Distribuição espacial das hospitalizações por aborto no Brasil: estudo ecológico, 2020-2023

Leticia Furlan de Lima Prates [1]
https://orcid.org/0000-0003-1376-4619

Natan Nascimento de Oliveira [2]
https://orcid.org/0000-0001-7239-4289

Lays Silva de Azevedo [3]
https://orcid.org/0000-0003-2881-0737

Edilaine Aparecida de Oliveira Araújo [4]
https://orcid.org/0000-0003-1051-3603

Rosana Rosseto de Oliveira [5]
https://orcid.org/0000-0003-3373-1654

[1,2,4,5] Programa de Pós-Graduação em Enfermagem. Universidade Estadual de Maringá (UEM). Av. Colombo, 5790. Zona 7. Maringá, PR, Brasil. CEP: 87.020-900. E-mail: letticia-lima@hotmail.com
[3] Programa de Pós-Graduação em Saúde Pública. Universidade de São Paulo (USP). São Paulo, SP, Brasil.

Resumo

Objetivos: analisar a distribuição espacial e os fatores associados às hospitalizações por aborto no Brasil, 2020-2023.

Métodos: estudo ecológico das hospitalizações por aborto nas Unidades da Federação do Brasil, em mulheres de 10-49 anos, e sua associação com fatores socioeconômicos, demográficos e indicadores de saúde, analisados de forma agregada. Utilizaram-se dados públicos de internações e sociodemográficos. A autocorrelação espacial foi avaliada pelo Índice de Moran, e as associações foram investigadas por regressão linear clássica, com avaliação da dependência espacial dos resíduos.

Resultados: foram analisadas 700.926 hospitalizações por aborto, com taxas entre 1.373,14 – 1.843,10 por 100 mil mulheres, concentradas nas Unidades da Federação das regiões Norte e Nordeste. Aglomerados espaciais foram identificados em todas as regiões. Foram observadas associações entre taxas de hospitalização por aborto espontâneo, vulnerabilidade à pobreza e percentual de hospitalizações de pessoas negras; hospitalizações por aborto por razões médicas ao rendimento médio de mulheres ocupadas e à taxa de mortalidade materna; e hospitalizações por outras gravidezes que terminam em aborto à fecundidade.

Conclusões: os resultados evidenciam desigualdades regionais e sugerem que fatores socioeconômicos e de saúde estão relacionados aos perfis de hospitalizações observados em nível agregado. Essas associações têm caráter exploratório e gerador de hipóteses. Os achados reforçam a necessidade de políticas públicas centradas na saúde reprodutiva.

Palavras-chave *Hospitalização, Aborto, Saúde da mulher, Análise espacial*

Este é um artigo publicado em acesso aberto (*Open Access*) sob a licença *Creative Commons Attribution*, que permite uso, distribuição e reprodução em qualquer meio, sem restrições, desde que o trabalho original seja corretamente citado.

http://dx.doi.org/10.1590/1806-9304202620250383

Introdução

Mesmo em países onde o aborto é legalizado, a pesquisa sobre o tema permanece complexa devido à ausência de um contexto único e universal para a declaração de sua ocorrência.[1] Nesse cenário, é fundamental diferenciar o aborto induzido, caracterizado como a interrupção voluntária da gestação, do desfecho clínico de hospitalização por aborto, que abrange desde complicações decorrentes de procedimentos inseguros até perdas espontâneas e interrupções previstas em lei, não refletindo a totalidade das ocorrências na comunidade.[2]

A regulamentação do aborto é amplamente tratada por legislações em todo o mundo, com restrições que variam entre países. Em geral, nações de alta renda tendem a adotar leis mais liberais, que reconhecem o aborto como parte dos direitos reprodutivos e um serviço de saúde.[3]

Em termos globais, entre 2015-2019, estima-se que cerca de 73,3 milhões de gestações foram interrompidas, das quais seis em cada dez (61%) foram gestações não planejadas e três em cada dez (29%) resultaram de aborto induzido.[4] Esses dados evidenciam a magnitude do fenômeno e seus impactos na saúde pública.

No Brasil, o aborto induzido é permitido apenas em três situações: risco à vida materna, anencefalia fetal ou gravidez decorrente de violência sexual.[5] Além dessas condições, a clandestinidade frequentemente leva a procedimentos inseguros, cujo principal indicador epidemiológico são as hospitalizações por complicações relacionadas ao aborto.[2]

Dados nacionais reforçam a relevância do tema. A Pesquisa Nacional do Aborto (PNA) 2021, demonstrou que o aborto é um evento comum no início da vida reprodutiva das mulheres brasileiras, com ocorrência significativa em idades precoces e evidências de recorrência.[6]

Estudos anteriores apontaram uma tendência de estabilidade ou redução nas taxas de hospitalização por aborto no Brasil em décadas passadas.[7,8] No entanto, ainda há lacunas quanto à compreensão da distribuição espacial recente dessas hospitalizações no território brasileiro e de sua relação com determinantes socioeconômicos e de saúde.

A análise de dados agregados por Unidades Federativas (UF) permite identificar padrões geográficos atuais e reconhecer áreas com maior vulnerabilidade, subsidiando o planejamento de ações em saúde reprodutiva. Parte-se da hipótese de que as hospitalizações por aborto apresentam dependência espacial no Brasil, com formação de aglomerados geográficos associados a contextos de maior vulnerabilidade socioeconômica e menor cobertura da atenção primária à saúde. Assim, o objetivo deste estudo é analisar a distribuição espacial e os fatores associados às hospitalizações por aborto no Brasil, 2020-2023.

Métodos

Trata-se de um estudo ecológico, cujas unidades de análise são as 27 UF do Brasil. Foram analisadas as hospitalizações por aborto no Brasil em mulheres de 10-49 anos de idade, no período de 2020-2023, e sua associação com fatores socioeconômicos, demográficos e indicadores de saúde. O estudo seguiu as recomendações do *Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology* (STROBE).

A população de estudo é composta pelos eventos de hospitalizações por aborto ocorridos em mulheres de 10-49 anos. Esses eventos foram definidos a partir dos códigos O00 a O08 da 10ª revisão da Classificação Internacional de Doenças (CID-10). Por se tratar de estudo com dados secundários provenientes de sistema de informação de abrangência nacional, foi utilizado o conjunto completo de registros disponíveis para o período analisado, não sendo necessário realizar cálculo de poder amostral prévio. Adicionalmente, o número de unidades de análise (27 UF) e o conjunto de variáveis incluídas no modelo foram definidos com base em critérios teóricos e epidemiológicos, sendo adotados procedimentos de seleção e controle de multicolinearidade para garantir parcimônia e reduzir o risco de sobreajuste (*overfitting*) nos modelos de regressão linear.

O período de análise compreendeu os anos de 2020-2023. O ano de 2019 foi excluído para manter a coerência temporal da série, pois sua inclusão, por ser imediatamente anterior à pandemia de *coronavirus disease* 2019 (COVID-19) poderia introduzir viés na comparabilidade temporal, dificultando a análise e comparações entre os anos já impactados pelo contexto pandêmico.

As hospitalizações foram agrupadas em três categorias respeitando a estratificação do CID-10, sendo: (O03) aborto espontâneo, (O04) aborto por razões médicas e (O00-O02, O05-O08) outras gravidezes que terminam em aborto.

Como fonte de dados foi utilizado o Sistema de Informação Hospitalar do Sistema Único de Saúde (SIH/SUS), do Ministério da Saúde, disponível de forma pública no Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS). Os dados da população residente foram obtidos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Além disso, foram utilizados indicadores sociodemográficos coletados de diversas fontes, conforme sinalizado na Tabela 1.

Os indicadores sociodemográficos utilizados como variáveis independentes foram obtidos considerando o ano mais recente disponível para cada base de dados (2010, 2017, 2021 e 2023). A utilização de covariáveis provenientes de anos distintos é prática comum em estudos ecológicos com dados secundários, especialmente quando há limitações na disponibilidade temporal dos indicadores

Tabela 1

Síntese das covariáveis analisadas, segundo a fonte dos dados e ano.

Bloco temático/Covariável	Fonte dos dados	Ano
Trabalho e renda		
Índice de Gini	Atlas Brasil	2021
Taxa de atividade - 18 anos ou mais de idade	Atlas Brasil	2010
Rendimento médio dos ocupados	Atlas Brasil	2010
Escolaridade		
% de mães chefes de família, sem ensino fundamental completo e com pelo menos um filho menor de 15 anos de idade, no total de mães chefes de família e com filho menor de idade	Atlas Brasil	2010
Taxa de analfabetismo - 18 anos ou mais de idade	Atlas Brasil	2021
% de 25 anos ou mais de idade com ensino fundamental completo	Atlas Brasil	2021
Saúde/Estatísticas vitais		
Taxa de fecundidade total	IBGE/DataSUS	2022
% de adolescentes de 15-17 anos de idade que tiveram filhos	Atlas Brasil	2017
Razão de mortalidade materna	Atlas Brasil	2017
Taxa de mortalidade infantil	DATASUS/SIM/SINASC	2023
% gravidez 3 e mais	DATASUS/SIM/SINASC	2023
% gravidez 10-19 anos	DATASUS/SIM/SINASC	2023
Raça/cor		
% de pretos e pardos	IBGE	2022
% de pessoas negras vulneráveis à pobreza	PNAD	2021
Indicador de saúde		
% de hospitalizações de pessoas negras por CSAP	DATASUS/TabWin	2017

IBGE= Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; DATASUS= Departamento de Informação e Informática do Sistema Único de Saúde, SIM= Sistema de Informações sobre Mortalidade; SINASC= Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos; PNAD= Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios; CSAP= Condições Sensíveis à Atenção Primária.

socioeconômicos. Reconhece-se que o uso de dados secundários está sujeito a possíveis vieses de sub-registro e inconsistências; no entanto, foram utilizados bancos de dados oficiais e procedimentos padronizados de extração e análise, visando reduzir potenciais fontes de viés e aumentar a comparabilidade das informações.

A seleção das variáveis independentes foi realizada com base em evidências prévias da literatura e em modelos conceituais relacionados aos determinantes socioeconômicos e de saúde associados às hospitalizações por aborto, considerando sua relevância epidemiológica e disponibilidade nos sistemas de informação.

Para a análise dos fatores associados às internações por aborto, as covariáveis selecionadas foram organizadas em blocos temáticos: Trabalho e renda (Índice de Gini; % de empregados com carteira 18 anos ou mais de idade; Rendimento médio dos ocupados); Escolaridade (% de mães chefes de família sem ensino fundamental completo e com pelo menos um filho menor de 15 anos de idade; no total de mães chefes de família e com filho menor de idade; Taxa de analfabetismo - 18 anos ou mais de idade; % de 25 anos ou mais de idade com ensino fundamental completo); Saúde/Estatísticas vitais (Taxa de fecundidade total; % de adolescentes de 15-17 anos que tiveram filho; Razão de mortalidade materna; Taxa de mortalidade infantil; % gravidez 3 e mais; % gravidez 10-19 anos); Raça/Cor (% de pretos e pardos; % de pessoas negras vulneráveis à pobreza); Indicador de saúde (% de hospitalizações de pessoas negras por condições sensíveis à atenção primária — CSAP) (Tabela 1). A coleta de dados foi realizada entre outubro e novembro de 2024.

Em todas as regiões, as taxas de hospitalização por aborto foram calculadas utilizando-se como numerador o número total de eventos de hospitalização por aborto em mulheres de 10-49 anos e como denominador o total da população feminina residente na mesma faixa etária, no local e período correspondentes. O resultado foi multiplicado por 100 mil. É fundamental ressaltar que o numerador reflete o número de registros de internação, e não o número de mulheres. Para reduzir a instabilidade aleatória das taxas em UF com populações pequenas, estas foram suavizadas pelo método Bayesiano Empírico Local. Os cálculos da taxa foram realizados utilizando-se o *software Microsoft Office Excel*.

A análise exploratória espacial incluiu a representação cartográfica das taxas por meio do mapa LISA (*Local Indicators of Spatial Association*), utilizado para identificar a autocorrelação espacial local e seus *clusters* (agrupamentos). Os clusters espaciais foram classificados segundo os valores do Índice Local de Moran, considerando nível de significância de 5% (p<0,05) e categorizados como alto-alto, baixo-baixo, baixo-alto e alto-baixo. Para a análise de autocorrelação espacial foi utilizada matriz de vizinhança do tipo rainha, com ponto de corte de 0,001; desta forma, a matriz de vizinhança considera vértices e arestas de forma integral, incluindo aqueles que compartilham mínimas fronteiras.

Para identificar os fatores relacionados às internações por aborto, inicialmente foi realizada análise espacial exploratória por meio do Índice Global de Moran e dos Indicadores Locais de Associação Espacial (LISA). Em seguida, foram ajustados modelos de regressão linear clássica (*Ordinary Least Squares*, OLS). A escolha do modelo OLS foi baseada nos testes de *Lagrange Multiplier* (LM), que não demonstraram significância para os modelos espaciais (*Spatial Lag e Spatial Error*). Como diagnóstico de dependência espacial, foi avaliada a autocorrelação dos resíduos dos modelos finais por meio do Índice de Moran. Os coeficientes de regressão, erros-padrão, intervalos de confiança de 95% e valores de p foram estimados a partir dos modelos OLS, utilizando aproximação normal para o cálculo dos intervalos de confiança.

Inicialmente, foi realizada análise bivariada entre a variável dependente e as variáveis independentes selecionadas. As variáveis com associação estatística foram incluídas no modelo multivariado de regressão linear (OLS). A seleção do modelo final foi conduzida por procedimento do tipo *backward*, com base em critérios combinados de significância estatística e qualidade de ajuste. Embora a significância estatística (p<0,05) tenha sido considerada, a retenção das variáveis no modelo também levou em conta o Critério de Informação de *Akaike* (AIC), priorizando-se especificações mais parcimoniosas e com melhor desempenho global. Dessa forma, algumas variáveis não significativas foram mantidas no modelo final por contribuírem para a melhoria do ajuste, evidenciada pela redução do AIC, além de sua relevância teórica e potencial papel de controle.

Foi realizado o controle da multicolinearidade com estimação do fator de variância inflacionada (VIF) e do número condicional (NC). Variáveis com NC>30 foram retiradas. Todos os valores de VIF observados permaneceram abaixo do ponto de corte, indicando ausência de multicolinearidade relevante entre as variáveis do modelo final. Os modelos também foram avaliados quanto à adequação e estabilidade dos parâmetros, considerando critérios de parcimônia, visando reduzir o risco de sobreajuste (*overfitting*). As análises foram conduzidas nos *softwares Microsoft Office Excel*, QGIS versão 3.38.0 e GeoDa versão 1.18.

A pesquisa utilizou exclusivamente informações secundárias não identificadas, sendo conduzida em conformidade com as orientações e regulamentos estabelecidos na Resolução CNS Nº 466, de 12 de dezembro de 2012, que define os padrões éticos para a realização de estudos envolvendo seres humanos.[9]

Resultados

Foram analisadas 700.926 hospitalizações por aborto em mulheres de 10-49 anos no Brasil no período de 2020-2023, agregadas pelas 27 UF. As maiores taxas suavizadas de hospitalizações por aborto ocorreram nas UF de Roraima, Amazonas, Acre, Rondônia, Mato Grosso, Amapá e Piauí (variando entre 1.373,14 – 1.843,10) (Figura 1).

Na análise de autocorrelação local de Moran os indicadores de associação espacial (LISA) identificaram três aglomerados Alto-Alto (Amazonas, Pará e Rondônia); um aglomerado Alto-Baixo (Bahia); e quatro aglomerados Baixo-Baixo (Mato Grosso do Sul, Minas Gerais, São Paulo e Rio de Janeiro). As demais UF não apresentaram significância estatística (Figura 1).

Em relação à distribuição e autocorrelação espacial das taxas de hospitalização por aborto, segundo tipos de aborto, foram observadas diferenças na distribuição das taxas de acordo com o tipo de aborto analisado. Para o aborto espontâneo, as maiores taxas ocorreram no Amazonas, Amapá, Maranhão, Ceará, Paraíba e Sergipe (628,48 a 1.064,32).

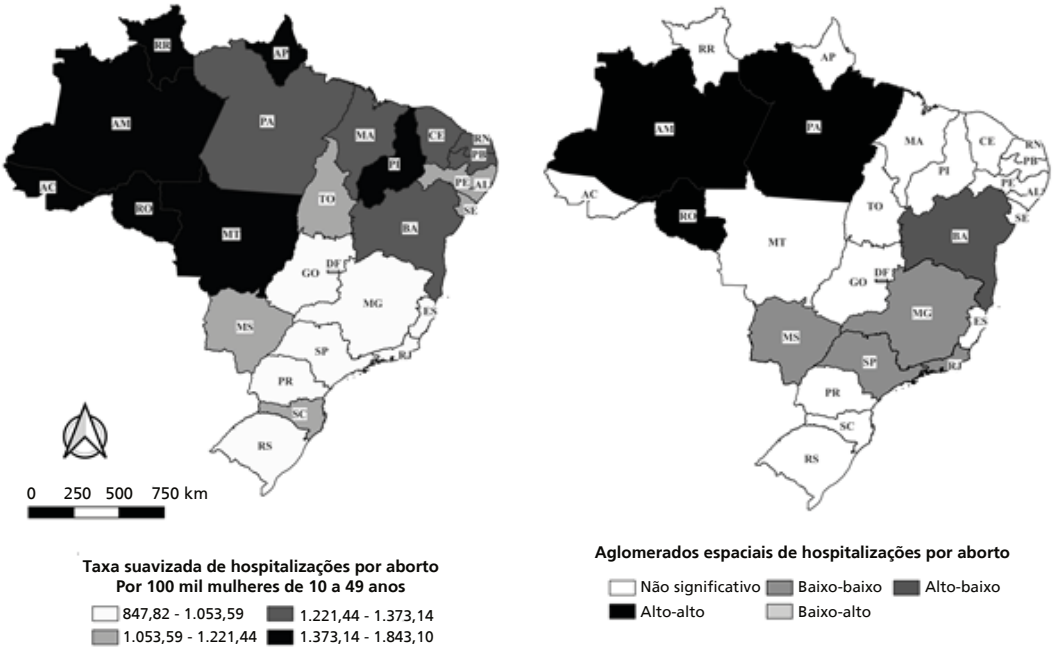
No aborto por razões médicas, as taxas mais elevadas foram observadas em Roraima, Tocantins, Piauí, Pernambuco, Rio de Janeiro e Sergipe (18,85 a 31,06). No que se refere a outras gravidezes que terminaram em aborto, as taxas variaram entre 800,19 e 1.763,00 em Roraima, Acre, Rondônia, Mato Grosso, Tocantins, Piauí e Santa Catarina (Figura 2).

Quando analisada a autocorrelação espacial, os clusters identificados para o aborto espontâneo foram Mato Grosso do Sul e Minas Gerais (Baixo-Baixo). No aborto por razões médicas, Maranhão apresentou aglomerado Baixo-Alto. Para outras gravidezes que terminam em aborto, os clusters foram: Alto-Baixo (Bahia); Baixo-Alto (Amazonas); e Baixo-Baixo (Alagoas e Rio de Janeiro) (Figura 2).

A Tabela 2 apresenta os coeficientes dos modelos de regressão linear (OLS). Para a taxa geral de hospitalização por aborto, observaram-se associações positivas com a taxa de mortalidade infantil (β=36,28; p=0,028) e com a porcentagem de gestações em mulheres de 10-19 anos (β=25,34; p=0,049). O modelo apresentou R^2 ajustado de 0,601 e AIC de 357,20. O teste de Moran I dos resíduos indicou ausência de dependência espacial (p=0,766).

Figura 1

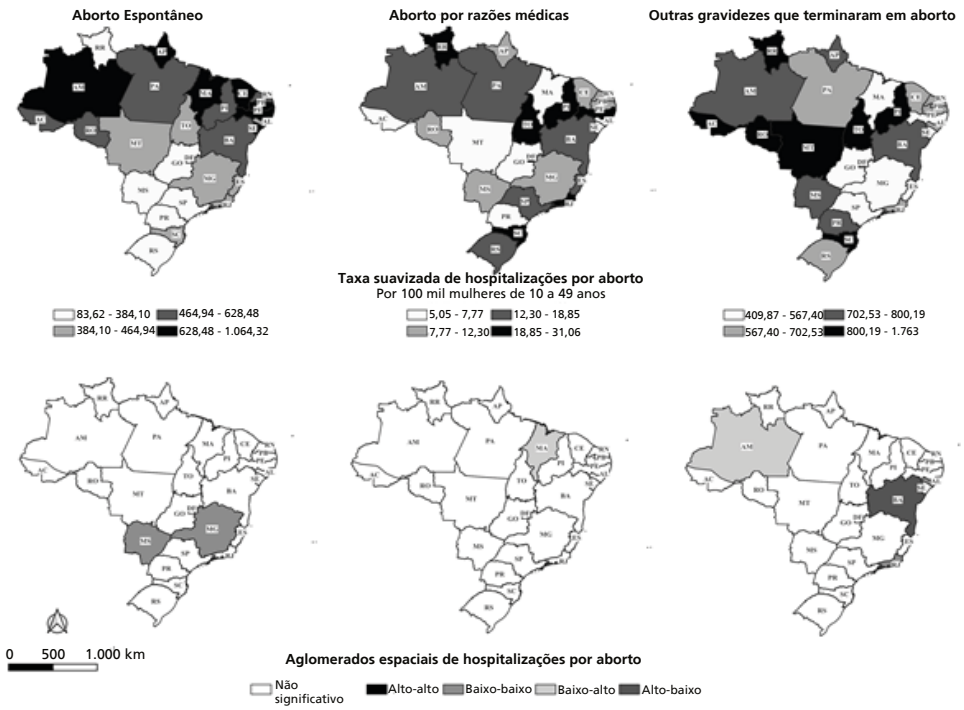
Distribuição e autocorrelação espacial das taxas de hospitalização por aborto, segundo as Unidades Federativas do Brasil, 2020-2023.



As taxas foram suavizadas pelo método Bayesiano Empírico Local. Os *clusters* espaciais foram definidos pelo Índice Local de Moran (LISA), considerando nível de significância de 5% (p<0,05).

Figura 2

Distribuição e autocorrelação espacial das taxas de hospitalização por aborto, segundo tipos de aborto e as Unidades Federativas do Brasil, 2020-2023.



As taxas foram suavizadas pelo método Bayesiano Empírico Local. Os *clusters* espaciais foram definidos pelo Índice Local de Moran (LISA), considerando nível de significância de 5% (p<0,05).

Tabela 2

Modelos de regressão linear (OLS) para as taxas de hospitalização por aborto, segundo tipos de aborto e associação com fatores socioeconômicos, demográficos e indicadores de saúde.

Taxa geral de hospitalização por aborto				
	Coef.	**EP**	**IC95%**	***p***
Constante	386,737	142,342	107,747; 665,727	0,012
Porcentagem de gestações em mulheres de 10-19 anos	25,344	12,262	1,312; 49,376	0,049
Taxa de Mortalidade Infantil	36,283	15,562	5,782; 66,784	0,028
Moran's I dos Resíduos	-0,025			0,766
R^2 Ajustado	0,601			
VIF	2,41			
(AIC)	357,204			
Taxa de hospitalização por aborto espontâneo				
Constante	-74,167	128,708	-326,435; 178,101	0,570
Porcentagem de pessoas negras vulneráveis à pobreza	8,369	2,224	4,010; 12,728	<0,001
Porcentagem de hospitalizações de pessoas negras por CSAP (2017)	12,012	5,670	0,898; 23,127	0,045
Moran's I dos Resíduos	0,003			0,573
R^2 Ajustado	0,483			
VIF	1,11			
(AIC)	346,868			
Taxa de hospitalização por aborto por razões médicas				
Constante	-6,310	7,317	-20,651; 8,031	0,397
Rendimento médio das mulheres ocupadas	0,010	0,004	0,002; 0,019	0,025
Taxa de Mortalidade Materna	0,165	0,079	0,010; 0,320	0,048
Moran's I dos Resíduos	0,042			0,464
R^2 Ajustado	0,180			
VIF	1,10			
(AIC)	178,132			
Taxa de hospitalização por outras gravidezes que terminam em aborto				
Constante	-950,398	328,678	-1594,607; -306,189	0,008
Taxa de Fecundidade	887,440	170,421	553,415; 1221,465	<0,001
Rendimento médio das mulheres ocupadas	0,138	0,129	-0,114; 0,391	0,294
Moran's I dos Resíduos	-0,218			0,264
R^2 Ajustado	0,500			
VIF	1,00			
(AIC)	363,854			

Coef.= coeficiente de regressão; EP= erro padrão; IC95%= intervalo de confiança de 95%; VIF= variância inflacionada; AIC= *Akaike Information Criterion*. O erro padrão representa a medida de precisão das estimativas do modelo. Moran's I refere-se à autocorrelação espacial dos resíduos; CSAP= Condições Sensíveis à Atenção Primária.

Na análise das hospitalizações por aborto espontâneo, a porcentagem de pessoas negras vulneráveis à pobreza (β=8,37; p<0,001) e a porcentagem de hospitalizações por condições sensíveis à atenção primária (CSAP) (β=12,01; p=0,045) apresentaram associações positivas. O R^2 ajustado foi de 0,483 e o AIC de 346,86 (Moran I dos resíduos: p=0,573).

No modelo de hospitalizações por aborto por razões médicas, observou-se associação positiva com o rendimento médio das mulheres ocupadas (β=0,01; p=0,025) e a taxa de mortalidade materna (β=0,17; p=0,048) (R^2 ajustado = 0,180; AIC = 178,13; Moran I: p=0,464).

Para hospitalizações por outras gravidezes que terminam em aborto, a taxa de fecundidade apresentou associação positiva (β=887,44; p<0,001), enquanto o rendimento médio das mulheres ocupadas não apresentou associação estatisticamente significativa (β = 0,14; p=0,294). O modelo apresentou R^2 ajustado de 0,500 e AIC de 363,85 (Moran I: p=0,264) (Tabela 2).

Discussão

O presente estudo analisou a distribuição espacial e os fatores associados às hospitalizações por aborto no Brasil, no período de 2020-2023, identificando 700.926 eventos de hospitalização por aborto entre mulheres de 10-49 anos. As discrepâncias observadas entre as UF podem estar associadas a diferenças nas condições sociais, econômicas e demográficas, além de possíveis diferenças no acesso aos serviços de saúde.[10]

A distribuição espacial demonstrou que as taxas mais elevadas de hospitalização por aborto em geral se encontravam na região Norte. Um estudo realizado entre 2008-2018 também evidenciou que a região Norte apresentou a maior taxa média (49,2) de internações por aborto, valores que corroboram os achados desta pesquisa.[7] Esse padrão regional deve ser interpretado em nível populacional, considerando diferenças estruturais no acesso aos serviços de saúde, organização da rede assistencial e condições socioeconômicas, não sendo possível inferir diretamente a ocorrência individual de abortos.

Nesse contexto, estudo espaço-temporal sobre mortalidade materna no Brasil identificou desigualdades regionais importantes, especialmente nas UF das regiões Norte e Nordeste, que também apresentaram elevadas taxas de hospitalização por aborto neste estudo.[11] Esses achados sugerem a coexistência de desigualdades territoriais relacionadas à mortalidade materna e às hospitalizações por aborto.

Assim como este estudo, que identificou aglomerados com taxas significativamente baixas na região Sudeste, estudo prévio realizado no Brasil também demonstrou menores taxas de hospitalização por aborto nas regiões Sul e Sudeste.[7]

Esse resultado é compatível com a hipótese de que desigualdades socioeconômicas e diferenças no acesso aos serviços de saúde sexual e reprodutiva possam influenciar as taxas de hospitalização por aborto, sem implicar relação causal direta.[8]

Nesse contexto, os resultados da regressão linear (OLS) para a taxa geral de hospitalização por aborto mostraram associação positiva com a taxa de mortalidade infantil. Este achado é consistente com a literatura nacional que aponta que ambas as variáveis podem refletir contextos de maior vulnerabilidade social e fragilidade da rede de atenção à saúde.[12]

Em relação às hospitalizações por aborto espontâneo, as análises apresentaram altas taxas nas regiões Norte e Nordeste. Esse cenário coincide com regiões que apresentam maiores níveis de pobreza e desigualdade social no país.[13] Essas condições podem estar relacionadas à ocorrência de complicações gestacionais e à necessidade de hospitalização, além de refletir desigualdades no acesso aos serviços de saúde e na qualidade da assistência prestada.

É importante destacar que o aborto espontâneo está associado a múltiplos fatores clínicos e sociodemográficos, incluindo idade materna, condições de saúde prévias e fatores relacionados ao estilo de vida.[14] Assim, as hospitalizações por aborto espontâneo devem ser compreendidas como eventos complexos, influenciados por fatores biológicos, sociais e assistenciais, e não como reflexo isolado de características individuais.

Na análise de associação, a proporção de pessoas negras em situação de pobreza e o percentual de hospitalizações por CSAP apresentaram associações positivas com as hospitalizações por aborto espontâneo. Estudos prévios indicam que populações negras e socialmente vulneráveis podem enfrentar maiores dificuldades de acesso a serviços de saúde.[7,15] Essas desigualdades estruturais podem influenciar o padrão de utilização dos serviços hospitalares, refletindo diferenças observadas em nível populacional.[16]

Com relação às hospitalizações por aborto por razões médicas, as maiores taxas foram identificadas em diferentes regiões do país. Esse tipo de hospitalização ocorre em situações clínicas específicas, como risco à vida materna, condições fetais incompatíveis com a vida, ou gravidez resultante de violência sexual.[5] A distribuição dessas hospitalizações pode refletir desigualdades regionais no acesso aos serviços de saúde sexual e reprodutiva e na organização da assistência ao aborto.[8]

Ainda nesse cenário, os dados apresentaram associação positiva entre o rendimento médio das mulheres ocupadas e a taxa de mortalidade materna. Apesar da redução da mortalidade materna no Brasil nas últimas décadas, persistem desigualdades regionais e sociodemográficas relevantes no país.[17]

Em relação às hospitalizações por outras gravidezes que terminam em aborto, estas apresentam um padrão disperso pelo país. Essa categoria abrange casos como gravidez ectópica, mola hidatiforme e outros tipos não especificados, incluindo aqueles decorrentes de tentativas de interrupção voluntária. Um desafio para a análise é que a CID-10 não fornece um código específico para abortos induzidos. Mesmo assim, pesquisas mostram que, em grandes centros urbanos, muitas mulheres recorrem

à interrupção da gestação para preservar o anonimato e minimizar riscos legais, aproveitando também maior disponibilidade de serviços de saúde. Além disso, a atuação de clínicas clandestinas que realizam abortos induzidos contribui de forma relevante para esse cenário.[18,19]

Por fim, na análise das hospitalizações por outras gravidezes que terminam em aborto, a taxa de fecundidade mostrou uma associação positiva com as hospitalizações por aborto. Esta associação pode estar relacionada ao contexto social e de saúde pública no Brasil, incluindo acesso a métodos contraceptivos e planejamento reprodutivo. A redução no acesso a métodos contraceptivos durante a pandemia de Covid-19 pode ter contribuído para um aumento de gravidezes não planejadas, o que possivelmente impactou os padrões de hospitalizações por aborto relacionadas a complicações gestacionais.[20]

Embora a pesquisa apresente limitações decorrentes do uso de dados secundários do SIH/SUS, sujeitos a possíveis sub-registros e inconsistências, e se restrinja às hospitalizações financiadas pelo SUS, os resultados fornecem informações relevantes para a compreensão do tema. Além disso, diferenças na cobertura da saúde suplementar entre as UF podem influenciar as taxas observadas, uma vez que internações realizadas exclusivamente na rede privada não são captadas pelo SIH/SUS. Em UF com maior cobertura de planos de saúde, como São Paulo e Rio de Janeiro, pode haver subestimação das hospitalizações, enquanto em UF mais dependentes do SUS a captação tende a ser mais abrangente, podendo influenciar parcialmente os gradientes regionais observados.

Adicionalmente, as taxas utilizadas não foram padronizadas por idade. Considerando que a faixa etária analisada (10-49 anos) é ampla e que existem diferenças demográficas importantes entre as regiões brasileiras, especialmente em UF da região Norte com população proporcionalmente mais jovem, parte das diferenças observadas pode refletir a composição etária das populações e não exclusivamente variações no risco de hospitalização por aborto.

Também deve ser considerado o desalinhamento temporal entre algumas covariáveis utilizadas e o período do desfecho analisado. Parte dos indicadores socioeconômicos empregados refere-se a anos anteriores ao período de 2020-2023, em decorrência da indisponibilidade de dados mais recentes e padronizados para todas as variáveis analisadas. Embora essa seja uma limitação frequente em estudos ecológicos com dados secundários, tal defasagem temporal pode influenciar parcialmente a interpretação das associações observadas.

Por se tratar de um estudo ecológico, as associações observadas foram analisadas em nível agregado, considerando as UF como unidades de análise. Dessa forma, os resultados não permitem inferências sobre comportamentos individuais, caracterizando a possibilidade de falácia ecológica, devendo ser interpretados exclusivamente em nível populacional.

Além disso, o número reduzido de unidades ecológicas (27 UF) pode limitar a estabilidade dos modelos multivariados, e UF com menor população podem apresentar maior instabilidade nas taxas calculadas, mesmo com a utilização de técnicas de suavização espacial. Considerando ainda o número de associações testadas, não se pode descartar a possibilidade de erro tipo I decorrente de múltiplas comparações. As associações identificadas devem ser interpretadas com cautela, especialmente aquelas situadas próximas ao limiar de significância estatística, considerando possíveis violações de pressupostos dos resíduos nos modelos ecológicos. Esse cenário pode elevar o risco de superajuste (*overfitting*) e de identificação de associações estatísticas espúrias, especialmente quando múltiplas variáveis são testadas simultaneamente.

Destaca-se a escassez de pesquisas comparativas que analisem a distribuição espacial dos casos de aborto no Brasil em diferentes períodos e regiões. Ademais, o período analisado restringe comparações com o cenário pré-pandêmico, uma vez que o ano de 2019 foi excluído para manter a coerência temporal da série e evitar viés relacionado ao impacto da pandemia de COVID-19 sobre os serviços de saúde.

Apesar dessas limitações, o estudo contribui ao oferecer evidências recentes sobre a distribuição espacial das hospitalizações por aborto no Brasil, ampliando a compreensão do fenômeno em nível populacional.

O presente estudo analisou a distribuição espacial das hospitalizações por aborto no Brasil no período de 2020–2023 e identificou áreas prioritárias, como Amazonas, Roraima, Acre, Rondônia, Mato Grosso, Amapá e Piauí, onde foram observadas as maiores taxas. Os achados permitiram identificar padrões territoriais e desigualdades regionais na distribuição das hospitalizações por aborto.

Além disso, foram identificadas associações espaciais positivas entre as hospitalizações por aborto e diferentes indicadores sociais e de saúde, como a taxa de mortalidade infantil, a vulnerabilidade à pobreza entre pessoas negras, o percentual de hospitalizações por condições sensíveis à atenção primária, o rendimento médio de mulheres ocupadas, a mortalidade materna e a taxa de fecundidade. Por se tratarem de associações observadas em nível agregado, os resultados devem ser interpretados com cautela, especialmente aqueles situados próximos ao limiar da significância estatística, apresentando caráter exploratório e gerador de hipóteses para futuras investigações.

Os achados reforçam a necessidade de fortalecer políticas públicas voltadas à saúde sexual e reprodutiva, especialmente em territórios socialmente mais vulneráveis e com maiores dificuldades de acesso aos serviços de saúde.

Agradecimentos

Os autores agradecem a Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES) pelo financiamento do estudo e à Universidade Estadual de Maringá pelo suporte institucional e técnico, fundamentais para o desenvolvimento desta pesquisa.

Contribuição dos autores

Prates LFL: Conceituação, Curadoria de dados, Análise formal, Aquisição de financiamento, Investigação, Metodologia, Software, Validação, Visualização, Escrita - rascunho original, Escrita - revisão e edição.

Oliveira NN: Curadoria de dados, Análise formal, Investigação, Metodologia, Software, Visualização.

Azevedo LS: Curadoria de dados, Análise formal, Investigação, Metodologia, Software, Visualização e Revisão.

Araújo EAO: Análise e interpretação dos resultados e revisão crítica do conteúdo do manuscrito.

Oliveira RR**:** Curadoria de dados, Investigação, Metodologia, Administração de projeto, Supervisão, Validação, Visualização, Escrita - revisão e edição.

Todos os autores aprovaram a versão final do artigo e declaram não haver conflito de interesse

Uso de inteligência artificial

Houve o uso de inteligência artificial generativa (*ChatGPT – OpenAI*) para assistência na revisão textual.

Disponibilidade de dados

Todo o conjunto de dados que dá suporte aos resultados deste estudo foi publicado no próprio artigo.

Referências

1. Huntington D, Mensch B, Miller VC. Survey questions for the measurement of induced abortion. Stud Fam Plann. 1996; 27 (3): 155-61.
2. Organização Mundial da Saúde (OMS). Diretrizes sobre cuidados com o aborto. Geneva: OMS; 2022. [*Internet*]. [acesso em 2025 Set 18]. Disponível em: https://www.who.int/pt/publications/i/item/9789240045163
3. Lavelanet AF, Johnson BR, Ganatra B. Global abortion policies database: A descriptive analysis of the regulatory and policy environment related to abortion. Best Pract Res Clin Obstet Gynaecol. 2020; 62: 25-35. doi: 10.1016/j.bpobgyn.2019.06.002
4. Bearak J, Popinchalk A, Ganatra B, Moller A, Tunçalp Ö, Beavin C, *et al*. Unintended pregnancy and abortion by income, region, and the legal status of abortion: estimates from a comprehensive model for 1990–2019. Lancet Glob Health. 2020; 8 (9): e1152-61. doi: 10.1016/S2214-109X(20)30315-6
5. Supremo Tribunal Federal (STF – BR). Arguição de Descumprimento de Preceito Fundamental nº 54. Diário da Justiça Eletrônico do STF. Brasília (DF): STF; 2012. [*Internet*]. [acesso em 2025 Set 18]. Disponível em: https://www.stf.jus.br/arquivo/cms/noticianoticiastf/anexo/adpf54.pdf
6. Diniz D, Medeiros M, Madeiro A. Pesquisa Nacional de Aborto – Brasil, 2021. Ciênc Saúde Colet. 2023; 28 (6): 1601-6. doi:10.1590/1413-81232023286.01892023
7. Uliana MD, D'Agostini Marin DF, Silva MB, Giugliani C, Iser BPM. Internações por aborto no Brasil, 2008-2018: estudo ecológico de série temporal. Epidemiol Serv Saúde. 2022; 31 (1): e2021341. doi:10.1590/s1679-49742022000100017
8. Domingues RMSM, Dias MAB, Schilithz AOC, Carmo Leal M. Aborto inseguro no Brasil: revisão sistemática. Cad Saúde Pública. 2020; 36 (Suppl. 1): e00190418. doi:10.1590/0102-311X00190418.
9. Ministério da Saúde (BR). Resolução CNS nº 466, de 12 de dezembro de 2012. Brasília (DF): Ministério da Saúde; 2012. [*Internet*]. [acesso em 2025 Abr 25]. Disponível em: https://bvsms.saude.gov.br/bvs/saudelegis/cns/2013/res0466_12_12_2012.html
10. Migoto MT, Oliveira RP, Andrade L, Freire MHS. Correlação espacial da mortalidade perinatal com condições sociais, econômicas e demográficas: estudo ecológico. Rev Saúde Pública Paraná. 2020; 3 (1): 75-85. doi:10.32811/25954482-2020v3n1p75.
11. Ferreira RCG, Guedes SC, Moreira RS. Maternal mortality in Brazil: spatio-temporal analysis between 2000 and 2019. Rev Bras Saúde Matern Infant. 2024; 24: e20230231. doi:10.1590/1806-9304202400000231.
12. Silva C, Costa Y, Pantoja X, Pinheiro AKC, Rodrigues IL, Nogueira LMV. Mortalidade infantil associada às iniquidades sociais: revisão de escopo. Rev Eletrôn Enferm. 2022; 24: e71824. doi:10.5216/ree.v24.71824.
13. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Pobreza cai para 31,6% da população em 2022, após alcançar 36,7% em 2021. Rio de Janeiro: IBGE; 2023. [I*nternet*]. [acesso em 2025 Jan 22]. Disponível em: https://agenciadenoticias.ibge.gov.br/agencia-noticias/2012-agencia-de-noticias/noticias/38545-pobreza-cai-para-31-6-da-populacao-em-2022-apos-alcancar-36-7-em-2021

14. Oliveira MTS, Oliveira CNT, Marques LM, Souza CL, Oliveira MV. Factors associated with spontaneous abortion: a systematic review. Rev Bras Saúde Matern Infant. 2020; 20 (2): 361-72. https://doi.org/10.1590/1806-93042020000200003

15. Diniz D, Madeiro A, Medeiros M, Marinho L, Rodrigues IL, Menezes G. Abortion and race in Brazil, National Abortion Surveys 2016 to 2021. Ciênc Saúde Colet. 2023; 28 (11): 3085-92. doi:10.1590/1413-812320232811.14062023

16. Cobo B, Cruz C, Dick PC. Gender and racial inequalities in the access to and the use of Brazilian health services. Ciênc Saúde Colet. 2021; 26 (9): 4021-32. doi:10.1590/1413-81232021269.05732021

17. Leal LF, Malta DC, Souza MFM, Vasconcelos AMN, Teixeira RA, Veloso GA, *et al*. Maternal mortality in Brazil, 1990 to 2019: a systematic analysis of the Global Burden of Disease Study 2019. Rev Soc Bras Med Trop. 2022; 55 (Suppl. 1): e0279-2021. doi:10.1590/0037-8682-0279-2021.

18. Cardoso BB, Vieira FMSB, Saraceni V. Aborto no Brasil: O que dizem os dados oficiais? Cad Saúde Pública. 2020; 36: e00188718. doi:10.1590/01002-311X00188718

19. Menezes GMS, Aquino EML, Fonseca SC, Domingues RMSM. Aborto e saúde no Brasil: Desafios para a pesquisa sobre o tema em um contexto de ilegalidade. Cad Saúde Pública. 2020; 36: e00197918. doi:10.1590/0102-311x00197918

20. Reis AP, Góes EF, Pilecco FB, Almeida MCC, Diele-Viegas LM, Menezes GMS, *et al*. Desigualdades de gênero e raça na pandemia do Covid-19: implicações para o controle no Brasil. Saúde Debate. 2020; 44 (4): 324-40. https://doi.org/10.1590/0103-11042020E423

Recebido em 20 de Outubro de 2025
Versão final apresentada em 3 de Junho de 2026
Aprovado em 4 de Junho de 2026

Editor Associado: Alex Sandro Souza