apresentam-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 PE;

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 8,0 por mil (baixa carência), 8,1 (média carência), 8,8 (alta carência) e 10,7 (muito alta carência social). Observaram-se 44 municípios com ICS baixo, 66 com médio, 61 com alto e 13 municípios com muito alto (Figura 1). O modelo de regressão estimado explica que, a cada 0,1 ponto de ICS, a taxa de mortalidade fetal evitável possui um 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 1B) e de mortalidade fetal evitável (37,34) (Figura 1G).

Quanto ao ICS, constatou-se maior índice no município de Carnaubeira da Penha (Mesorregião São Francisco) (Figura 2A). 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 1C). Para a mortalidade fetal evitável *bayesiana*, visualizou-se *clusters* Q1 em todas as Mesorregiões, exceto a Metropolitana do Recife (Figura 1H). Identificaram-se *clusters* Q1 para o ICS, sobretudo, nas Mesorregiões Agreste, São Francisco e Sertão (Figura 2B).

No Moran *Map*, visualizaram-se as áreas prioritárias (Q1) para a mortalidade fetal *bayesiana* e a mortalidade fetal evitável *bayesiana* nas Mesorregiões São Francisco e Sertão (Figura 1D e 1I). As áreas Q1 para o ICS foram observadas, principalmente, nas Mesorregiões Agreste, São Francisco e Sertão (Figura 2C).

No LISA *Map*, dentre o *cluster* Q1, verificou-se 99,9% de confiança na Mesorregião São Francisco para a mortalidade fetal *bayesiana* (Figura 1E). Assim como, nas Mesorregiões São Francisco e Sertão para a mortalidade fetal evitável *bayesiana* (Figura 1J) e ICS (Figura 2D).

## DISCUSSÃO

Os óbitos fetais ocorreram principalmente por causas evitáveis e as fragilidades na atenção à mulher durante a gestação e o parto. Na elaboração do ICS, as variáveis referentes à demografia, educação, saneamento, trabalho e vulnerabilidade estiveram associadas à mortalidade. A taxa de mortalidade fetal evitável foi maior entre os estratos de mais carência social. Elevada mortalidade fetal e fetal evitável, além de ICS muito alto ocorreu 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 de 12,6 óbitos por mil em 2012<sup>27</sup>. A mortalidade fetal brasileira se apresenta de maneira heterogênea nas regiões do país, sendo as maiores taxas localizadas em estados do Nordeste, região que possui precárias condições socioeconômicas<sup>28</sup>.

Neste estudo, as mortes evitáveis predominaram entre os óbitos fetais. Tal achado aponta fragilidades na efetividade dos sistemas de saúde. As análises das mortes fetais evitáveis permite avaliar o desempenho dos serviços de atenção pré-natal e obstétrica e contribui 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 ao constatado por outro estudo<sup>31</sup>. Há consenso quanto à importância da adesão ao pré-natal, à frequência mínima de seis consultas, 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, prevenção, detecção precoce e tratamento de doenças<sup>33,34</sup>. Contudo, persistem a assiduidade inferior ao recomendado e pelo menos de 1/3 das gestantes assistidas em unidades públicas de saúde não realizaram testes laboratoriais no primeiro e terceiro trimestres, ou exames de imagem durante a gravidez<sup>33</sup>. Uma parte expressiva das mortes fetais anteparto decorre de uma assistência pré-natal inapropriada, com dificuldade no acesso a exames laboratoriais e de imagem, o que impossibilita 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 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 da gestante, desde 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 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 variáveis sociais relacionadas 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 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 por 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 a 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 ampliem 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 possibilitou 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 mortes em diferentes grupos populacionais e monitorar a distribuição das taxas de mortalidade nos espaços geográficos<sup>7,9</sup>.

As limitações deste estudo relacionam-se ao uso de dados secundários, com uma possível subnotificação dos óbitos e incompletude dos sistemas de informação, que

pode subdimensionar as taxas apresentadas, em particular 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 decorre do uso da LBE, que não é exclusiva para os óbitos fetais, mas contempla os óbitos neonatais que apresentam circunstâncias e etiologias semelhantes às mortes fetais. Como as unidades de análise foram municípios, pode haver desigualdades devido às características heterogêneas nos grupos populacionais.

Os resultados do estudo apresentaram que os óbitos fetais poderiam ser evitados principalmente pela adequada atenção à mulher na gestação e parto. O ICS revelou que as variáveis relacionadas à demografia, educação, saneamento, trabalho e vulnerabilidade estiveram associadas à mortalidade fetal. E que, 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 ICSs mais elevados. Tais *clusters* foram considerados áreas prioritárias para a redução das desigualdades espaciais da mortalidade fetal.

Nas áreas destacadas neste estudo recomenda-se a ampliação da cobertura da Estratégia de 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, permite 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 poderá favorecer o planejamento de ações para a organização da rede de assistência

materno-infantil, em particular ao aprofundar o tema por meio de análises espaciais que identifique às 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, Chou D, Mathers C, Say L, et al. National, regional, and worldwide estimates of stillbirth rates in 2015, with trends from 2000: a systematic analysis. *The Lancet* 2016; 4(2):98-108. [https://doi.org/10.1016/S2214-109X\(15\)00275-2](https://doi.org/10.1016/S2214-109X(15)00275-2)
3. Ministério da Saúde, Departamento de Informática do SUS. Datasus. Brasília (DF): 2017 [cited 2019 out 14]. Available from: <http://datasus.saude.gov.br/informacoes-de-saude/tabnet/estatisticas-vitais>
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(05):534-42. <https://doi.org/10.1055/s-0039-1683960>
6. Bernis L, Kinney MV, Stones W, Hoopes Bender P, Vivio D, Leisher SH et al. Stillbirths: ending preventable deaths by 2030. *The 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(Suppl 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):567–574. <https://doi.org/10.5546/aap.2018.eng.e567>
10. Kessels, R., Hoornweg, A., Thanh Bui, T. K., & Erreygers, G. A distributional regression approach to income-related inequality of health in Australia. *International Journal for Equity in 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. *Statistical Methods in Medical Research*. 2020; 29(8), 2250–2268. <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. Ministério do Planejamento, Orçamento e Gestão (BR), 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. <https://doi.org/10.5123/S1679-497420100002000010>
17. Bartlett, M. S. (1951). The Effect of Standardization on a  $\chi^2$  Approximation in Factor Analysis. *Biometrika* 38(3/4), 337–344.
18. Kaiser, H. F. (1974). An Index of Factorial Simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31–36.
19. Hastie, T., Tibshirani, R., & Friedman, J. (2009). *The elements of statistical learning: data mining, inference, and prediction*. Springer Science & Business Media. 2 ed, 745p.
20. Rigby, R. A., Stasinopoulos, M. D., Heller, G. Z., & De Bastiani, F. (2019). *Distributions for modeling location, scale, and shape: Using GAMLSS in R*. CRC press. 589p
21. Sakamoto, Y., Ishiguro, M., and Kitagawa G. (1986). *Akaike Information Criterion Statistics*. D. Reidel Publishing Company.
22. Stasinopoulos, M. D., Rigby, R. A., Heller, G. Z., Voudouris, V., & De Bastiani, F. (2017). *Flexible regression and smoothing: using GAMLSS in R*. CRC Press.

23. Le, S., Josse, J. & Husson, F. (2008). FactoMineR: An R Package for Multivariate Analysis. *Journal of Statistical Software*. 25(1). pp. 1-18. <http://www.jstatsoft.org/v25/i01/>.
24. Instituto Nacional de Pesquisas Espaciais (INPE). <http://www.dpi.inpe.br/terralib5/wiki/>
25. Kang SY, Cramb SM, White NM, Ball SJ, MengersenKJ. Making the most of spatial information in health: a tutorial in Bayesian disease mapping for areal data. *Geospatial Health*. 2016; 11(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 Promoç 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 Saude Publica* 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.jpmed.2017.12.007>
32. Page JM, Thorsten V, Reddy UM, Hogue CJR, Saade GR, Pinar H, 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, et al. Access to public health services and integral care for women during the puerperal gravid period period in Ceará, Brazil. *BMC Health Serv Res* 2019; 9(1):851. <https://doi.org/10.1186/s12913-019-4566-3>
34. Willams 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. *Population and Development Review* 1984;10:25- 45.
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/2013/>

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.) 2019; 47(2):183-90. [https://doi.org/10.1111 / birt.12469](https://doi.org/10.1111/birt.12469)

40. Berman Y, Ibiebele I, Peterson JA, Randal 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>

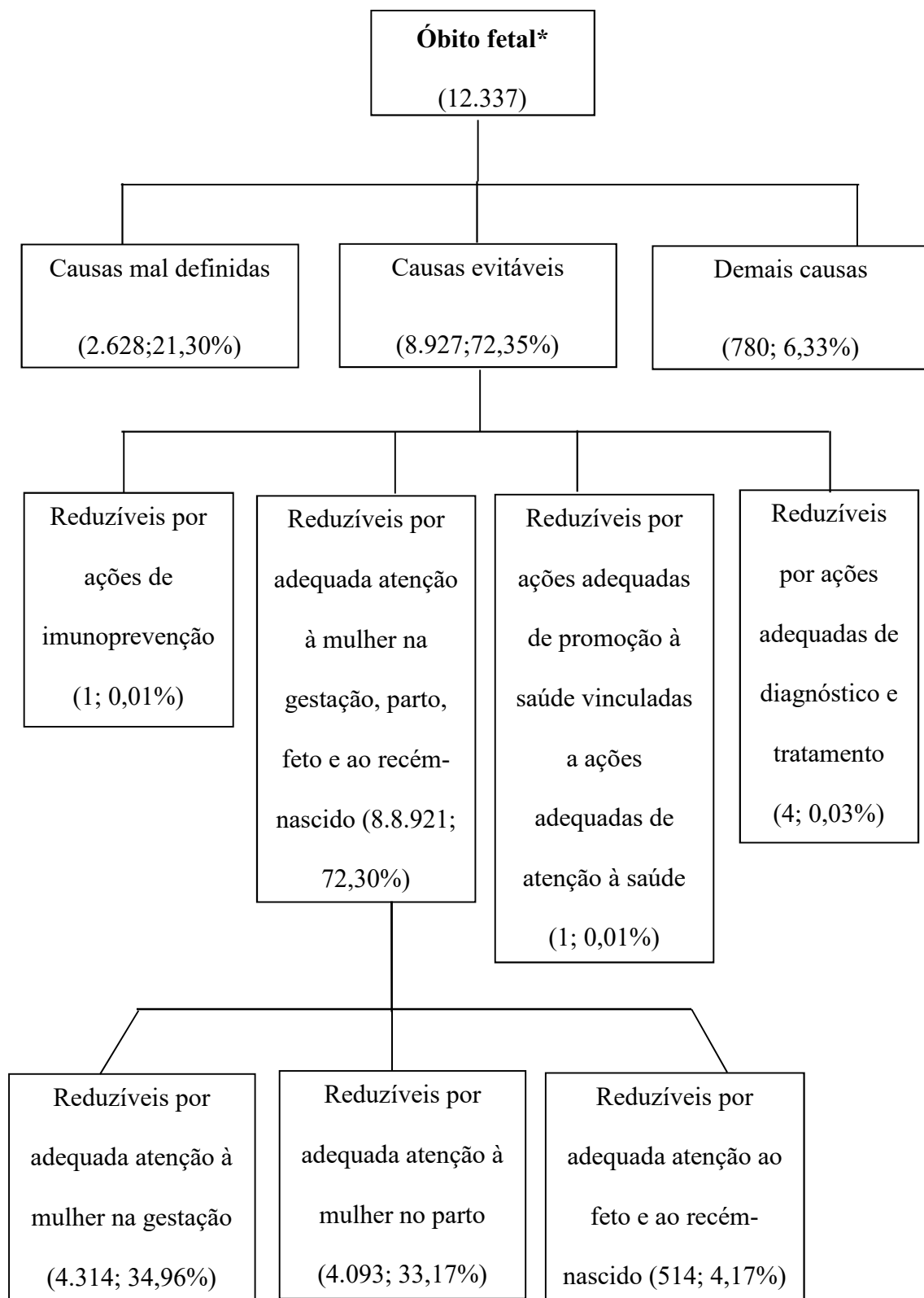
41. Teixeira LO, Belarmino V, Gonçalves CV, Mendoza-Sassi RA. Temporal trend and spatial distribution of congenital syphilis in the state of Rio Grande do Sul between 2001 and 2012. *Ciênc Saúde Colet* 2018; 23(8):2587-97. <https://doi.org/10.1590/1413-81232018238.25422016>

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

Aprovado em 03/12/2020



\*Ignorados (2; 0,02%)

Fluxograma 1. Classificação dos óbitos fetais segundo a Lista Brasileira de Causas Evitáveis de Morte. Pernambuco. 2010-2017. Recife (PE), Brasil, 2010-2017.

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

<b>Variável</b>	<b>CP1*</b>	<b>CP2</b>
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.

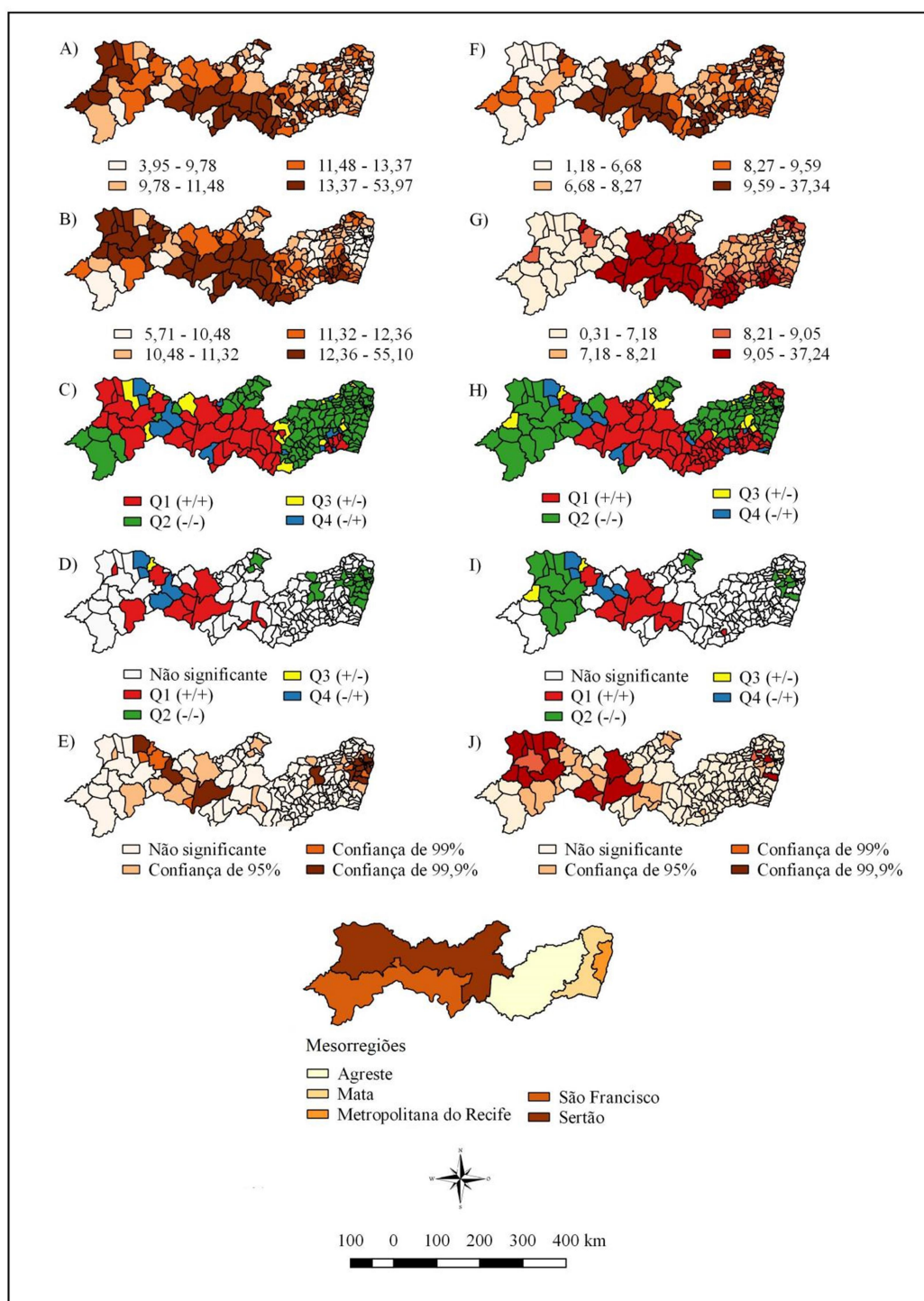


Figura 1. Mapa temático da taxa de mortalidade fetal (A); mapa temático da taxa de mortalidade fetal bayesiana (B); Box Map da taxa de mortalidade fetal bayesiana (C) e Moran Map da taxa de mortalidade fetal bayesiana (D); LISA Map da taxa de mortalidade fetal bayesiana (E); mapa temático da taxa de mortalidade fetal evitável (F); mapa temático da taxa de mortalidade fetal evitável bayesiana (G); Box Map da taxa de mortalidade fetal evitável bayesiana e (H) e Moran Map da taxa de mortalidade fetal evitável bayesiana (I) e LISA Map da taxa de mortalidade fetal evitável bayesiana (J). Pernambuco, 2010-2017. Recife (PE), Brasil, 2010-2017.

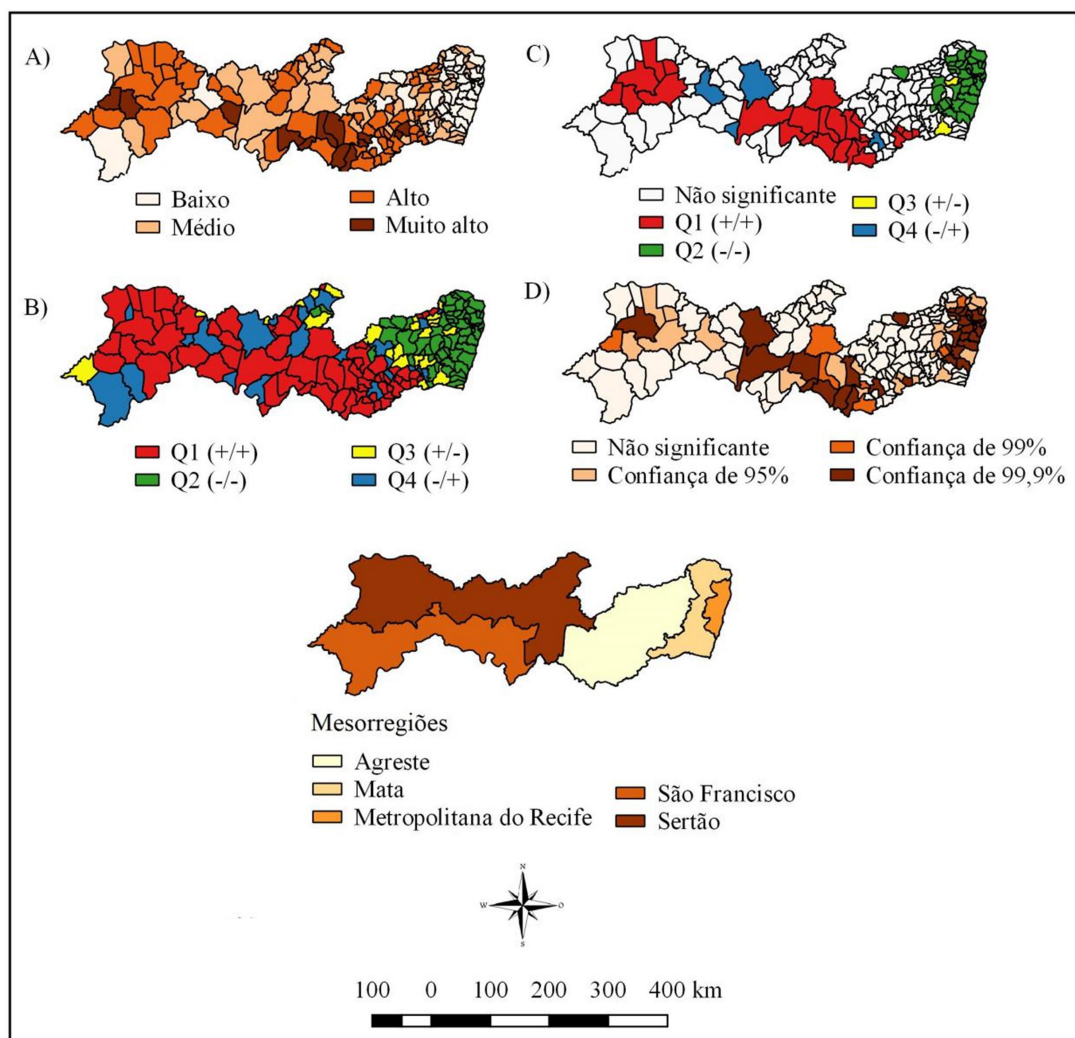


Figura 2. Mapa temático do Índice de Carência Social (A); *Box Map* do Índice de Carência Social (B); *Moran Map* do Índice de Carência Social (C) e *LISA Map* do Índice de Carência Social (D). Pernambuco, 2010-2017. Recife (PE), Brasil, 2010-2017.

Quadro 1. Indicadores e fonte utilizados na elaboração do Índice de Carência Social.

<b>Indicadores</b>	<b>Fonte</b>
<b>Saúde</b>	
Taxa de mortalidade infantil	Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (Sinasc), 2010
Taxa de mortalidade até 5 anos de idade	Censo IBGE, 2010
Estabelecimento de saúde (total)	Cadastro nacional de estabelecimentos de saúde (CNES) 2017
Equipes de Saúde do Sistema Único de Saúde (SUS)	CNES 2017
Médico (total)	CNES 2017
Médico atende ao SUS	CNES 2017
Médico profissional/1000 habitantes	CNES 2017
Médico profissional SUS/1000 habitantes	CNES 2017
Enfermeiro (total)	CNES 2017
Enfermeiro atende ao SUS	CNES 2017
Enfermeiro profissional/1000 habitantes	CNES 2017
Enfermeiro profissional SUS/1000 habitantes	CNES 2017
<b>Saneamento</b>	
Proporção de crianças de 0 a 5 anos de idade residentes em domicílios particulares permanentes (DPP) com responsável ou conjugue analfabeto	Censo 2010 do IBGE
Proporção de crianças de 0 a 5 anos de idade residentes em DPP com saneamento inadequado	Censo 2010 do IBGE
Proporção de crianças de 0 a 5 anos de idade residentes em DPP com responsável ou conjugue analfabeto e saneamento inadequado	Censo 2010 do IBGE
Saneamento adequado (%)	Censo 2010 do IBGE
Saneamento semi- adequado (%)	Censo 2010 do IBGE
Saneamento inadequado (%)	Censo 2010 do IBGE
Proporção da população em domicílios com água encanada	Censo 2010 do IBGE
Proporção da população em domicílios com banheiro e água encanada	Censo 2010 do IBGE

Proporção da população em domicílios com coleta de lixo	Censo 2010 do IBGE
<b>Educação</b>	
Matrícula inicial na educação infantil por dependência administrativa	Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep) 2017
Matrícula inicial no ensino fundamental por dependência administrativa	Inep 2017
Taxa de abandono no ensino fundamental	Inep 2017
Taxa de distorção idade/ série no ensino fundamental	Inep 2017
Matrícula inicial no ensino médio por dependência administrativa	Inep 2017
Taxa de distorção do ensino médio, por dependência administrativa total(estadual, municipal, federal ou privada)	Inep 2017
Taxa de analfabetismo da população de 15 anos ou mais de idade	Censo 2010 do IBGE
Expectativa de anos de estudo	Censo 2010 do IBGE
Proporção de crianças de 4 a 5 anos fora da escola	Inep 2017
Proporção de crianças de 6 a 14 anos fora da escola	Inep 2017
<b>Demografia</b>	
Esperança de vida ao nascer	Censo 2010 do IBGE
Densidade demográfica	Censo 2010 do IBGE
Taxa de urbanização	Censo 2010 do IBGE
Taxa de envelhecimento	Censo 2010 do IBGE
Taxa de fecundidade total	Censo 2010 do IBGE
Razão de dependência	Censo 2010 do IBGE
Domicílios particulares permanentes	Censo 2010 do IBGE
Moradores em DPP	Censo 2010 do IBGE
Média de moradores de DPP	Censo 2010 do IBGE
População total em DPP	Censo 2010 do IBGE
População residente feminina	Censo 2010 do IBGE
Proporção de mulheres chefes de família e com filhos menores de 15 anos	Censo 2010 do IBGE
Proporção de mulheres chefes de família sem ensino fundamental completo e com filhos menores de 15 anos	Censo 2010 do IBGE
<b>Trabalho</b>	

Proporção dos ocupados sem rendimento - 18 anos ou mais	Censo 2010 do IBGE
Proporção dos ocupados com rendimento de até 1 salário mínimo- 18 anos ou mais	Censo 2010 do IBGE
Taxa de atividade - 18 anos ou mais	Censo 2010 do IBGE
Taxa de desocupação - 18 anos ou mais	Censo 2010 do IBGE
Proporção de empregados com carteira - 18 anos ou mais	Censo 2010 do IBGE
Proporção de empregados sem carteira - 18 anos ou mais	Censo 2010 do IBGE
Proporção de trabalhadores do setor público - 18 anos ou mais	Censo 2010 do IBGE
Proporção de trabalhadores por conta própria - 18 anos ou mais	Censo 2010 do IBGE
<b>Vulnerabilidade</b>	
Índice de desenvolvimento humano municipal (IDHM)	Censo 2010 do IBGE
Índice de desenvolvimento humano municipal-longevidade (IDHM-L)	Censo 2010 do IBGE
Índice de desenvolvimento humano municipal-educação (IDHM-E)	Censo 2010 do IBGE
Proporção de extremamente pobres	Censo 2010 do IBGE
Proporção de pobres	Censo 2010 do IBGE
Renda domiciliar per capita média dos extremamente pobres	Censo 2010 do IBGE
Renda domiciliar per capita média dos pobres	Censo 2010 do IBGE
Renda domiciliar per capita média dos vulneráveis a pobreza	Censo 2010 do IBGE
Índice de Gini	Censo 2010 do IBGE
Índice de Theil-L	Censo 2010 do IBGE
Índice de Theil-L dos rendimentos do trabalho- 18 anos ou mais	Censo 2010 do IBGE
Renda per capita	Censo 2010 do IBGE

Quadro 2. Definição dos indicadores utilizados na elaboração do Índice de Carência Social.

<b>Variável</b>	<b>Definição</b>	<b>Fonte</b>
Proporção de mulheres chefes de família, sem ensino fundamental completo e com filhos menores de 15 anos	Proporção de mulheres chefes de família, sem ensino fundamental completo e com filhos menores de 15 anos.	Censo 2010 do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)
Razão de dependência	Razão entre o número de pessoas com 14 anos ou menos e de 65 anos ou mais de idade - população dependente - e o número de pessoas com idade de 15 a 64 anos - população potencialmente ativa - multiplicado por 100.	Censo 2010 do IBGE
Taxa de distorção do ensino médio, por dependência administrativa total (estadual, municipal, federal ou privada)	Proporção de estudantes matriculados no ensino médio com mais de dois anos de atraso escolar.	Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira (Inep), 2017
Proporção da população com banheiro e água encanada	Proporção da população com banheiro e água encanada.	Censo 2010 do IBGE
Proporção de ocupados sem rendimento, com 18 anos ou mais	Proporção de ocupados sem rendimento, com 18 anos ou mais.	Censo 2010 do IBGE
Proporção dos extremamente pobre	Proporção de indivíduos com renda domiciliar per capita igual ou inferior a R\$ 70,00 mensais.	Censo 2010 do IBGE
Renda domiciliar média dos vulneráveis a pobreza	Média da renda domiciliar per capita das pessoas com renda domiciliar per capita igual ou inferior a R\$ 255,00 mensais, a preço de agosto de 2010.	Censo 2010 do IBGE

Tabela 1. Estatística descritiva dos indicadores utilizados na construção do índice de carência social. Recife (PE), Brasil, 2010-2017.

<b>Variável</b>	<b>Mínimo</b>	<b>Média</b>	<b>Mediana</b>	<b>Máximo</b>	<b>Desvio padrão</b>	<b>Coefficiente de variação (%)</b>
Proporção de mulheres chefes de família sem ensino fundamental completo e com filhos menores de 15 anos	12,85	27,79	27,40	55,09	8,16	29,4%
Razão de dependência	38,80	56,54	56,65	74,80	6,43	11,4%
Taxa de distorção no ensino médio por dependência administrativa	6,70	27,30	26,20	51,10	7,42	27,2%
Proporção. da população em domicílios com banheiro e água encanada	18,76	64,09	65,46	93,94	17,24	26,9%
Proporção dos ocupados sem rendimento - 18 anos ou mais	0,96	19,16	17,68	57,24	12,57	65,6%
Proporção de extremamente pobres	2,71	19,63	18,77	45,08	8,40	42,8%
Renda domiciliar média dos vulneráveis à pobreza	81,06	122,20	121,68	169,66	16,53	13,5%