



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PIAUÍ
PRÓ-REITORIA DE ENSINO DE PÓS-GRADUAÇÃO
CENTRO DE CIÊNCIAS DA SAÚDE
PROGRAMA DE MESTRADO PROFISSIONAL EM SAÚDE DA MULHER

DJALMA RIBEIRO COSTA

EVOLUÇÃO ESPAÇO-TEMPORAL DO FEMINICÍDIO NO PIAUÍ

TERESINA

2019

DJALMA RIBEIRO COSTA

EVOLUÇÃO ESPAÇO-TEMPORAL DO FEMINICÍDIO NO PIAUÍ

Dissertação submetida à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Saúde da Mulher da Universidade Federal do Piauí como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Saúde da Mulher.

Orientadora: Prof^ª. Dr^ª. Malvina Thaís P. Rodrigues

Área: Atenção Integral à Saúde da Mulher

TERESINA

2019

FICHA CATALOGRÁFICA
Universidade Federal do Piauí
Biblioteca Comunitária Jornalista Carlos Castello Branco
Serviço de Processamento Técnico

C837e Costa, Djalma Ribeiro.
Evolução espaço-temporal do feminicídio no Piauí / Djalma Ribeiro Costa. – 2019.
119 f.

Dissertação (Mestrado em Saúde da Mulher) – Universidade Federal do Piauí, Teresina, 2019.
“Orientadora: Profª. Drª. Malvina Thais P. Rodrigues”.

1. Análise espacial. 2. Homicídio. 3. Mapeamento geográfico. 4. Saúde da Mulher. 5. Violência de gênero.
I. Título.

CDD 362.88

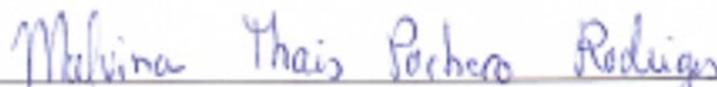
DJALMA RIBEIRO COSTA

EVOLUÇÃO ESPAÇO-TEMPORAL DO FEMINICÍDIO NO PIAUÍ

Dissertação submetida à Coordenação do Programa de Pós-Graduação em Saúde da Mulher da Universidade Federal do Piauí como requisito para obtenção do título de Mestre em Saúde da Mulher.

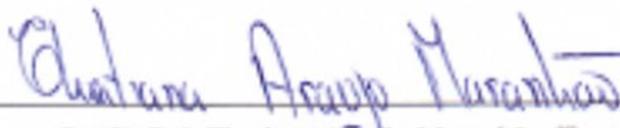
Trabalho aprovado em 23/08/2019

Banca Examinadora:



Prof.^a. Dr.^a. Malvina Thais P. Rodrigues (Orientadora)

Universidade Federal do Piauí (UFPI)



Prof.^a. Dr.^a. Thatiana Araújo Maranhão (Examinadora Externa)

Universidade Estadual do Piauí (UESPI)



Prof. Dr. Márcio Dênis Medeiros Mascarenhas (Examinador Interno)

Universidade Federal do Piauí (UFPI)

Prof.^a. Dr.^a. Rosemeire Ferreira dos Santos (Examinadora Suplente)

Universidade Federal do Piauí (UFPI)

Dedico este momento a meus pais Djalma Jovino Hagapito Costa e Emília Aureliana Ribeiro, à minha esposa Jeany Borges e Silva Ribeiro, ao meu filho Estevão Borges Ribeiro Costa e aos meus irmãos. Sem eles, não existiria felicidade.

A Giselle Ribeiro Leite (*in memoriam*), pois só o amor reconhece a dor.

AGRADECIMENTOS

À Professora Malvina Thaís Pacheco Rodrigues, PhD, por ter crido em mim, ter compreendido meus momentos difíceis ao longo dos últimos dois anos e ter-me ajudado a bem suceder, conduzindo-me neste processo, do alvorecer da ideia até sua síntese.

À Professora Zenira Martins Silva, Ms, pois, sem sua valorosa contribuição, este feito não seria possível.

À Professora Kelyny Martins de Melo Sousa Soares, Ms, e ao Professor Max Brandão de Oliveira, PhD, por suas amigáveis e imensuráveis contribuições em minha formação em Estatística.

Ao Professor Luís Fernando Biasoli, PhD, por todas as suas contribuições na minha formação em Bioética, auxiliando-me a desbravar o estudo de populações vulneráveis e mistanásia.

Ao corpo docente da pós-graduação *Lato Sensu* em Geoprocessamento da PUCMINAS por suas contribuições à minha formação em Análise Espacial em Epidemiologia.

À professora Lis Cardoso Marinho Medeiros, PhD, e ao Professor Dr. Luiz Ayrton Santos Júnior, PhD, por seus esforços e por suas abdicções em prol do Programa de Pós-Graduação em Saúde da Mulher – UFPI.

A severidade das desigualdades em saúde que afetam os pobres do mundo, que são desproporcionalmente mulheres, não deve se tornar uma desculpa para permitir que o gênero entre em colapso de uma noção biologicamente justificada de déficit de saúde feminina (BRADBY, 2008).

RESUMO

Introdução: As taxas de feminicídio são crescentes e representam um desafio para a saúde pública no Brasil. Esses números apontam a necessidade de investigar esse crime de forma mais abrangente sendo importante estudar a relação com determinantes socioambientais.

Objetivo: Analisar a evolução espaço-temporal do feminicídio no Piauí de 2005 a 2017.

Métodos: Estudo ecológico misto. Os dados foram obtidos do Sistema de Informações sobre Mortalidade, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística e do Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil. Foram investigadas as características sociodemográficas, local de ocorrência e coordenação regional de saúde da residência das vítimas. Para análise dos dados foram usados regressão polinomial no MINITAB 17 e teste de Kruskal-Wallis com pós-teste de Nemenyi no R *statistics*. Realizou-se análise de série temporal para as taxas de mortalidade por feminicídio através do *Expert Modeler* e da decomposição sazonal no IBM SPSS v.20 e MINITAB 17. A análise espacial do risco de feminicídio e dos determinantes socioambientais foi realizada através de mapa de excesso de risco, dos índices de Moran uni- e bivariados e do índice de Geary local multivariado no GeoDa 1.12.1.161.

Resultados: Foram registrados 536 feminicídios. Entre as vítimas, a maior parte tinha 20 a 39 anos de idade (51,3%), eram solteiras (47%), negras (79%) e com até sete anos de estudo entre aquelas com 15 ou mais anos de idade (63%). O crime foi mais frequente em domicílio (39%) e aos finais de semana (37,6%). Envolvimento de arma de fogo ocorreu em 40% dos casos. A taxa de feminicídio sofreu oscilações ao longo do período estudado, havendo redução logo após a aprovação das leis Maria da Penha e do Feminicídio. Teresina foi o centro modal com 37,1% dos casos. A coordenação regional de saúde de Teresina apresentou o maior risco mediano de feminicídio (3,33 casos/100.000 mulheres) (valor- $p < 0,0001$). Na análise espacial, a distribuição espacial do risco de feminicídio e da relação entre esse risco e índice de desenvolvimento humano municipal, densidade populacional feminina, proporção de população em área urbana e proporção de domicílios particulares com saneamento adequado não foram aleatórias (pseudo- $p \leq 0,05$). A análise multivariada mostrou associação entre o risco anual de feminicídio e os indicadores socioambientais em Antônio Almeida, Eliseu Martins, Parnaguá, Ribeiro Gonçalves, Sebastião Barros, Simplício Mendes, Teresina e Uruçuí (pseudo- $p \leq 0,05$).

Conclusões: O risco de feminicídio não foi aleatório, variando conforme a localização geográfica e determinantes socioambientais dos municípios. Sugere-se o planejamento estratégico com foco nos grupos de maior risco e de caráter intersetorial no sentido de melhorar as condições socioeconômicas e ambientais da população bem como medidas protetivas e preventivas com inclusão precoce de vítimas de violência doméstica na rede de proteção à mulher.

Palavras-chave: Violência de gênero. Homicídio. Análise espacial. Mapeamento geográfico. Saúde da Mulher.

ABSTRACT

Introduction: Femicide rates are rising and keep a challenge to public health in Brazil. Those rates must be investigated more comprehensively, and it is important to study the relationship with socioenvironmental determinants. **Objective:** To analyze the spatiotemporal evolution of femicide in Piauí from 2005 to 2017. **Methods:** Mixed ecological study. Data were drawn from Mortality Information System, Brazilian Institute of Geography and Statistics and the Atlas of Human Development in Brazil online records. Sociodemographic characteristics, place of occurrence and regional health coordination of the victim's residence were investigated. For data analysis, polynomial regression in MINITAB 17 and Kruskal-Wallis test with Nemenyi post-test in R statistic were used. Series analysis of femicide mortality rate was performed via Expert Modeler and seasonal decomposition in IBM SPSS v.20. The spatial analysis of femicide mortality rate and socioenvironmental determinants was performed using map of excess risk, univariate and bivariate Moran indices, and multivariate local Geary index using GeoDa 1.12.1.161. **Results:** 536 femicides were reported. Of the victims, 51.3% were 20 to 39 years of age, 47% were single, 79% were black and 63% had schooling of up to seven years among women aged 15 or older. That crime was more frequent at home (39%) and on weekends (37.6%). Firearm was involved in 40% of cases. The femicide rates fluctuated over the analyzed period, they reduced soon after the sanction of Maria da Penha and Femicide laws. Teresina was the modal center with 37.1% of those cases. Teresina's regional health coordination presented the highest femicide mortality rate (3.33 cases/100,000 women) (p-value <0.0001). In spatial analysis, the spatial distribution of the risk of femicide and its relationship with municipal human development index, female population density, proportion of urban population and proportions private households with adequate sanitation were not random (pseudo-p≤0.05). Multivariate analysis displayed an association between annual risk of femicide and socioenvironmental determinants in Antônio Almeida, Eliseu Martins, Parnaguá, Ribeiro Gonçalves, Sebastião Barros, Simplício Mendes, Teresina and Uruçuí (pseudo-p≤0.05). **Conclusions:** Femicide rate was not random, varying according to geographic location and municipal socioenvironmental determinants. Strategic planning with a focus on the most at-risk groups and under an intersectoral mood in order to improve the socioeconomic and the environmental conditions of the population, as well as preventive and protective measures with early inclusion of victims of domestic violence in the women's protection network.

Keywords: Gender-based violence. Homicide. Spatial analysis. Geographic mapping. Women's health.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Mapa da área de estudo, Piauí, Brasil, 2019.....	35
Figura 2 - Coordenações regionais de saúde, Piauí, Brasil, 2019.	36
Figura 3 - Mapa de excesso de risco de feminicídio, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.....	66
Figura 4 - Análise univariada da mortalidade municipal média, Piauí, Brasil, 2005 a 2017..	76
Figura 5 - Análise bivariada da mortalidade municipal média pelo índice de desenvolvimento municipal, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.....	78
Figura 6 - Análise bivariada da mortalidade municipal média pela densidade populacional feminina, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.	80
Figura 7 - Análise bivariada da mortalidade municipal média pela proporção de população em área urbana, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.	82
Figura 8 - Análise bivariada da mortalidade municipal média pela proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.....	84
Figura 9 - Análise multivariada espacial entre mortalidade municipal média e os determinantes socioambientais, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.	86
Figura 10 - Mapa condicional da análise multivariada espacial entre índice de desenvolvimento humano municipal e mortalidade municipal média, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.....	87
Figura 11 - Mapa condicional da análise multivariada espacial entre densidade populacional feminina e mortalidade municipal média, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.....	88

Figura 12 - Mapa condicional da análise multivariada espacial entre proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado e mortalidade municipal média, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.....	89
Figura 13 - Mapa condicional da análise multivariada espacial entre proporção da população em área urbana e mortalidade municipal média, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.....	90

LISTA DE FLUXOGRAMAS

Fluxograma 1 - Critérios de inclusão e exclusão aplicados aos dados do Sistema de Informação sobre Mortalidade, Piauí, Brasil, 2019.....	38
Fluxograma 2 - Fluxograma de análise da série histórica de mortalidade pontual por feminicídio, Piauí, Brasil, 2019.....	49
Fluxograma 3 - Fluxograma de análise em estatística espacial de mortalidade municipal média por feminicídio, Piauí, Brasil, 2019.....	56

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Tendência histórica dos feminicídios segundo instrumento utilizado, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.	60
Gráfico 2 - Taxa de mortalidade por feminicídio no Piauí, Brasil, 2005 a 2017.....	61
Gráfico 3 - Óbitos por feminicídio segundo os dias da semana, Piauí, Brasil, 2005 a 2017... ..	62
Gráfico 4 - Avaliação do componente cíclico da taxa de mortalidade pontual por feminicídio, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.....	63
Gráfico 5 - Avaliação da endemicidade da taxa de mortalidade pontual por feminicídio, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.....	64
Gráfico 6 - Pesquisa de distância ótima para a construção da matriz de vizinhança, Piauí, Brasil, 2019.....	72

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Distribuição dos casos de feminicídio, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.	58
Tabela 2 - Sazonalidade da taxa de mortalidade por feminicídio, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.	62
Tabela 3 – Risco de feminicídio segundo coordenações regionais de saúde, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.	65
Tabela 4 - Risco em excesso nos municípios piauienses, Brasil, Piauí, 2005 a 2017.	67
Tabela 5 - Avaliação da estacionariedade para a mortalidade municipal média e os determinantes socioambientais, Piauí, Brasil, 2019.	72
Tabela 6 - Avaliação da dependência espacial da taxa de mortalidade municipal média e de determinantes socioambientais, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.	73
Tabela 7 – Municípios com dependência espacial da mortalidade municipal média, Piauí, Brasil, 2019.	74
Tabela 8 - Municípios com dependência espacial bivariada da mortalidade municipal média pelo índice de desenvolvimento humano municipal, Piauí, Brasil, 2019.	76
Tabela 9 - Municípios com dependência espacial bivariada da mortalidade municipal média pela densidade populacional feminina, Piauí, Brasil, 2019.	78
Tabela 10 - Municípios com dependência espacial bivariada da mortalidade municipal média pela proporção de população em área urbana, Piauí, Brasil, 2019.	80
Tabela 11 - Municípios com dependência espacial bivariada da mortalidade municipal média pela proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado em área urbana, Piauí, Brasil, 2019.	83

Tabela 12 - Municípios com dependência espacial multivariada da mortalidade municipal média pelos determinantes socioambientais, Piauí, Brasil, 2019.....	85
--	----

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 - Classificação das variáveis utilizadas no estudo.....	43
---	----

LISTA ABREVIATURAS

ASSAM	Análise de Situação de Saúde Ambiental
Atlas Brasil	Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil
BiLISA	Bivariate Local Indicators of Spatial Autocorrelation (indicadores locais de autocorrelação espacial bivariados)
CID10	Décima Revisão da Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde
CNMP	Conselho Nacional do Ministério Público
CRS	Coordenação Regional de Saúde
DATASUS	Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde do Brasil
EPSG	<i>European Petroleum Survey Group</i>
FPSEEA	Força Motriz – Pressão – Situação – Exposição – Efeito - Ação
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IDHM	Índice de Desenvolvimento Humano Municipal
LIC	Limite Inferior de Controle
LSC	Limite Superior de Controle
MMEP	Médias Móveis Exponencialmente Ponderadas
OMS	Organização Mundial de Saúde
PDPPSA	Proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado
SESAPI	Secretaria Estadual de Saúde do Piauí
SIM	Sistema de Informações sobre Mortalidade
SIRGAS 2000	Sistema de Referência Geocêntrico para as Américas
UniLISA	Univariate Local Indicators of Spatial Autocorrelation (indicadores locais de autocorrelação espacial univariados)

LISTA DE SÍMBOLOS

%	Percentual
Pseudo-p	Significância estatística espacial
Valor-c	Índice de Geary
Valor-I	Índice de Moran
Valor-p	Significância estatística
km² ou km²	Quilômetro quadrado
Mulher/km²	Mulher por quilômetro quadrado
R²	Coefficiente de determinação
σ²	Variância populacional
σ	Desvio-padrão populacional
	Bússola indicando o Norte.



Escala gráfica

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	20
2 OBJETIVOS	24
2.1 Objetivo Geral	24
2.2 Objetivos Específicos	24
3 REFERENCIAL TEÓRICO	25
3.1 Femicídio: Conceito, Causas, Incidência e Implicações	25
3.2 Geoprocessamento e Femicídio	29
4 METODOLOGIA	35
4.1 Tipo de Estudo	35
4.2 Área de Estudo	35
4.3 Dados e Fontes de Dados	37
4.4 Critérios de Inclusão e de Exclusão	37
4.5 Variáveis do Estudo	38
4.5.1 Sociodemográficas	39
4.5.2 Temporais	40
4.5.3 Espaciais	40
4.5.4 Tipo de Lesão	40
4.5.5 Índice de Desenvolvimento Humano Municipal	41
4.5.6 Densidade Populacional Feminina	42
4.5.7 Proporção de População em Área Urbana	42
4.5.8 Proporção de Domicílios Particulares Permanentes com Saneamento Adequado	42
4.5.9 Níveis de Medida	42
4.5.10 Variáveis derivadas	43
4.6 Análises	44
4.7 Análise de Série Temporal	47

4.8 Estatística Espacial	51
4.9 Aspectos Éticos	57
5 RESULTADOS	58
6 DISCUSSÃO	91
7 CONCLUSÕES.....	99
REFERÊNCIAS	100
APÊNDICE A – Instrumento de coleta	109
ANEXO A – Aprovação no comitê de ética.....	110
ANEXO B – Divisão municipal das coordenações regionais de saúde	113
ANEXO C – Modelo de declaração de óbito.....	116
ANEXO D – Questionário básico do censo demográfico 2010	117

1 INTRODUÇÃO

Violência vem do latim *violentia* e expressa o ato de violar a outrem ou a si, sendo usualmente empregada como o excesso de força de uns sobre outros (PAVIANI, 2016). A violência contra a mulher, porém, não necessariamente terá a consumação do ato, mas poderá ser simbólica ou por meios coercitivos com variadas consequências biopsicossocioambientais (físicas, psíquicas e socioeconômicas), sendo o feminicídio sua expressão máxima (MODENA, 2016).

Femicídio, por sua vez, foi definido inicialmente como a morte de mulheres em razão de conflito de gênero. Essa definição foi ampliada nos anos 1990, quando se incluíram meninas e quaisquer assassinatos de mulher (GARCIA *et al.*, 2015).

Este tipo de violência envolve-se num contexto epidemiológico muito peculiar em que, mesmo havendo subenumeração, preocupa pela incidência e pelos pródromos: histórico de violência masculina ou por membros da família e reincidência da agressão (GARCIA *et al.*, 2015). Assim, a violência contra a mulher possui características singulares que a difere da agressão física intencional contra o homem, porquanto o agressor compartilha geralmente relações íntimas e afetuosas com a vítima (BEYER *et al.*, 2015). Estas características, no entanto, não explicam totalmente o fenômeno, de modo que se tem sugerido o efeito de vizinhança da teoria da desorganização social dentro do espectro das teorias biossociais da criminologia em que elementos da psicologia comportamental são explicadas por fatores genéticos, neurobiológicos e ambientais como método elucidativo mais abrangente (BELLAIR, 2017; WELLS; WALSH, 2019).

A prevalência mediana de feminicídios por parceiro íntimo entre os homicídios femininos no mundo é 38,55%, sendo proporcionalmente superior em países do sudeste asiático (58,8%), em países com alta renda (41,2%), na África (40,1%) e nas Américas (40,5%). As menores prevalências ocorrem no Mediterrâneo oriental (14,4%) e em países europeus com baixa e média rendas (20%) (STÖCKL *et al.*, 2013).

No Brasil, o feminicídio tem apresentado crescimento histórico alarmante. Segundo os registros do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), entre 1983 a 2013, foram assassinadas 106.093 mulheres. No intervalo entre 1980 e 2013, em números absolutos, houve aumento de 252%, enquanto que, em taxas, o aumento foi de 111,1% (WAISELFISZ, 2015). Destaca-se ainda que muitos casos não são notificados o que torna estes números ainda maiores (GARCIA *et al.*, 2015).

De 2009 a 2011, após a aplicação de um fator de correção, registraram-se 17.167 feminicídios no SIM o que equivaleu a uma taxa de 5,86 óbitos por 100.000 mulheres (GARCIA *et al.*, 2015). De 2011 a 2013, registraram-se 17.581 casos de feminicídio o que equivaleu a 5,87 óbitos por 100.000 mulheres. As taxas mais elevadas foram observadas nas regiões Nordeste, Centro-oeste e Norte (GARCIA; SILVA, 2016).

Em 2003, o Piauí tinha um risco de feminicídio de 2,2 casos por 100 mil mulheres e ocupava a 26ª colocação entre as unidades federativas. Em 2013, esse risco aumentou para 2,9 vítimas por 100 mil mulheres, superando Estados como o Rio de Janeiro, São Paulo, Pernambuco e Minas Gerais, os quais, historicamente, possuem, em números absolutos, mais casos de feminicídio (WAISELFISZ, 2015).

Teresina, sua capital, acompanhou esta tendência de crescimento. Em 2003, teve taxa de feminicídio de 3,3 casos/100.000 mulheres e, em 2013, essa taxa aumentou para 5,4 casos/100.000 mulheres, vindo a ocupar a 22ª posição entre as capitais com maior mortalidade por feminicídios (WAISELFISZ, 2015).

Os números apresentados reforçam o interesse para se investigar o problema, visto que as taxas de feminicídio são crescentes e sinalizam para a necessidade de um maior enfoque nas mortes femininas por causas externas além de indicar deficiências quanto a segurança, políticas públicas, planejamento estratégico, organização, direção e controle do crescimento urbano, consumo de drogas e álcool, narcotráfico, planejamento familiar, educação, acesso de qualidade para as necessidades básicas, oportunidades de emprego, salário justo e desmarginalização da população negra (BEYER *et al.*, 2015; GRUBESIC *et al.*, 2013; WAISELFISZ, 2015).

Modelos explicativos em saúde pública sugerem que os fenômenos sociais devam ser explicados por indicadores de desenvolvimento social, ambiental e de saúde para esclarecer as condições de vida que implicam positivamente em bem-estar e negativamente em eventos adversos (SOUSA *et al.*, 2014). Neste sentido, tem-se associado a espacialidade das iniquidades e estratos sociodemográficos com homicídios à luz do efeito da vizinhança, isto é, inferir que o feminicídio seja explicado apenas pela falta de segurança ou por razões de gênero não concorda com a história natural dos efeitos das iniquidades sobre as coletividades e com os modelos de saúde-doença contemporâneos, havendo, por outro lado, elementos sociais espacialmente distribuídos que são capazes de explicar o fenômeno (BEYER *et al.*, 2015).

Nesse contexto, o geoprocessamento aplicado à saúde pública fornece subsídios através de instrumentos da epidemiologia espacial e dos sistemas de informação geográfica para orientar pesquisadores ou gestores sobre os possíveis focos, áreas ou fatores de risco de interesse para a vigilância epidemiológica e para a avaliação dos serviços de saúde, produzindo conhecimento importante para o processo de planejamento da oferta de serviços e para a avaliação do impacto das ações de saúde, fortalecendo o processo de tomada de decisão dos gestores ou pesquisadores ao considerar os fatores sociais e espaciais como condicionantes e determinantes do adoecimento feminino (FERREIRA; CASTILLO-SALGADO; RIBEIRO, 2017; FREITAS, 2019).

Assim, espera-se com este trabalho mapear o feminicídio através de uma série temporal, considerando em sua análise fatores sociodemográficos e determinantes socioambientais^a de forma a identificar grupos e áreas de risco e, por conseguinte, dispor informação gerencial à literatura científica sobre feminicídio ao responder questões sobre os estratos sociais femininos mais afetados, os tipos de lesões sofridas pelas vítimas, o principal local onde se perpetra o crime, se as taxas são diferentes

^a Determinantes socioambientais são características dos indivíduos, de sua organização e do território em que vivem representados por indicadores socioambientais que sintetizam e medem representações da realidade. Este indicadores visam os processos de gestão e tomada de decisões a respeito de fenômenos e iniquidades direta ou indiretamente relacionados com a saúde humana (BRASIL, 2011).

segundo o dia da semana, o mês e o trimestre, se os feminicídios ocorreram aleatoriamente, qual a coordenação regional de saúde com maior risco de feminicídio, se existem evidências temporais de redução do risco de feminicídio após a aprovação das leis Maria da Penha e do Feminicídio além da associação entre determinantes socioambientais e o risco de feminicídio a nível municipal.

Em Medicina Social, a violência contra a mulher nos seus aspectos psicopatológicos nos ambulatórios de Medicina Interna ou nos seus aspectos físicos em emergências clínico-cirúrgicas é um estímulo ao estudo de grupos vulneráveis e suas iniquidades à luz das teorias biossociais do crime. Desse modo, esta dissertação de mestrado possui como contribuição à gestão de serviços de saúde o levantamento de questões norteadoras ao treinamento de profissionais de saúde, à afirmação da importância das ferramentas de vigilância epidemiológica e o estímulo à pesquisa sobre causalidade socioambiental do feminicídio.

2 OBJETIVOS

2.1 Objetivo Geral

- Analisar a evolução espaço-temporal do feminicídio no Piauí de 2005 a 2017.

2.2 Objetivos Específicos

- Caracterizar os casos de feminicídio quanto aos aspectos sociodemográficos, tipo de lesão e local de ocorrência associados;
- Descrever os determinantes socioambientais;
- Descrever o padrão espacial e temporal da mortalidade por feminicídio;
- Investigar a associação entre feminicídio e determinantes socioambientais dos municípios piauienses.

3 REFERENCIAL TEÓRICO

3.1 Femicídio: Conceito, Causas, Incidência e Implicações

O termo femicídio foi usado pela primeira vez em 1976 por Diana Russel perante o *Tribunal Internacional Sobre Crimes Contra Mulheres*, realizado em Bruxelas, para se referir ao assassinio de mulheres pela condição de gênero, tratando-o como terrorismo sexual ou genocídio de mulheres. O femicídio ou feminicídio, após alguns anos, teve seu conceito ampliado ao assassinato de mulheres de qualquer idade. O principal fator de risco é a condição feminina, contudo existem condicionantes raciais, étnicos, de classe social, ocupação e geracionalidade (MENEGHEL; PORTELLA, 2017).

No Brasil, no campo das ciências jurídicas, adota-se a definição encontrada na Lei do Femicídio aprovada em nove de março de 2015 para a qual feminicídio é um homicídio qualificado, entrando no rol dos crimes hediondos, que é cometido contra a mulher por razões da condição de sexo feminino, expresso na forma de violência doméstica familiar, menosprezo ou discriminação à condição da mulher, visando, portanto, a penalização do crime (BRASIL, 2015).

A definição adotada pela Organização Mundial de Saúde (OMS) é mais abrangente, classificando-a em quatro tipos: feminicídio por parceiro íntimo, assassinatos em nome da honra, feminicídio relacionado ao dote e feminicídio não íntimo. Esta classificação ocorre devido a singularidades em cada um deles bem como para facilitar o registro epidemiológico e a comparação das taxas pelos órgãos responsáveis pela notificação em cada país (WHO, 2012).

No feminicídio por parceiro íntimo, o assassinato é praticado por parceiro atual ou ex-parceiro e corresponde a pelo menos 35% dos feminicídios em todo o mundo. Em mais de 70% desses casos, existem relatos de violência de gênero em níveis ascendentes em termos de frequência e gravidade. Mulheres com melhores níveis de escolaridade e com melhores situações socioeconômica e laboral do que seus

companheiros estão em maior risco de serem assassinadas. Isto indica a presença de um fenômeno chamado *backlash*, isto é, feminicídios praticados por parceiros que estão em situação socioeconômica inferior às suas parceiras ou quando estas querem separar-se e eles não o permitem. O cenário comum destes parceiros são homens desempregados, que possuem armas de fogo, com histórico de agressões e ameaças dirigidas à vítima (WHO, 2012). Por essa razão, ao discutir sobre esta modalidade de feminicídio, deve-se contextualizá-la dentro do espectro da violência por parceiro íntimo em que o assassinato é sua manifestação máxima no modelo de saúde-doença biopsicossocioambiental (GARCIA *et al.*, 2015; MODENA, 2016).

Referente ao assassinato em nome da honra, estimam-se cinco mil casos por ano em todo o mundo. Neste tipo de feminicídio, estão envolvidas mulheres assassinadas devido à transgressão sexual real ou presumida tais como adultério, fornicação ou gravidez fora do casamento bem como para omitir casos de incesto. Esta ação intencional é entendida pelo agressor como uma forma de preservar a reputação da família, respeitar uma tradição ou aderir a exigências religiosas erroneamente interpretadas. Este tipo de feminicídio é considerado um exemplo biopolítico nítido de normalização histórica do patriarcalismo com desfecho trágico ao feminino em países do oriente médio, do sudeste asiático ou em comunidades migrantes pelo mundo (WHO, 2012).

O feminicídio relacionado ao dote é outra modalidade pertinente a práticas culturais, ocorre em áreas do subcontinente indiano e envolve mulheres recém-casadas assassinadas pela família do esposo por problemas envolvendo o dote. O governo indiano estima 25 mil casos anuais de mulheres assassinadas ou deformadas por esse tipo de violência. Muitos destes casos são por queimaduras ou por suicídio forçado, o que a diferencia das outras modalidades em que se utilizam geralmente instrumentos, enforcamento ou estrangulamento (WHO, 2012).

O feminicídio não-íntimo, por sua vez, refere-se ao assassinato de mulher por agressor sem antecedente de relacionamento íntimo com ela. Se houver agressão sexual seguida de morte, fala-se de homicídio sexual (VAN PATTEN; DELHAUER, 2007). A morte se dá neste cenário pela necessidade de o agressor eliminar vestígios

ou testemunhas. Esta modalidade costuma ser aleatória, contudo, na América Latina, existe uma ocorrência sistemática de casos nessa modalidade. Na Guatemala, em 2008 houve mais de 700 casos. Em Ciudad Juárez, no México, na década de 2001 a 2010, foram registrados pelo menos 400 casos. Outra característica particular desta modalidade é a vitimização de mulheres envolvidas em profissões marginalizadas ou estigmatizadas tais quais profissionais do sexo, atendentes de bares ou trabalhadoras em casas noturnas (WHO, 2012).

Outras classificações, além das quatro acima, são relatadas: ‘exploração e tráfico sexual de mulheres e meninas’ em que elas são trabalhadoras do sexo, vítimas do ódio misógino e facilmente descartadas quando representam problemas aos clientes, aos cafetões ou aos chefes do tráfico; ‘execução de mulheres ligadas às atividades ilegais do tráfico de drogas, armas e migração clandestina’ em que elas se convertem em território de vingança e são executadas no lugar de seus companheiros; ‘feminicídio acidental’ em que uma mulher morre fortuitamente por estar na linha de tiro contra outra; ‘feminicídio contra categorias ocupacionais femininas estigmatizadas’ em que mulheres são assassinadas pelo *status* ocupacional e o ‘feminicídio associado ao racismo, à etnofobia ou à homofobia’ em que o assassinato se dá devido à procedência, à cor da pele ou à orientação sexual, inclusive à transfobia ou à lesbofobia (MENEGHEL; PORTELLA, 2017). Esta classificação possui como singularidade em saúde pública números maiores do que aqueles informados pelos órgãos de segurança pública no Brasil (CNMP, 2018).

O adoecimento feminino consequente a essas várias modalidades de agressão a sua integridade física, mental e social tem explicações sociológicas em Hannah Bradby e na teoria biopolítica de Michel Foucault. Eles enquadram a etiologia desse adoecimento no patriarcalismo histórico representado pelo exercício do biopoder masculino, o que faz com que, mesmo quando as mulheres recebem direitos formais de tratamento igual no local de trabalho, nos lares e nos tribunais, a discriminação de gênero persiste, o que pode ser chamado de normalização (BRADBY, 2014; CIRAMI, 2014; FOUCAULT, 2014).

Essas imposições socioculturais e históricas são frequentemente discutidas, inclusive nos serviços de saúde, sendo necessário contrapor-se ao pensamento de que as mulheres sejam as autoras de sua própria infelicidade, e, por isso, costuma-se expandir o modelo explicativo feminino de saúde-doença ao sexismo, ao patriarcalismo, ao biopoder, à organização social do trabalho, à renda, à longevidade, à autodeterminação sexual, ao empoderamento político, ao direito à propriedade, às políticas públicas, à educação e à qualidade dos serviços de saúde (BRADBY, 2012; LEMOS *et al.*, 2017).

Do ponto de vista biológico, têm-se discutido os efeitos do espectro da violência contra a mulher psiconeuroendocrinoimunologicamente no ciclo da vida (BOTTURA, 2007). Nas pesquisas nesta área, têm-se estabelecido relação entre o espectro da violência contra a mulher e crescimento intrauterino retardado, trabalho de parto pré-termo, transtornos do humor e psicopatologias predisponentes ao comportamento violento (HILL *et al.*, 2016; MASON; O'RINN, 2014).

A respeito das implicações da violência sobre o material genético, há descrições de efeitos epigenéticos com modificações do sistema nervoso central ao estímulo violento contra o binômio maternofetal, à criança e ao adolescente, predispondo a psicopatologias que favorecem o comportamento violento do indivíduo (RADTKE *et al.*, 2011). Bioeticamente, existe um complexo sistema de retroalimentação em que violência gera mais violência, ou seja, um sujeito violento que agride uma mulher promove o adoecimento desta e de sua prole, os quais podem seguir com alterações psicopatológicas que favorecem a violência e o feminicídio (HERNÁNDEZ, 2018; LEONE; PRIVITERA; CUNHA, 2001).

Além do aspecto neuroendócrino, depressão, alcoolismo e tabagismo são descritos como as principais implicações psicopatológicas da violência às mulheres e à sua prole. Mulheres que sofrem violência por parceiro íntimo têm duas vezes mais chances de sofrerem de depressão e de desordens relacionadas ao uso de bebida alcoólica (WHO, 2013). As vias promotoras dessas psicopatologias envolvem estresse, somatização, uso de substâncias que facilitam o comportamento violento e lesões neurológicas secundárias à agressão. O principal grupo de risco, de modo geral, são

mulheres de baixo nível socioeconômico resilientes, isoladas socialmente ou menos coesas com familiares e vizinhos e aquelas com menor acessibilidade à medicina preventiva e à psicoterapia (BARROS *et al.*, 2016; MASON; O'RINN, 2014).

Como possíveis medidas de combate ao feminicídio, citam-se o treinamento dos profissionais da atenção básica para lidar com os casos de violência doméstica, otimização das notificações ao Sistema Nacional de Agravos de Notificação para facilitar a vigilância epidemiológica, investimento em geoprocessamento para identificar áreas prioritárias e a utilização eficaz da rede intersetorial de atenção à saúde da mulher: casas-abrigos, centros de referência e reabilitação, defensorias e delegacias da mulher, secretarias de políticas para mulheres e secretarias de saúde e de planejamento (LUCENA *et al.*, 2012).

Além disso, estratégias multiníveis como considerar os contextos geográficos e individuais das sobreviventes de violência por parceiro íntimo pelos profissionais e gestores que lidam com esta população específica e promover-lhes o apoio social visando a sua segurança devem ser planejadas e executadas (BEYER *et al.*, 2015).

A OMS, por sua vez, sugere como medidas para acabar com o feminicídio: fortalecer a vigilância e o rastreamento dos casos de feminicídio e de violência por parceiro íntimo, treinar e sensibilizar profissionais de saúde e policiais, investir em pesquisas preventivas e intervencionistas, reduzir a posse e fortalecer leis de controle de arma de fogo e fortalecer a vigilância, a pesquisa, as leis e a conscientização sobre o assassinato em nome da honra (WHO, 2012).

3.2 Geoprocessamento e Feminicídio

O geoprocessamento é um conjunto de conceitos, métodos e técnicas que possibilita o desenvolvimento de análises e sínteses que consideram as propriedades territoriais dos eventos e dos seus elementos, gerando informação fundamental para apoio à tomada de decisão quanto aos recursos socioambientais (BOSSLE, 2016).

O geoprocessamento envolve um conjunto de técnicas que utiliza conceitos e ferramentas da Cartografia, do Sensoriamento Remoto, do Sistema de Posicionamento Global e dos programas computacionais de Sistemas de Informação Geográfica, para atingir seu objetivo primordial, qual seja tomar decisões (BOSSLE, 2016). No campo da saúde, utiliza-se de conceitos e ferramentas da Epidemiologia para a análise espaço-temporal de eventos em saúde pública (BHUNIA; SHIT, 2019).

A primeira lei da Geografia^b diz que “tudo se relaciona com tudo, mas coisas mais próximas estão mais relacionadas do que coisas distantes” (OYANA; MARGAI, 2016, p. 14). A partir desse pressuposto, houve avanços nas pesquisas em ciências sociais aplicadas e da saúde em que se investigaram o objeto de estudo e sua relação com o efeito da vizinhança (KANAROGLOU; DELMELLE; PÁEZ, 2015)

Os avanços ocorridos são, em parte, devido à sua aplicação em Administração em Saúde através do esforço dos pesquisadores do campo da Saúde Coletiva em guiar o planejamento estratégico em saúde e ao melhoramento geoestatístico dos métodos de investigação das distribuições espaciais de fenômenos (COSTA; REGO; LIMA, 2019).

No primeiro cenário, os estímulos investigativos acompanharam os avanços da administração científica pós-tayloriana nas funções básicas da Administração (Planejamento, Organização, Direção e Controle) que permitiram a otimização das políticas de gestão desde o século XX (CHIAVENATO, 2014).

No segundo cenário, destacam-se as publicações de Luc Anselin e a criação de sofisticados *softwares* que desenvolvem muito prontamente complexos cálculos matemáticos que associam a densidade de eventos geocodificados sobre uma representação gráfica do espaço através de algoritmos que obedecem a pressupostos teóricos como a Lei de Tobler com características territoriais e de seus elementos (KANAROGLOU; DELMELLE; PÁEZ, 2015).

^b Primeira Lei da Geografia ou Lei de Tobler: “*Everything is related to everything else, but near things are more related than distant things*”

Os esforços de Luc Anselin permitiram avanços nos estudos sobre iniquidades em saúde pública espacialmente distribuídos que contribuiu no avanço das pesquisas na área da Avaliação de Situação de Saúde Ambiental (ASSAM)^c (FREITAS, 2019).

A ASSAM constitui um instrumento útil à formulação de políticas públicas que reduzam as iniquidades dos determinantes socioambientais da saúde através de ações que transformem os meios de vida das populações alvo. Descreve um processo integrado que inclui o ambiente, a saúde e a sociedade, visando a proteção e promoção da saúde humana (BHATIA *et al.*, 2011).

Entre suas ferramentas, o modelo de cadeia de causalidade Força Motriz – Pressão – Situação – Exposição – Efeito – Ação (FPSEEA) proposto pela OMS considera o efeito das ações (políticas públicas, leis, decretos, tecnologias, monitoramentos e outras ferramentas de controle estratégico) sobre as atividades humanas (densidade populacional e desenvolvimento socioeconômico), meio ambiente e seus impactos (iniquidades, processo saúde-doença e o comportamento humano) (FREITAS, 2019).

Essa abordagem amplia o âmbito da saúde ambiental (exposição/efeito) e conduz à intersectorialidade, visto que é nas causas mais altas da cadeia (forças motrizes, pressão e situação) que se dão as intervenções mais efetivas e onde se requer maior integração entre o setor saúde e os setores que têm controle sobre iniquidades socioambientais (BRASIL, 2011). A ASSAM, por conseguinte, tem sido frequentemente utilizada para explicar o efeito dos determinantes socioambientais sobre a ocorrência de feminicídios e homicídios em geral (MERRILL, 2019; SOUSA *et al.*, 2014).

Há evidências sobre forças motrizes e a pressão social associadas com o risco de feminicídio em várias cidades pelo mundo. Em Fortaleza – BRA, Wisconsin - EEUU, Betim – BRA e New Orleans - EEUU, mulheres negras, adultas jovens, solteiras e com vulnerabilidades sociais (desemprego, baixo nível educacional e

^c Environmental Health Impact Assessment (EHIA) ou Avaliação de Situação de Saúde Ambiental é um componente da avaliação de impacto ambiental que lida especificamente com o impacto na saúde humana (BRASIL, 2011).

menores oportunidades) foram as principais vítimas (BEYER *et al.*, 2015; FELKER-KANTOR; WALLACE; THEALL, 2017; SOUSA *et al.*, 2014).

A ocorrência de feminicídio no Brasil possui correlação negativa com o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM) e com a proporção de mulheres casadas e correlação positiva com a proporção de população negra, proporção de mulheres solteiras, coeficiente de mortalidade masculina por agressão e com a proporção de adeptos de religião pentecostal. Isto significa que a composição, o comportamento e as atividades humanas são possíveis forças motrizes que imprimem questões culturais e de territorialização que podem promover a maior ocorrência do feminicídio em sociedades patriarcais (MENEGHEL *et al.*, 2017).

Em regiões brasileiras com maiores valores de IDHM (0,731 – 0,824) constatou-se uma redução estatisticamente significativa (valor p: 0,006), enquanto, em regiões com menores valores de IDHM e, portanto, mais iniquidades sociais e em saúde, apresentaram maiores taxas de mortalidade por feminicídio em uma série de assassinatos de mulheres de 20 a 59 anos de 2002 a 2012 (LEITE *et al.*, 2017).

A situação de instabilidade residencial, falta de comunicação com outras pessoas e desemprego são elementos adversos do modelo FPSEEA e são promotores da ruptura da coesão social e do isolamento feminino que, segundo o efeito de vizinhança da teoria da desorganização social, aumenta o risco de feminicídio. A proporção de população residente em área urbana, também denominada medida de urbanidade por ruralidade da população pode modificar o efeito das características da vizinhança e, por conseguinte, favorecer também a ocorrência do feminicídio. Em Wisconsin-EEUU, mulheres que vivem em zona rural possuem mais chances de serem vítimas de feminicídio do que aquelas que vivem em zona urbana (BEYER *et al.*, 2015).

As condições ambientais têm sido associadas com a ocorrência de feminicídios e homicídios em geral através de estudos de iniquidades socioambientais em regiões de elevada periculosidade, injustiça social e pobreza (SOUSA; SILVA; SOUZA, 2014; SOUSA *et al.*, 2014).

Em Natal, capital do Rio Grande do Norte, em áreas com riscos ambientais, estabeleceu-se associação entre iniquidades ambientais e violência, homicídios, desvantagens financeiras, narcotráfico, roubos, furtos e instabilidade residencial (CAVALCANTE; ALOUFA, 2015). Em favelas do Rio de Janeiro, descobriu-se através de *Buffers* que existe um padrão espacial em que as taxas de assassinatos foram menores no centro das favelas do que nos seus arredores por serem estes locais de maior tensão social e conflitos (BARCELLOS; ZALUAR, 2014). Foi estabelecida também a associação positiva entre taxas de mortalidade por homicídios e pobreza, tabagismo, altitude, temperatura do ar, obesidade e precipitação e associação negativa entre homicídios e densidade populacional (MERRILL, 2019).

Além disso, as condições habitacionais contempladas pelo indicador de vulnerabilidade social está associada com as taxas de homicídios (TAVARES *et al.*, 2016). As condições habitacionais representam a dimensão urbana do índice de vulnerabilidade social que é composto por três indicadores: percentual de pessoas em domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados, percentual da população que vive em domicílios urbanos sem serviço de coleta de lixo e percentual de pessoas que vivem em domicílios com renda *per capita* inferior a meio salário mínimo e que gastam mais de uma hora até o trabalho no total de pessoas ocupadas, vulneráveis e que retornam diariamente do trabalho (MELCHIONNA *et al.*, 2015).

Na América Latina, os recursos legais e infralegais que representam as ações para reduzir a violência e o feminicídio tais quais a Lei Maria da Penha^d e a Lei do Feminicídio^e são tradicionalmente reativas e, por conseguinte, ao não abordar as normas socioculturais que promovem a violência contra as mulheres, as taxas de feminicídio e de violência continuam a ser problemáticas (HERNÁNDEZ, 2018; LUCENA *et al.*, 2012; SILVEIRA; NARDI, 2014).

^d Lei Maria da Penha: Lei 11.340/2006. Ela foi aprovada em sete de agosto de 2006 e entrou em vigou em 22 de setembro de 2006 (BRASIL, 2006).

^e Lei do Feminicídio: Lei 13.104 de nove de março de 2015 (BRASIL, 2015).

Assim, o feminicídio deve ser estudado através da Epidemiologia Espacial em que o geoprocessamento é instrumento útil para investigar elementos espaciais que estabelecem associação com esse crime e determinantes socioambientais em que interessam as atividades e características humanas, o meio ambiente e as ações de controle que visam reduzir as suas taxas.

4 METODOLOGIA

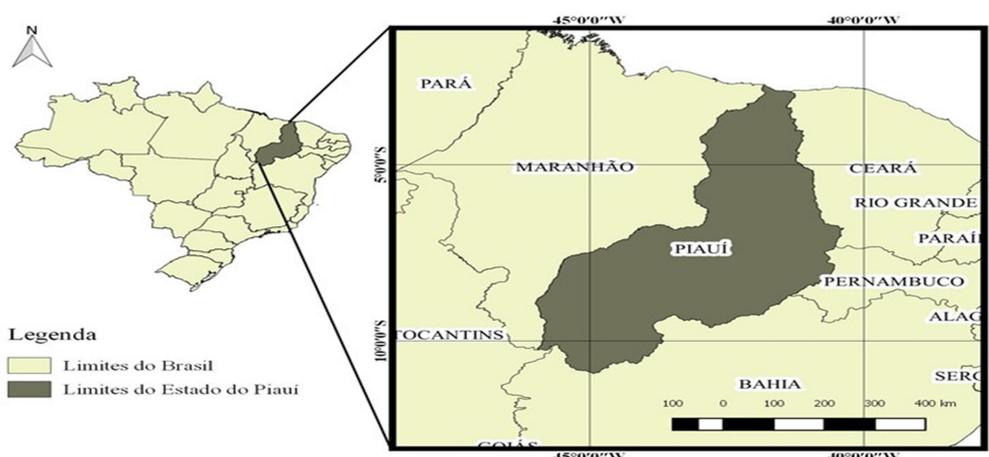
4.1 Tipo de Estudo

Estudo ecológico misto que soma análise espacial à análise de série temporal. Sua unidade de análise é uma população ou grupo de pessoas pertencentes a uma área geográfica, combinando-se o desenho de múltiplos grupos com o desenho de séries temporais. Na série temporal, exploram-se a evolução das taxas ao longo do tempo, para prever tendências futuras ou avaliar o impacto de uma intervenção populacional. Na análise espacial, exploram-se os dados para identificar um padrão espacial e gerar hipóteses de uma possível etiologia ambiental ou relacionada às características da população, seguindo-se com testes de associação (JAIN, 2015).

4.2 Área de Estudo

O Piauí é uma unidade federativa localizada no noroeste da Região Nordeste do Brasil. Faz fronteira a leste com Ceará e com Pernambuco, a sul e sudeste com a Bahia, a sudoeste com Tocantins e a oeste com Maranhão. Delimita-se a norte com o Oceano Atlântico (Figura 1).

Figura 1 - Mapa da área de estudo, Piauí, Brasil, 2019.

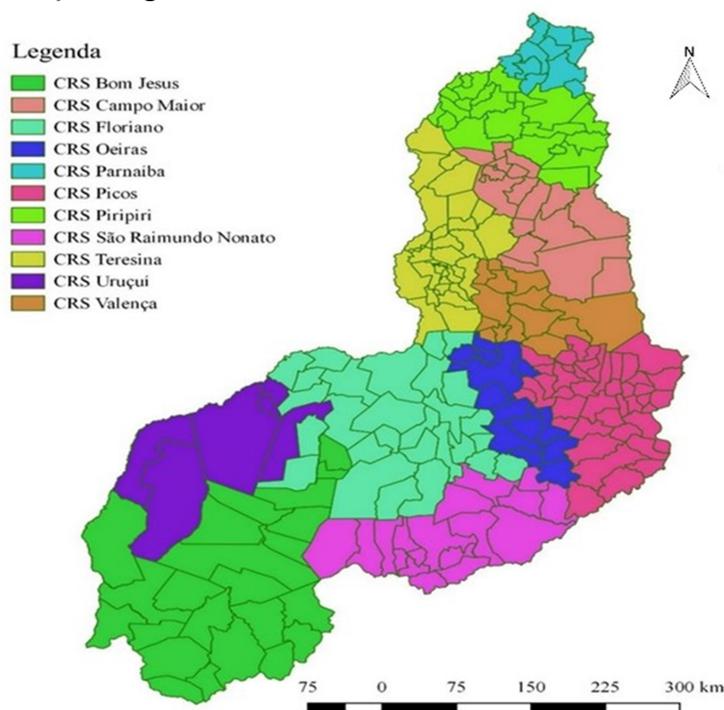


Nota: Sistema de Coordenadas Geográficas: SIRGAS 2000 (EPSG 4674).

Fonte: IBGE (2019).

Possui uma área de 251.616,823 km², uma população e densidade demográfica de 3.264.531 pessoas e 12,4 hab./km². Vive um processo de transição demográfica com uma pirâmide etária com estreitamento de base segundo o censo demográfico 2010 e aumento de expectativa de vida ao nascer que variou de 60,71 para 71,62 nos anos de 1991 a 2010 (BRASIL, 2019). Seu IDHM passou de 0,484 (muito baixo) em 2000 para 0,646 (médio) em 2010 quando ocupava a quarta posição entre os Estados com pior IDHM. O seu território é dividido em onze coordenações regionais de saúde (Anexo B) em que se distribuem 224 municípios (Figura 2), dos quais 81% apresentaram IDHM baixo ou muito baixo no censo demográfico 2010. Sua capital é Teresina, onde viviam, em 2010, 814.230 pessoas (PNUD; IPEA; FJP, 2013).

Figura 2 - Coordenações regionais de saúde, Piauí, Brasil, 2019.



Nota: CRS - Coordenação Regional de Saúde.
 Sistema de Coordenadas Geográficas: SIRGAS 2000 (EPSG 4674).
 Fonte: IBGE (2019); SESAPI (2019).

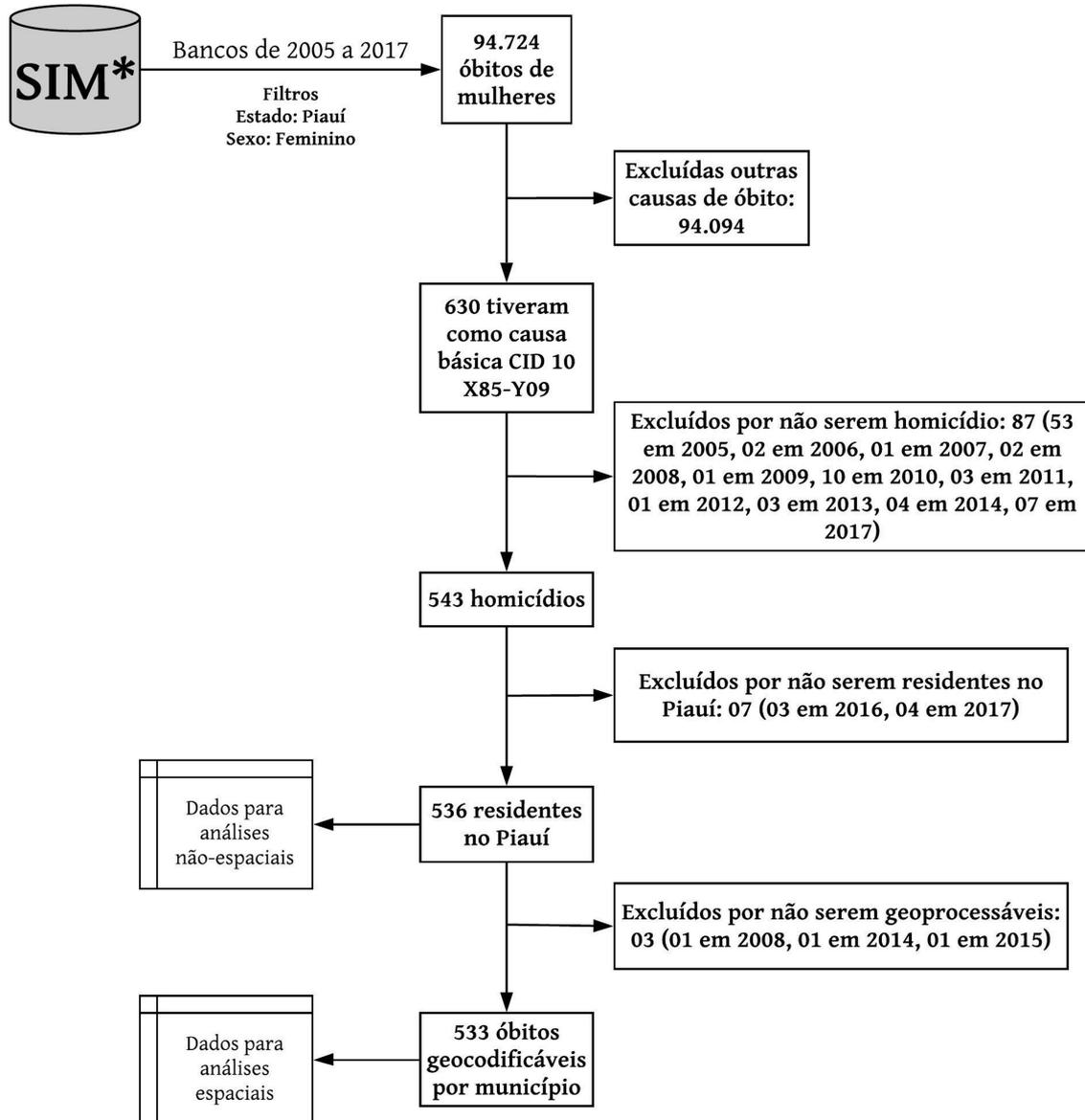
4.3 Dados e Fontes de Dados

Os dados deste estudo são do tipo secundário, os quais foram registrados no Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) por meio da Declaração de Óbito (Anexo C) e no sítio eletrônico do Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil (Atlas Brasil) em que as informações disponíveis são compilados processados e organizados da base de dados do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) a partir do questionário básico do censo demográfico 2010 (Anexo D).

4.4 Critérios de Inclusão e de Exclusão

Foram incluídos os óbitos de mulheres residentes no Piauí cuja circunstância de morte tenha sido o homicídio e sua causa básica definida segundo o CID10 intervalo X85 a Y09. Excluíram-se os casos que não tenham sido tipificados como homicídio na causa básica definitiva. Para a análise espacial, não foram incluídos os casos sem geocodificação por município (Fluxograma 1).

Fluxograma 1 - Critérios de inclusão e exclusão aplicados aos dados do Sistema de Informação sobre Mortalidade, Piauí, Brasil, 2019.



Nota: * Sistema de Informações sobre Mortalidade.

Fonte: O autor, 2019.

4.5 Variáveis do Estudo

As informações sociodemográficas, temporais, espaciais e sobre a causa básica do óbito foram obtidas das declarações de óbito disponíveis no SIM (<http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php?area=0901>).

Informações sobre os determinantes socioambientais e a população feminina residente censitária em 2000 e 2010 foram obtidos do sítio eletrônico Atlas Brasil (<http://www.atlasbrasil.org.br/2013/pt/consulta/>). O Atlas Brasil é uma plataforma de consulta ao IDHM e dispõe mais de 200 indicadores de demografia, educação, renda, trabalho, habitação e vulnerabilidade com dados extraídos dos censos demográficos de 1991, 2000 e 2010, auxiliando a tomada de decisão em Gestão Pública através de indicadores sociais, de saúde, econômicos e ambientais (PNUD; IPEA; FJP, 2013).

Dentre os seus indicadores, utilizaram-se o IDHM, a proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado (PDPPSA) e a proporção de população em área urbana. A densidade populacional feminina foi construída a partir da população feminina censitária disponibilizada pelo Atlas Brasil para o ano 2010 e da superfície territorial municipal informada pelo IBGE na tabela de atributos do arquivo *shapefile* da divisão municipal do Estado do Piauí (ftp://geoftp.ibge.gov.br/organizacao_do_territorio/malhas_territoriais/malhas_municipais/municipio_2015/UFs/PI/).

4.5.1 Sociodemográficas:

- a) faixas etárias^f: menor de 1 ano, 1 a 4 anos e, a partir dessa faixa etária, agregações quinquenais até 79 anos, finalizando com o grupo de 80 anos e mais;
- b) raça ou cor da pele: negra (preta ou parda), branca, amarela ou indígena;
- c) anos de escolarização em mulheres com 15 ou mais anos de idade^g: nenhum, 1 a 7 anos e mais de 7 anos;
- d) estado civil: solteira, casada, separada judicialmente/divorciada, união estável e viúva.

^f Rede Interagencial de Informação para a Saúde. Indicadores básicos para a saúde no Brasil: conceitos e aplicações / Rede Interagencial de Informação para a Saúde - Ripsa. – 2ª ed. – Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde, 2008.

^g Idem.

4.5.2 Temporais: dia, mês e ano da ocorrência.

4.5.3 Espaciais:

- a) município de residência da vítima;
- b) local de ocorrência: hospital, domicílio, via pública e outros;
- c) coordenação regional de saúde: Teresina, Parnaíba, Picos, Floriano, Piripiri, Campo Maior, Oeiras, São Raimundo Nonato, Valença, Uruçuí e Bom Jesus.

4.5.4 Tipo de Lesão^h:

- a) lesão por arma de fogo:
 - X93: agressão por meio de disparo de arma de fogo de mão;
 - X94: agressão por meio de disparo de espingarda, carabina ou arma de fogo de maior calibre;
 - X95: agressão por disparo por outra arma de fogo ou arma não especificada.
- b) lesão por instrumento perfurante, cortante ou contundente:
 - X99: agressão por meio de objeto cortante ou penetrante;
 - Y00: agressão por meio de objeto contundente.
- c) lesão por enforcamento:
 - X91: agressão por meio de enforcamento, estrangulamento ou sufocação.
- d) lesão por maus tratos:
 - Y04: agressão por meio de força corporal;
 - Y05: agressão sexual por meio de força física;
 - Y06: negligência e abandono;
 - Y07: outras síndromes de maus tratos.
- e) por outros tipos de lesões:
 - X85: agressão por meio de drogas, medicamentos e substâncias biológicas;

^h Organização Mundial de Saúde. Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados com a Saúde (CID). Versão em português. 10^a ed. 2006.

- X86: agressão por meio de substâncias corrosivas;
 - X87: agressão por pesticidas;
 - X88: agressão por meio de gases e vapores;
 - X89: agressão por meio de outros produtos químicos e substâncias nocivas especificados;
 - X90: agressão por meio de outros produtos químicos e substâncias nocivas não especificados;
 - X92: agressão por meio de afogamento ou submersão;
 - X96: agressão por meio de material explosivo;
 - X97: agressão por meio de fumaça, fogo e chamas;
 - X98: agressão por meio de vapor de água, gases ou objetos quentes;
 - Y01: agressão por meio de projeção de um lugar elevado;
 - Y02: agressão por meio de projeção ou colocação da vítima diante de um objeto em movimento;
 - Y03: agressão por meio de impacto de um veículo a motor.
- f) por lesão não especificada:
- Y08: agressão por outros meios especificados;
 - Y09: agressão por meios não especificados.

4.5.5 Índice de Desenvolvimento Humano Municipal

O IDHM mede o grau de desenvolvimento alcançado por cada município em termos de esperança de vida, educação e renda per capita. Seu valor varia de 0 a 1, sendo média geométrica dos três termos. É categorizado em muito baixo (0 a 0,499), baixo (0,5 a 0,599), médio (0,6 a 0,699), alto (0,7 a 0,799) e muito alto (0,8 a 1,0) desenvolvimento humano (PNUD; IPEA; FJP, 2013). Este indicador avalia condições socioeconômicas e de qualidade de saúde da população e, por esta razão, foi escolhido para avaliar as características e condições humanas do modelo FPSEEA sobre a ocorrência do feminicídio. Foi utilizado o IDHM referente ao censo demográfico 2010.

4.5.6 Densidade Populacional Feminina

Não consta primariamente entre os indicadores da Rede Interagencial de Informação para a Saúde (RIPSA). Foi desenvolvido para estimar a densidade espacial de potenciais vítimas de feminicídio e, por conseguinte, utilizado na avaliação das condições e características humanas do modelo FPSEEA sobre a ocorrência do feminicídio.

4.5.7 Proporção de População em Área Urbana

Significa a razão urbanidade/ruralidade da população através do percentual de população residente em área urbana. Este indicador tem o potencial de avaliar a dinâmica populacional sobre a ocorrência do feminicídio.

4.5.8 Proporção de Domicílios Particulares Permanentes com Saneamento Adequado (PDPPSA)

Representa domicílios com escoadouros ligados à rede geral ou fossa séptica, servidos de água proveniente de rede geral de abastecimento e com destino do lixo coletado direta ou indiretamente pelos serviços de limpeza. Em regiões com baixa proporção de domicílios particulares com saneamento adequado ocorre o inverso, isto é, altas proporções de pessoas em domicílios com abastecimento de água e esgotamento sanitário inadequados e de domicílios urbanos sem serviço de coleta de lixo, os quais representam a dimensão urbana do indicador de vulnerabilidade social, representando necessidades básicas insatisfeitas (MELCHIONNA *et al.*, 2015). Este indicador avalia as condições sanitárias de habitação e tem o potencial de avaliar o impacto das condições ambientais sobre o processo de causalidade do modelo FPSEEA.

4.5.9 Níveis de Medida

Em investigações bioestatísticas, usam-se quatro níveis de medida: medidas de razão, de intervalo, ordinais e nominais. A razão tem um valor zero específico e as

diferenças entre medidas de razão são definidas com flexibilidade, permitindo o uso de métodos estatísticos sobre esse tipo de dado. Os intervalos expõem distâncias entre medidas, sendo arbitrário o valor zero. As medidas ordinais, por sua vez, têm diferenças imprecisas ou irregulares entre valores consecutivos, porém carregam uma ordem entre seus valores o que as difere das nominais. Enquanto as medidas ordinais e nominais não são medidas numericamente, necessitando de agrupamento em categorias, a razão e o intervalo podem ser agrupados como variáveis quantitativas contínuas ou discretas (CHAN, 2016). As variáveis foram classificadas conforme o Quadro 1.

Quadro 1 - Classificação das variáveis utilizadas no estudo.

Tipo	Variáveis
Quantitativas	<ul style="list-style-type: none"> - Taxa de mortalidade; - Densidade Populacional Feminina; - Proporção de População em Área Urbana; - Proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado; - Índice de Desenvolvimento Humano Municipal;
Categóricas	<ul style="list-style-type: none"> - Grupo etário; - Anos de escolarização em mulheres com 15 anos ou mais; - Dia da semana; - Mês; - Trimestre; - Ano; - Raça/cor; - Estado civil; - Tipo de lesão; - Coordenação regional de saúde; - Município de residência; - Local ou estabelecimento;

Fonte: O autor (2019).

4.5.10 Variáveis derivadas:

- a) densidade populacional feminina: divisão entre a população feminina censitária em 2010 e a superfície municipal em quilômetros quadrados. Sua unidade é mulher/km²;
- b) taxa de mortalidade por feminicídio: número anual de mulheres assassinadas residentes no Piauí por 100.000 mulheres. O seu denominador foi a população feminina censitária em 2000 para os anos 2005 a 2009 e a população censitária em 2010 para os anos 2011 a 2017. Ela foi calculada para os níveis municipal, de coordenação regional de saúde e estadual;
- c) mortalidade pontual por feminicídio: número mensal de mulheres assassinadas residentes no Piauí por 100.000 mulheres. Foi calculada para o nível estadual. Portanto, seu denominador foi a população feminina censitária estadual em 2000 para os anos 2005 a 2009 e em 2010 para os anos 2011 a 2017;
- d) mortalidade municipal média: média aritmética da taxa de mortalidade por feminicídio a nível municipal de 2005 a 2017, indicando a média anual de casos de feminicídio por município;
- e) risco relativo (ou risco em excesso): divisão da soma dos casos observados de feminicídio pelo número de casos de feminicídio esperado à nível municipal. O número de casos esperados é o produto da taxa de mortalidade estadual modificada pela população feminina do município no censo demográfico 2010. Consideraram-se apenas os casos geocodificáveis;
- f) taxa de mortalidade estadual modificada: divisão da soma de todos os casos observados no estado na série pela população feminina estadual no censo demográfico 2010. Consideraram-se apenas os casos geocodificáveis.

4.6 Análises

A descrição das variáveis categóricas foi realizada através de frequências absoluta e relativa dos estratos. As variáveis quantitativas foram descritas por medidas de tendência central e de dispersão e segundo valores unitários e divisões intuitivas, isto é, para proporção de população em área urbana e PDPPSA considerou-se o valor

50% para divisão em estratos. À densidade populacional feminina, considerou-se a mediana, enquanto, ao IDHM, considerou-se a divisão em dois grupos com ponto de corte em 0,700 o qual representa, por convenção internacional, a separação entre regiões com IDHM muito baixo, baixo e médio e regiões com IDHM alto e muito alto (COSTA; REGO; LIMA, 2019). Nessa etapa foram utilizados os *softwares* Microsoft Excel®ⁱ, MINITAB 17^j, IBM SPSS v.20^k e GeoDa 1.12.1.161^l.

Na análise univariada, as categorias não geocodificadas restringiram-se a descrição da frequência. Para os dados geocodificados, foi realizada uma análise exploratória através do mapa de risco relativo (ou risco em excesso - RE) e análise confirmatória através dos índices de Moran global e local (ou UniLISA^m) da mortalidade municipal média no *software* GeoDa 1.12.1.161. O mapa de risco em excesso compara a taxa de mortalidade observada nos municípios com o padrão estadual, isto é, o número observado de eventos é comparado com o número de eventos que seriam esperados se um risco de referência fosse aplicado. O mapa de risco em excesso permitiu a análise exploratória da proximidade espacial a ser testada pelo índice de Moran. Este tipo de mapa não necessita de matriz de vizinhança.

Na análise confirmatória, buscaram-se três tipos de distribuição: aleatória, aglomerados (ou *clusters*) e dispersão. Na primeira, o valor de *z-score* está entre -1,96 e +1,96 e o valor do pseudo-p maior de 0,05. No padrão aglomerado, o valor de *z-score* é maior ou igual a +1,96, enquanto na dispersão ele é menor ou igual a -1,96. Para ambos, o valor de pseudo-p é menor ou igual a 0,05. Na vigência de dispersão, há evidências de autocorrelação espacial negativa, enquanto no aglomerado ocorre autocorrelação espacial positiva (OYANA; MARGAI, 2016).

A análise bivariada de dados não geocodificados foi realizada através do modelo de regressão polinomial entre tempo (variável independente) e mortalidade

ⁱ **Microsoft.** Microsoft Excel® para Office 365 MSO. 2018.

^j **Minitab 17 Statistical Software** [Computer software] (2010) by Minitab Inc.

^k **IBM Corp. Released 2011.** IBM SPSS Statistics for Windows, Version 20.0. Armonk, NY: IBM Corp.

^l **Anselin, Luc, Ibnu Syabri and Youngihn Kho (2006).** GeoDa: An Introduction to Spatial Data Analysis. *Geographical Analysis* 38 (1), 5-22.

^m *Univariate Local Indicators of Spatial Autocorrelation* (indicadores locais de autocorrelação espacial univariados).

pontual no estudo do componente cíclico da decomposição sazonal (variável dependente). Esta etapa foi realizada no *software* IBM SPSS v.20. A análise bivariada entre o tempo (variável independente) e médias móveis exponencialmente ponderadas (MMEP) da mortalidade pontual (variável dependente) foi realizada no *software* MINITAB 17.

Para comparar o risco de feminicídio entre as coordenações regionais de saúde, primeiramente, utilizou-se o teste de Anderson-Darling no *software* MINITAB 17 para testar a hipótese de normalidade. Como não houve distribuição normal da taxa de mortalidade por feminicídio em cinco coordenações, optou-se por utilizar a mediana, a amplitude interquartílica e o teste de Kruskal-Wallis juntamente com seu pós-teste de Nemenyi para identificar diferenças entre as medianas da taxa de mortalidade das coordenações regionais de saúde. O teste de Kruskal-Wallis e seu pós-teste Nemenyi fornecem uma alternativa não paramétrica para a análise de variância com um fator e quando seu valor-p foi menor de 0,05, existiram, pelo menos, duas coordenações regionais de saúde com medianas estatisticamente diferentes entre si. Esta etapa foi realizada no *software* R *statistics* (ALIN, 2010).

A análise bivariada de dados geocodificados também foi realizada através dos índices de Moran global e local (ou BiLISAⁿ). O IDHM, a densidade populacional feminina, a proporção de população em área urbana e a PDPPSA foram as variáveis independentes, enquanto a mortalidade municipal média foi a variável dependente.

A análise multivariada espacial foi realizada para dados geocodificados e consistiu no índice de Geary local multivariado em que foram incluídos no estudo os vetores correspondentes a mortalidade municipal média, IDHM, densidade populacional feminina, proporção de população em área urbana e PDPPSA. O índice de Moran e o de Geary foram realizados no GeoDa 1.12.1.161. Os cartogramas coropléticos e os mapas condicionais foram elaborados no QGIS Las Palmas^o, no

ⁿ *Bivariate Local Indicators of Spatial Autocorrelation* (indicadores locais de autocorrelação espacial bivariados).

^o **Development Team (2018)**. QGIS Geographic Information System. Open Source Geospatial Foundation Project. <http://qgis.osgeo.org>

GeoDa 1.12.1.161 e no Microsoft PowerPoint®^p. Os municípios com dados faltosos^q para PDPPSA foram excluídos do modelo.

Considerou-se o valor-p menor de 0,05 e um valor de pseudo-p menor ou igual a 0,05 como estatisticamente significantes. Na carta de controle de MMEP, para reduzir o risco de erro e garantir confiabilidade das análises, adotou-se o nível crítico convencional de 1% equivalente a seis sigmas ao redor da média, ou seja, a um intervalo de confiança de 99%. Ao teste de Ljung-Box Q, adotou-se o nível crítico de 1% para assumir que os resíduos não fossem autocorrelacionáveis e, portanto, independentes e igualmente distribuídos para dar seguimento ao protocolo de análise de série temporal.

4.7 Análise de Série Temporal

Séries temporais consistem em um conjunto de observações obtidas, medindo-se uma única variável regularmente ao longo do tempo. Assim, a tendência histórica refere-se a mudanças na frequência, incidência ou mortalidade ao longo de um período. Ela pode ser estável, crescente ou decrescente, e é sobre ela que se avaliam normalmente os impactos de intervenções sobre a população estudada (ANTUNES; CARDOSO, 2015).

Neste estudo, as observações consistiram na mortalidade pontual por feminicídio (M_p) organizados de modo que o evento se distribuisse como casos sucessivos separados por um intervalo de tempo constante ($t, t+1, \dots, t_n$). A seguir, testou-se a suposição de estacionariedade^r para M_p através do teste de Dickey-Fuller

^p **Microsoft.** Microsoft PowerPoint® para Office 365 MSO. 2018.

^q Municípios com dados faltosos na variável Proporção de Domicílios Particulares Permanentes com Saneamento Adequado: Acauã, Betânia do Piauí, Brejo do Piauí, Jardim do Mulato, Marcolândia, Massapê do Piauí, Pau D'arco do Piauí, Queimada Nova, Santo Inácio do Piauí, São Francisco do Piauí, São Miguel do Fidalgo e Sebastião Leal.

^r Estacionariedade: propriedade de distribuição dos dados na série em que a esperança (E) de Y_t é igual à $E(Y_{t+1})$ e à média de Y e que a variância de Y é constante

por meio do pacote *tseries*^s do *software R statistics*^t com o comando `adf.test()` para prosseguir com a análise. A estatística do teste foi -4,7701, a ordem de *lag*^u igual a 5 e o valor-p igual a 0,01, aceitando-se a hipótese alternativa de que a série tenha sido estacionária.

Após isso, prosseguiu-se com a análise de série temporal conforme o fluxograma abaixo (Fluxograma 2) em que se submeteu a série de M_p ao *Expert Modeler* do IBM SPSS v.20 para identificação do modelo que melhor se ajustasse à série, utilizando-se o R^2 estacionário e o teste de Ljung-Box Q para avaliação da qualidade do ajuste e dos resíduos, respectivamente (FOROUTAGHE; MOGHADDAM; FAKOOR, 2019).

O modelo exponencial suavizado sazonal simples representou o melhor modelo de ajuste (R^2 estacionário de 0,748 e valor-p: 0,01 ao teste Ljung Box Q), permitindo tracejar as etapas de avaliação dos componentes de uma série (tendência, ciclo, sazonalidade e irregularidade) a partir de sua conceituação: ausência de tendência e sazonalidade constante.

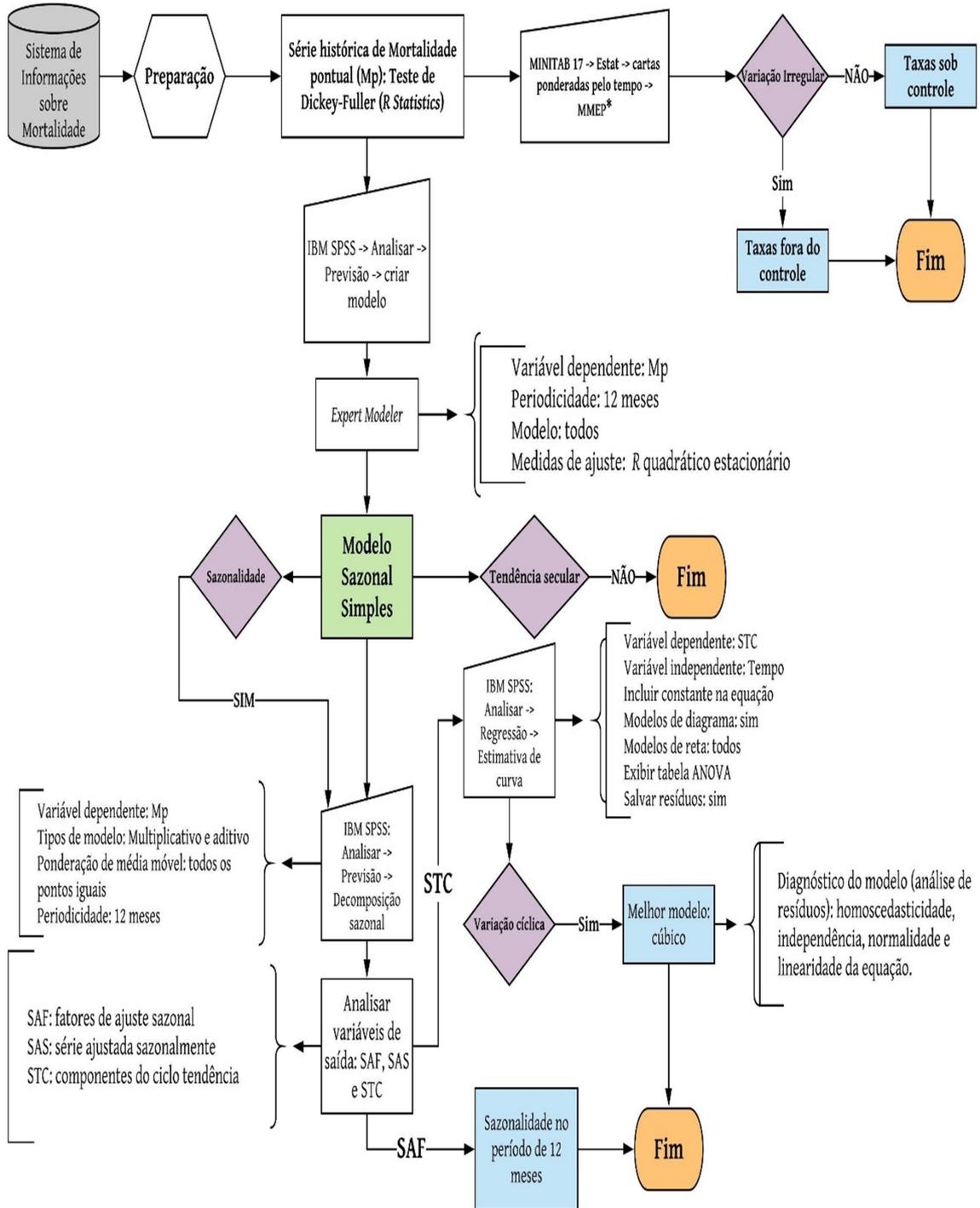
Na etapa de decomposição sazonal, os componentes ciclo e sazonalidade foram melhor investigados. A variação cíclica foi mais bem evidenciada após ajuste do componente STC ao modelo de regressão polinomial cúbico. A sazonalidade no período de 12 meses foi analisada através dos fatores sazonais pelos métodos multiplicativo e aditivo, reconhecendo-se os meses com maior e com menor incidência de feminicídio. Optou-se por incluir os dois métodos porque não foi possível reconhecer a magnitude da dependência do padrão sazonal em relação à magnitude dos dados (MINITAB, 2017). Além disso, a distribuição dos casos por dia da semana e por trimestre foram descritos e analisados por teste qui-quadrado de aderência. Esta estatística é um método não-paramétrico que compara univariadamente valores observados com uma distribuição teórica esperada (CHAN, 2016).

^s **Adrian Trapletti and Kurt Hornik (2018)**. *tseries: Time Series Analysis and Computational Finance*. R package version 0.10-46.

^t **R Core Team (2018)**. *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. URL <https://www.R-project.org/>.

^u *Lag*: defasagem ou ordem.

Fluxograma 2 - Fluxograma de análise da série histórica de mortalidade pontual por feminicídio, Piauí, Brasil, 2019.



Nota: * Médias móveis exponencialmente ponderadas.
 Fonte: O autor (2019).

As variações irregulares para investigação de endemicidade foram analisadas através de MMEP no *software* MINITAB 17. Esta técnica é robusta e tem sido aplicada na área da saúde principalmente na vigilância epidemiológica e no controle de infecções hospitalares e serve para identificar as alterações que indicam melhoria ou agravamento do estado de saúde da população (HENNING *et al.*, 2012; MONTGOMERY, 2016; SPARKS; KEIGHLEY; MUSCATELLO, 2011).

O gráfico da carta de controle de MMEP é definido como

$$z_i = \lambda x_i + (1 - \lambda)z_{i-1} \quad (1)$$

Em que $0 < \lambda \leq 1$ é uma constante e o valor inicial (em que $i=1$) é o alvo do processo, de modo que

$$z_0 = \mu_0 \quad (2)$$

A média de dados preliminares costuma ser o valor inicial do gráfico, isto é, $z_0 = \bar{x}$.

Supondo que as observações x_i sejam variáveis aleatórias independentes com variância σ^2 , então a variância de z_i é dada por

$$\sigma_{z_i}^2 = \sigma^2 \left(\frac{\lambda}{2 - \lambda} \right) [1 - (1 - \lambda)^{2i}] \quad (3)$$

A linha central (LC) ou \bar{x} e os limites superior de controle (LSC) e inferior de controle (LIC) para o gráfico MMEP são os seguintes:

$$LSC = \mu_0 + L\sigma \sqrt{\frac{\lambda}{(2 - \lambda)} [1 - (1 - \lambda)^{2i}]} \quad (4)$$

$$LC = \bar{x} = \mu_0 \quad (8)$$

$$LIC = \mu_0 - L\sigma \sqrt{\frac{\lambda}{(2 - \lambda)} [1 - (1 - \lambda)^{2i}]} \quad (5)$$

Para a análise do gráfico da carta de controle de MMEP, utilizou-se um fator $L = 3$ que corresponde aos limites 3σ usuais e um $\lambda = 0,2$, de maneira que um ponto acima ou abaixo de 3σ da linha central é considerado fora de controle. Em linguagem epidemiológica, quando isto ocorre, houve um alarme de variação irregular com erro tipo alfa menor de 1% que precisa ser investigado quanto a surtos ou epidemias (HENNING *et al.*, 2012; MONTGOMERY, 2016).

Uma vez obedecido o pressuposto de estacionariedade para construção da carta de controle de MMEP, é possível reduzir o risco de alarmes falsos^v, tornando a interpretação mais confiável da endemicidade na série estudada. Além disso, a carta de controle de MMEP possui baixa probabilidade de falso positivo quando comparada com outras cartas de controle tradicionais (Shewhart, Shewhart modificada e CUSUM) (MONTGOMERY, 2016).

4.8 Estatística Espacial

Estatística espacial é um conjunto de técnicas exploratórias para descrever e modelar distribuições espaciais, padrões, processos e relacionamentos, que, mesmo sendo semelhante à estatística tradicional, destaca-se por integrar os relacionamentos espaciais aos cálculos, porque a proximidade é importante (PIMPLER, 2017).

No mundo real, os fenômenos e os elementos espacialmente distribuídos não assumem independência e variação constante, estabelecendo frequentemente dependências espaciais. A dependência espacial tem conceito diferente de proximidade espacial, pois, enquanto na proximidade espacial se proveem conhecimento e informações topológicas sobre localizações relativas de pontos, linhas e características da área estudada interessante ao processo de reconhecimento do padrão espacial (aleatório, aglomerado/*cluster* e dispersão) de pessoas, objetos, ideias, eventos, processos, transmissão de doenças ou poluição atmosférica, na dependência espacial

^v Alarmes são sinalizações de eventos abaixo da linha inferior de controle ou acima da linha superior de controle.

medem-se dois aspectos: (1) dependência da variável espacial (correlação e autocorrelação espaciais) e (2) dependência das relações espaciais (homogeneidade e heterogeneidade espaciais) (OYANA; MARGAI, 2016).

A análise de padrão de áreas, isto é, polígonos, está sendo cada vez mais utilizada em estatísticas globais e locais de autocorrelação devido à maior disponibilidade de bancos de dados agregados espacialmente e à necessidade de confidencialidade e privacidade dos registros de dados (FREITAS, 2019). Desse modo, todos os dados geocodificáveis utilizados para analisar uni-, bi- e multivariadamente o risco de feminicídio neste trabalho teve como unidade de análise os polígonos referentes aos municípios piauienses e, sobre eles, foi criada no GeoDa 1.12.1.161 uma matriz de vizinhança em que as distâncias entre os vizinhos ocorreu entre os seus centroides (ANSELIN, 2018a).

O tipo de matriz de vizinhança escolhido foi a distância euclidiana^w ótima entre os vizinhos no índice de Moran global univariado pela mortalidade municipal média e bivariado entre a mortalidade municipal média no eixo das ordenadas e os determinantes socioambientais no eixo das abscissas. Essa distância ótima foi encontrada através da técnica incremental manual na distância euclidiana, tendo como resposta o valor de *z-score*. Como a distância entre dois centroides variou de 0,685 a 8,609, os incrementos iniciaram no valor mínimo até o maior valor no eixo das abscissas suportado pelo *software* para encontrar o maior módulo do valor de *z-score* ($|z|$) no eixo das ordenadas. Onde $|z|$ fosse máximo e maior ou igual a 1,96, foi definido o raio de distância de vizinhança para prosseguir com as análises de autocorrelação espacial pelo índice de Moran (ANSELIN, 2018a).

A escolha da distância ótima de vizinhança entre centroides para a análise multivariada pelo índice de Geary local realizou-se através da média ponderada das distâncias euclidianas ótimas pelos valores máximos de $|z|$, porquanto no GeoDa 1.12.1.161 não se fornece diretamente o valor de *z-score* para aplicar a mesma técnica

^w O fator de conversão entre distância euclidiana e distância em quilômetros é 110,1km por uma unidade de distância euclidiana.

incremental. Além disso, o método ponderado considera sensivelmente no seu cálculo as características da distribuição espacial estatisticamente significativa de cada variável.

Existem diferentes níveis de autocorrelação espacial, pois quando valores semelhantes em unidades observacionais (bairros, municípios ou regiões) estão adjacentes, fala-se em autocorrelação espacial positiva que é representado por ‘Alta – Alta’ e ‘Baixa – Baixa’ ou observações similares. A autocorrelação negativa ocorre quando valores diferentes em unidades observacionais estão adjacentes que são representadas por ‘Baixa – Alta’ e ‘Alta – Baixa’ ou observações dissimilares. Um terceiro cenário é a independência espacial ou aleatoriedade. No índice de Moran, a autocorrelação espacial positiva apresenta um índice acima de 0 até +1 e valor de *z-score* maior ou igual a +1,96. A autocorrelação espacial negativa representa o intervalo oposto, isto é, menor de 0 até -1 e valor de *z-score* menor ou igual a -1,96. Assim, um índice igual a zero e valor de *z-score* entre -1,96 e +1,96 representam a aleatoriedade. Logo, forte autocorrelação espacial significa que os valores atribuídos a unidades de análise adjacentes são fortemente relacionados positiva ou negativamente e próximos de +/- 1. O índice próximo de 0 indica fraca autocorrelação espacial (OYANA; MARGAI, 2016).

O índice de Moran global consiste no produto dos desvios em relação à média global, pois indica o grau de associação espacial presente no conjunto de dados, ou seja, é sensível a valores extremos e não sinaliza diferenças inter-regionais. Seu cálculo depende do tipo de matriz de vizinhança utilizado (KANAROGLOU; DELMELLE; PÁEZ, 2015).

O índice de Moran Local foi desenvolvido para quantificar o grau de associação espacial a cada localização do conjunto amostral, pertence a uma família de indicadores locais de associação espacial (LISA) utilizado para identificar *clusters* entre unidades espaciais individuais e mede o grau de autocorrelação em relação aos seus vizinhos e fornece uma representação gráfica e em mapas de *clusters* em que são apresentados quatro aglomerados: dois *clusters* espaciais (Alta - Alta e Baixa – Baixa) e dois *outliers* espaciais (Alta – Baixa e Baixa – Alta) (OYANA; MARGAI, 2016).

Alta - Alta denota a presença de aglomeração de vizinhos com altos valores circundados por valores similares, Baixa – Baixa significa aglomeração espacial de vizinhos com valores baixos circundados por valores similares, e Alta – Baixa e Baixa – Alta representam *outliers* espaciais. Por convenção sobre a nomenclatura dos *clusters* e *outliers*, a primeira palavra refere-se ao eixo das abscissas e a segunda ao das ordenadas. *Clusters* são chamados de observações similares e estabelecem relação diretamente proporcional entre os eixos cartesianos, enquanto *outliers* são chamados de dissimilares e estabelecem uma relação inversamente proporcional entre os eixos cartesianos (FONTES *et al.*, 2018).

O índice de Moran tem como pressuposto a estacionariedade de primeiro e segundo grau ($Lag=1$ e $Lag=2$) para o vetor^x que está sendo testado. Essa condição diz que a média da variável e sua covariância espacial são as mesmas em toda a área de estudo, podendo-se não exigir normalidade na distribuição dos dados quando esse pressuposto é respeitado (OYANA; MARGAI, 2016). Utilizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado do pacote ‘urca’ no *software R statistics*^y sob o comando ‘ur.df()’ para testar a estacionariedade uma vez que o índice de Moran perde sua validade ao ser aplicado a dados não-estacionários. Esse teste fornece o R^2 para avaliar o potencial explicativo do modelo e o valor-p. Quando o valor-p foi menor de 0,05, a série foi considerada estacionária.

O índice de Geary local multivariado compara duas dimensões: ‘vizinhos geográficos’ e ‘vizinhos em um espaço de múltiplos atributos’. No primeiro, aplica-se o conceito de pesos espaciais e, no segundo, aplica-se uma medida única de distância que contempla todos os atributos do modelo construído. Sua análise no GeoDa 1.12.1.161 fornece inicialmente um mapa com dois grupos de observações: positivo e sem significância. Essa análise requer cuidado, pois não corresponde à análise univariada e considera uma interação complexa multidimensional entre os vários

^x Variável numérica em série.

^y Pfaff, B. (2008) *Analysis of Integrated and Cointegrated Time Series with R*. Second Edition. Springer, New York, ISBN 0-387-27960-1.

atributos espaciais considerados na análise, inclusive seus vizinhos, fazendo com que observações previamente não significantes passem a sê-lo (ANSELIN, 2019b).

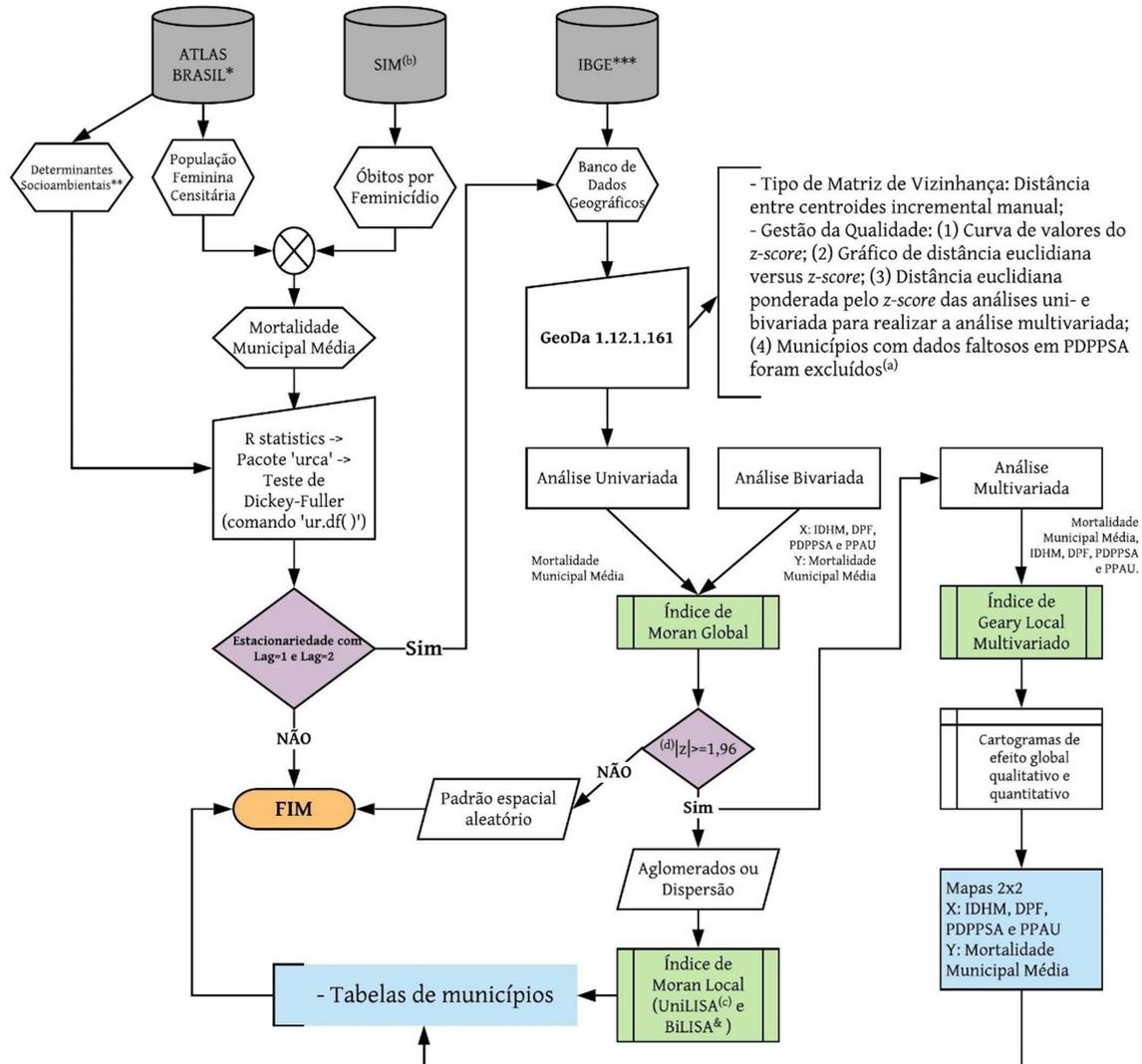
Sob exploração em plano cartesiano na forma de matriz 2x2, é possível confeccionar mapas condicionais com os pares de variáveis incluídas no modelo multivariado para identificar observações com forte autocorrelação sinalizada pela cor vermelha (ANSELIN, 2019b). Esse método de refinamento fornece três “*clusters*”, quais sejam ‘sem significância’ onde o pseudo-p é maior de 0,05, ‘Alta – Alta’ em que existe forte autocorrelação espacial (positiva ou negativa) entre as variáveis nos eixos das abscissas e das ordenadas e ‘outros positivos’ que se refere a observações cuja média está acima da média global, porém o quadrado da distância cruza a média global, não permitindo que seja classificada como ‘Alta – Alta’ (ANSELIN, 2019a).

Ademais, todos os mapas produzidos no GeoDa 1.12.1.161 fornecem cartogramas coropléticos quantitativos dos valores de pseudo-p. Esse valor é calculado de modo não convencional como na estatística tradicional, necessitando de cautela na sua interpretação (ANSELIN, 2018b).

O mapa do Estado do Piauí usado nas análises está em arquivo do tipo *shapefile* (.SHP) disponível na página eletrônica do IBGE com uma tabela de atributos com seus 224 municípios e suas extensões territoriais e com dados vetoriais no formato de polígonos para cada município piauiense (ftp://geoftp.ibge.gov.br/organizacao_do_territorio/malhas_territoriais/malhas_municipais/municipio_2015/UFs/PI/). Os dados vetoriais foram configurados para o sistema de coordenadas geográficas SIRGAS 2000 (EPSG 4674) e a união dos arquivos se deu através do geocódigo unívoco.

O processo analítico espacial desde o preparo dos dados até os resultados está descrito na Fluxograma 3.

Fluxograma 3 - Fluxograma de análise em estatística espacial de mortalidade municipal média por feminicídio, Piauí, Brasil, 2019.



- Nota:
- * Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil;
 - ** Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDHM), Densidade Populacional Feminina (DPF), Proporção de População em Área Urbana (PPAU) e Proporção de Domicílios Particulares Permanentes com Saneamento Adequado (PDPPSA);
 - *** Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística;
 - & *Bivariate Local Indicators of Spatial Autocorrelation* (indicadores locais de autocorrelação espacial bivariados);
 - (a) Acauã, Betânia do Piauí, Brejo do Piauí, Jardim do Mulato, Marcolândia, Massapê do Piauí, Pau D'arco do Piauí, Queimada Nova, Santo Inácio do Piauí, São Francisco do Piauí, São Miguel do Fidalgo e Sebastião Leal;
 - (b) Sistema de Informação sobre Mortalidade;
 - (c) *Univariate Local Indicators of Spatial Autocorrelation* (indicadores locais de autocorrelação espacial univariados);
 - (d) Módulo do valor do z-score.

Fonte: O autor (2019).

4.9 Aspectos Éticos

Em consonância com a resolução 466/12 do CNS e com as resoluções complementares à mesma (240/97, 251/97, 292/99 e 340/2004), a pesquisa foi aprovada pelo Comitê de Ética em Pesquisa (CEP) da Universidade Federal do Piauí (UFPI) sob o parecer de número 2.468.423.

5 RESULTADOS

No Piauí, no período de 2005 a 2017, foram registrados 536 feminicídios com predomínio de mulheres negras (79%), com idade de 20 a 39 anos (51,3%), com até sete anos de estudo entre aquelas com 15 ou mais anos de idade (63%), solteiras (47%) e residentes na coordenação regional de saúde de Teresina (47,7%) (Tabela 1).

A razão de vitimização negra-branca foi 5,6:1. O domicílio e a via pública foram os locais de óbito mais frequentes (39% e 23%, respectivamente). Feminicídios por instrumentos perfurantes, cortantes ou contundentes foram os mais prevalentes (45%) (Tabela 1).

Tabela 1 - Distribuição dos casos de feminicídio, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.

Categorias	Anos													Total
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	
Raça/cor														
Negra	29	26	23	29	22	22	26	39	33	47	56	41	33	426
Branca	8	4	9	6	4	7	3	5	10	4	7	3	6	76
Amarela	-	-	-	-	2	-	-	-	-	-	1	-	1	4
Sem informação	3	-	2	1	2	1	-	1	1	8	3	4	4	30
Grupo Etário														
<10 anos	6	-	2	-	-	-	-	1	1	1	2	-	-	13
10-19 anos	3	6	3	9	4	4	3	7	1-	9	11	7	7	83
20-29 anos	11	13	1-	11	7	7	9	13	13	16	18	11	12	151
30-39 anos	7	5	7	4	11	9	7	1-	1-	19	17	7	11	124
40-49 anos	6	3	6	6	6	6	5	9	4	8	8	13	8	88
50-59 anos	5	1	3	3	-	2	3	3	4	3	4	6	3	4-
60-69 anos	-	2	1	1	-	1	1	-	1	2	2	1	1	13
70-79 anos	1	-	1	-	1	-	-	1	1	1	2	2	2	12
80 anos e mais	1	-	1	1	1	1	1	-	-	-	3	1	-	1-
Sem informação	-	-	-	1	-	-	-	1	-	-	-	-	-	2
Escolarização (em ≥15 anos de idade)														
Nenhuma	7	2	5	5	4	2	7	1	2	6	9	7	4	61
De 01 a 07 anos	18	15	16	19	17	18	12	24	24	27	29	24	22	264
Mais de 07 anos	6	8	6	6	7	8	7	13	13	16	21	11	11	133
Sem informação	8	4	5	1	2	1	2	7	2	8	6	5	6	57
Estado civil														
Solteira	18	17	21	17	15	18	12	23	22	24	24	21	19	251
Casada	10	7	9	12	12	10	7	8	7	14	12	10	4	122
Viúva	3	3	1	3	1	-	4	2	1	-	4	1	3	26
Sep. Jud./Div.&	1	1	-	-	1	1	1	-	2	3	1	1	1	13
União estável	-	1	-	1	-	-	5	9	8	12	19	12	12	79
Sem informação	8	1	3	3	1	1	-	3	4	6	7	3	5	45

Continuação da Tabela 1 na próxima página

Continuação da Tabela 1

Categorias	Anos													Total
	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	
CRS*														
Teresina	20	19	16	18	12	15	13	26	18	29	31	16	21	254
Picos	4	4	5	5	5	5	5	4	4	6	9	7	8	71
Bom Jesus	2	1	1	1	2	4	3	1	6	7	5	9	5	47
Piripiri	7	1	-	2	2	3	-	4	6	4	8	3	4	44
Florianópolis	2	1	3	2	2	1	-	4	6	3	5	4	2	35
Campo Maior	2	1	1	2	1	-	1	-	1	5	4	3	1	22
Valença	-	1	2	2	3	1	5	-	1	1	1	1	2	20
S. Rdo. Nonato [§]	3	1	-	-	1	1	1	3	-	1	1	2	-	14
Oeiras	-	-	2	-	1	-	-	3	1	-	1	1	-	9
Parnaíba	-	1	2	2	-	-	1	-	1	-	1	1	-	9
Uruçuí	-	-	2	1	1	-	-	-	-	2	-	1	1	8
Sem informação	-	-	-	1	-	-	-	-	-	1	1	-	-	3
Local da ocorrência														
Hospital	10	5	3	4	7	6	3	11	9	9	12	10	11	100
Domicílios	19	13	15	16	11	18	11	13	16	19	25	19	12	207
Via Pública	7	9	9	9	5	3	6	8	8	16	18	14	13	125
Outros	4	3	7	6	5	3	9	13	10	15	12	5	8	100
Sem informação	-	-	-	1	2	-	-	-	1	-	-	-	-	4
Tipo de lesão														
Per. Cort. Cont. [§]	22	12	16	18	12	15	14	21	18	29	28	18	16	239
Arma de fogo	11	11	15	7	13	11	9	17	22	25	33	22	21	217
Enforcamento	2	5	-	7	-	2	2	1	1	3	2	5	3	33
Maus tratos	-	1	1	1	1	-	1	1	1	1	1	1	2	12
Outros tipos	1	-	2	-	2	-	-	2	1	-	2	2	-	12
Sem informação	4	1	-	3	2	2	3	3	1	1	1	-	2	23
Total	40	30	34	36	30	30	29	45	44	59	67	48	44	536

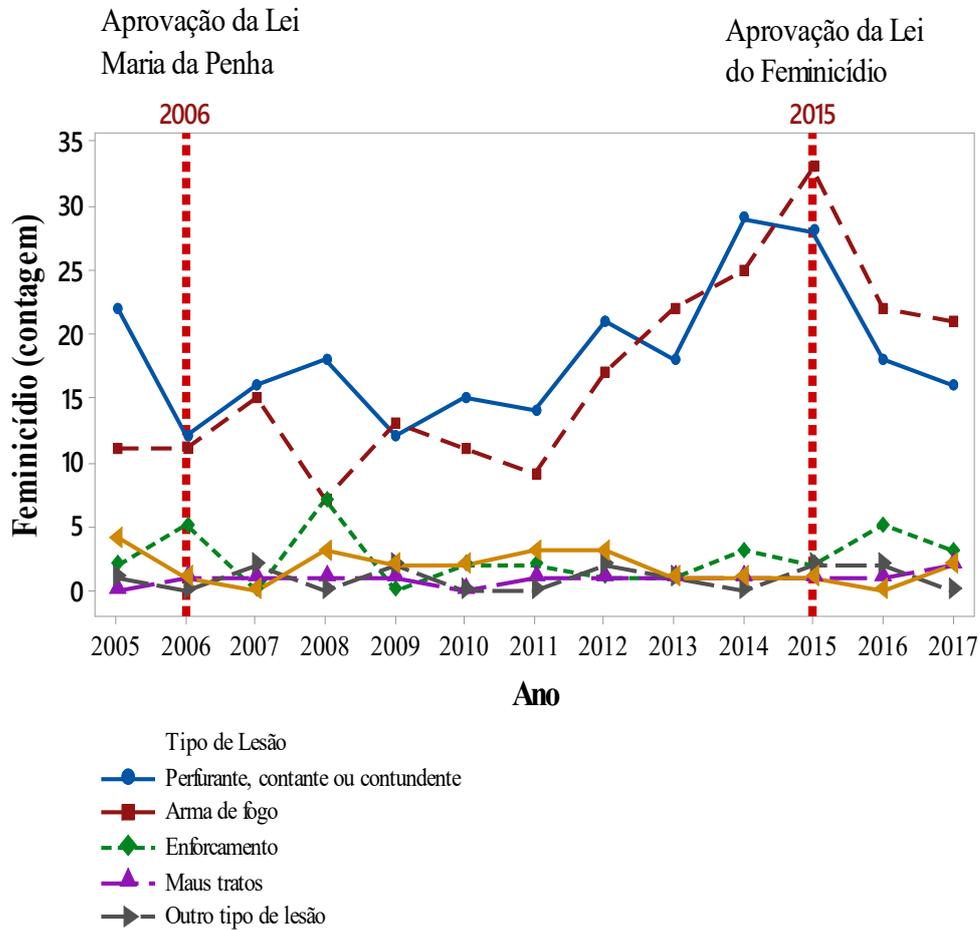
Nota: [&]Separada judicialmente/divorciada. ^{*}Coordenação Regional de Saúde. [§]São Raimundo Nonato.

[§]Perfurante, cortante ou contundente.

Fonte: SIM (2018).

Observa-se o aumento das frequências absolutas das lesões por arma de fogo e por instrumento perfurante, cortante ou contundente. Para os demais tipos de lesão, não houve evidências de aumento histórico nas suas taxas. A partir de 2015, constatou-se queda das taxas de feminicídios por arma de fogo e por instrumentos perfurante, cortante ou contundente (Gráfico 1).

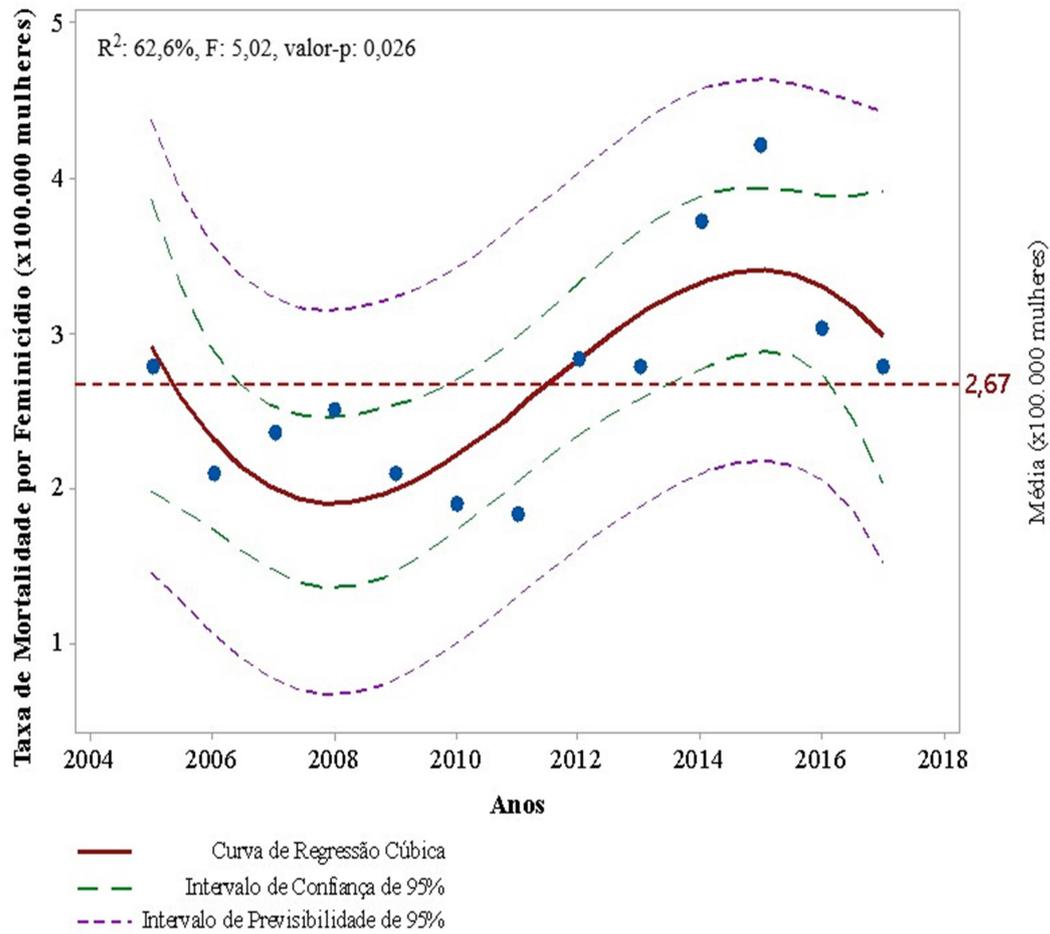
Gráfico 1 - Tendência histórica dos feminicídios segundo instrumento utilizado, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.



Fonte: SIM (2018).

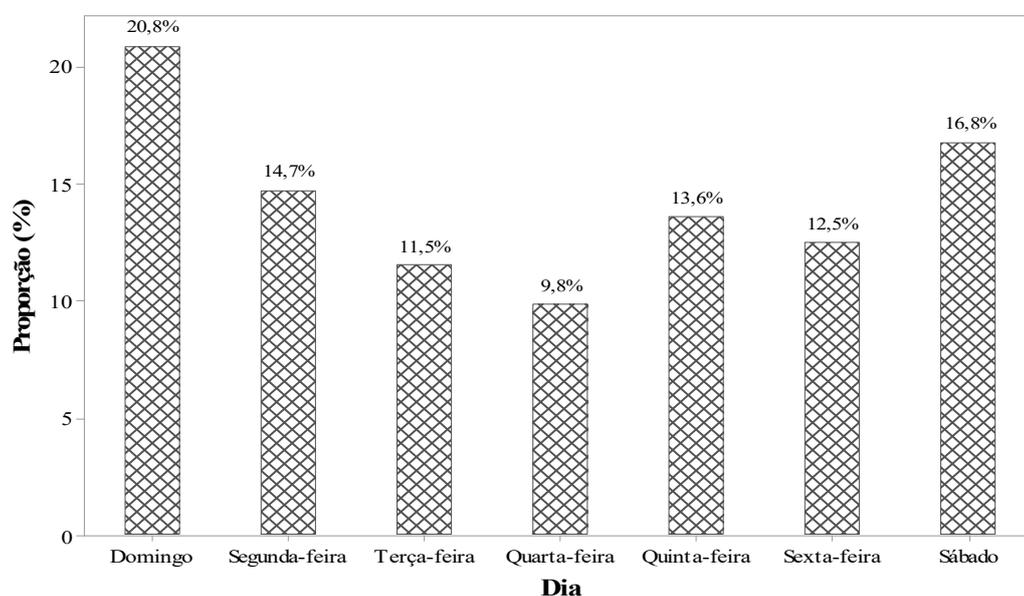
A taxa de mortalidade por feminicídio no Piauí, em 2005, era 2,76 óbitos por 100.000 mulheres, a partir de quando houve queda seguida de recrudescimento das taxas, alcançando o maior valor em 2015 (4,21 óbitos por 100.000 mulheres). Em 2017, as taxas reduziram a 2,76 óbitos por 100.000 mulheres, persistindo, no entanto, acima da média histórica de 2,67 óbitos por 100.000 mulheres (Gráfico 2).

Gráfico 2 - Taxa de mortalidade por feminicídio no Piauí, Brasil, 2005 a 2017.



Fonte: Atlas Brasil (2019), SIM (2018).

Mais de um terço dos feminicídios no Estado ocorreu aos finais de semana (37,6%). Os domingos concentraram 20,8% dessas mortes (Gráfico 3).

Gráfico 3 - Óbitos por feminicídio segundo os dias da semana, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.

Fonte: SIM (2018).

Março, abril e outubro foram os meses com maior incidência de feminicídio no período estudado (Tabela 2). Além disso, o último trimestre do ano apresentou a maior incidência de casos (27,1%).

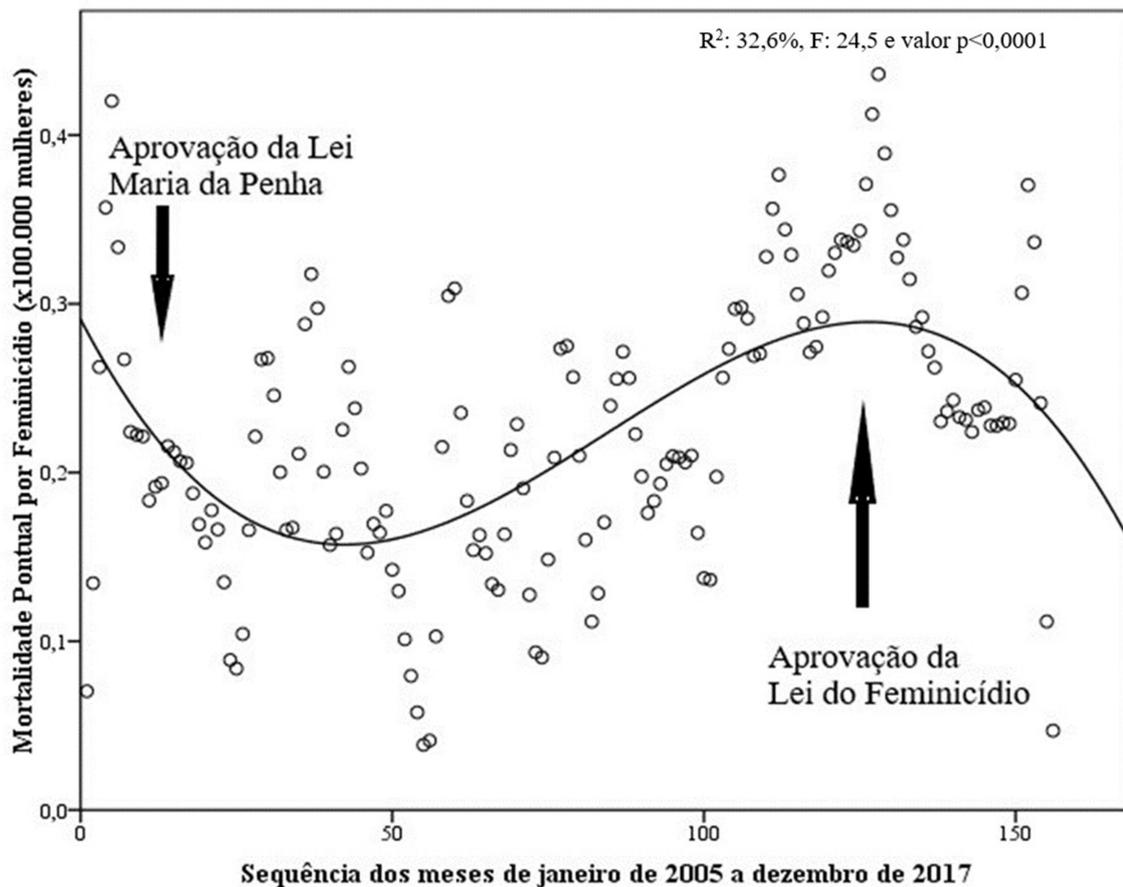
Tabela 2 - Sazonalidade da taxa de mortalidade por feminicídio, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.

Mês	Frequência absoluta	Percentual (%)	Modelo Multiplicativo	Modelo Aditivo
			Fator Sazonal (%)	Fator Sazonal
Janeiro	44	8,2	107,0	0,01291
Fevereiro	38	7,1	83,8	-0,02637
Março	51	9,5	119,7	0,03596
Abril	57	10,6	128,1	0,05632
Maio	39	7,3	68,7	-0,06066
Junho	37	6,9	90,3	-0,02698
Julho	48	9,0	107,2	0,01944
Agosto	37	6,9	69,0	-0,06162
Setembro	39	7,3	86,1	-0,04424
Outubro	51	9,5	126,5	0,04300
Novembro	46	8,6	103,9	0,01649
Dezembro	49	9,1	109,9	0,03575
Total	543	100	-	-

Fonte: SIM (2018).

Constatou-se que a variação cíclica na série teve queda das taxas previstas após a aprovação das leis Maria da Penha em 2006 e do Femicídio em 2015 (Gráfico 4).

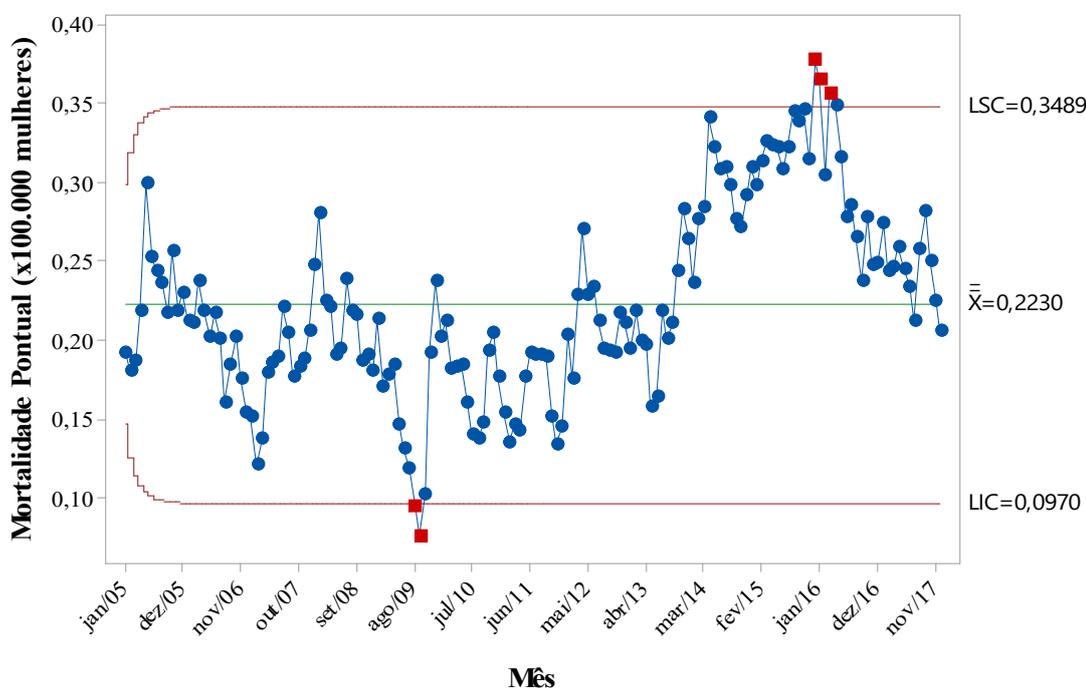
Gráfico 4 - Avaliação do componente cíclico da taxa de mortalidade pontual por feminicídio, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.



Fonte: Atlas Brasil (2019); SIM (2018).

Quanto ao estudo da endemidade, observou-se padrão endêmico predominante na série através da carta de controle de MMEP. O risco de femicídio esteve, entretanto, fora do padrão esperado em dois momentos. Houve valores abaixo do LIC em agosto e setembro de 2009 e acima do LSC de dezembro de 2015 a março de 2016 (Gráfico 5). Pelas características do método, a possibilidade de se tratar de erro é menor de 1%, uma vez que seu intervalo de confiança são seis sigmas ao redor da média.

Gráfico 5 - Avaliação da endemicidade da taxa de mortalidade pontual por feminicídio, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.



Nota: As taxas na curva são médias móveis exponencialmente ponderadas.

LIC: Limite Inferior de Controle.

LSC: Limite Superior de Controle.

X̄: Linha central.

Fonte: Atlas Brasil (2019); SIM (2018).

Referente à distribuição espacial dos casos, em Teresina foi registrado o maior número de feminicídios (37,1%), representando, portanto, o centro modal².

Ao teste de Kruskal-Wallis, pelo menos duas coordenações de saúde tiveram suas medianas diferentes entre si. Pelo seu pós-teste Nemenyi, tiveram medianas da mortalidade diferentes entre si os pares de coordenações Teresina-Oeiras (valor-p: 0,048), Teresina-Parnaíba (valor-p: 0,00059), Bom Jesus-Parnaíba (valor-p: 0,002) e Picos-Parnaíba (valor-p: 0,001). Isto significa que, não obstante a coordenação de saúde de Teresina ter apresentado o maior risco mediano (3,33/100.000 mulheres), a variância de seu risco só foi estatisticamente significativa em relação àquelas de das CRS de Oeiras e de Parnaíba (Tabela 4).

² Centro modal é a(s) observação(ões) onde houve a maior frequência espacial do evento ou fenômeno analisado.

Tabela 3 – Risco de feminicídio segundo coordenações regionais de saúde, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.

Coordenação Regional de Saúde	Mediana da Taxa de Mortalidade por Feminicídio (x100.000 mulheres)	Amplitude interquartílica^a (x100.000 mulheres)
Teresina	3,33	1,44
Bom Jesus	3,27	4,78
Picos	3,01	1,17
Floriano	2,01	2,43
Valença	1,89	1,93
Piripiri	1,60	1,81
São Raimundo Nonato	1,43	2,24
Campo Maior	1,26	1,86
Parnaíba	0,74	0,79
Oeiras	0	1,94
Uruçuí	0	5,49

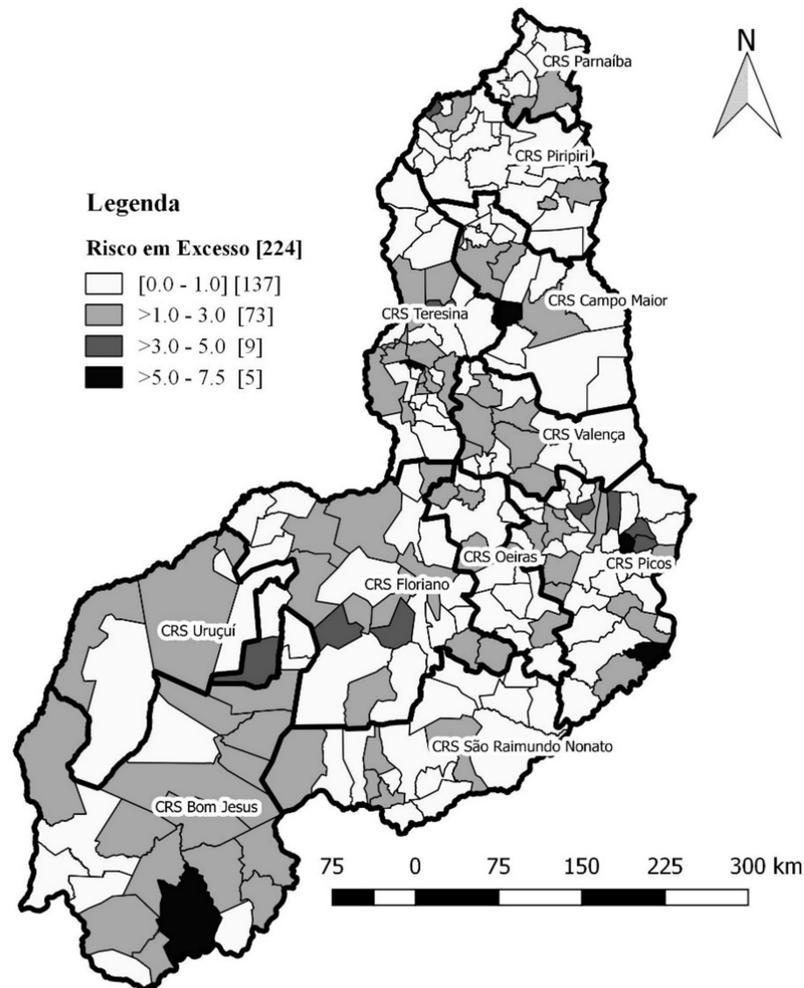
Nota: Estatística do Teste de Kruskal-Wallis – H: 37,2, 10 graus de liberdade, valor-p<0,0001.

^aAmplitude interquartílica: diferença entre o primeiro e terceiro quartis.

Fonte: Atlas Brasil (2019); SIM (2018).

Na análise espacial exploratória do risco de feminicídio através do mapa de excesso de risco, notou-se padrão de proximidade espacial que sugeriu aglomerações entre municípios com riscos parecidos abaixo e acima de 1,0, o que motivou a realização do teste confirmatório de autocorrelação espacial univariado para mortalidade municipal média (Figura 3).

Figura 3 - Mapa de excesso de risco de feminicídio, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.



Nota: Os colchetes [] indicam a contagem de municípios pelo *cluster*.
 Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

Parnaguá foi o município com o maior risco em excesso na CRS de Bom Jesus, (RE: 6,8). Novo Santo Antônio, sito à CRS de Campo Maior, teve o maior risco relativo na série (RE: 7,5). Manoel Emídio, sito à CRS de Floriano, apresentou o maior risco em excesso em sua CRS (RE: 4,5), enquanto Cajazeiras do Piauí o foi na CRS de Oeiras (RE: 1,8). O maior risco em excesso na CRS de Parnaíba foi registrado no município de Cocal (RE: 1,4). Vila Nova do Piauí e Betânia do Piauí, na CRS de Picos, foram os municípios com maior risco de feminicídio em sua CRS (RE: 6,0 e 6,2, respectivamente). Na CRS de Pripiri, Madeiro foi o município com o maior risco em excesso (RE: 3,2). Na CRS de São Raimundo Nonato, Guaribas foi o município com o maior risco em excesso (RE: 2,7). Miguel Leão apresentou um risco em excesso

de 5,0, tendo sido o maior na CRS de Teresina. Antônio Almeida apresentou a maior taxa na CRS de Uruçuí (RE: 2,0) e Inhuma na CRS de Valença (RE: 2,8) (Tabela 4).

Tabela 4 - Risco em excesso nos municípios piauienses, Brasil, Piauí, 2005 a 2017.

Coordenação Regional de Saúde	Município	Feminicídio	População Feminina (2010)	Risco em Excesso
Bom Jesus	Barreiras do Piauí	0	1544	0
Bom Jesus	Currais	0	2231	0
Bom Jesus	Eliseu Martins	0	2263	0
Bom Jesus	Júlio Borges	0	2573	0
Bom Jesus	São Gonçalo do Gurgueia	0	1361	0
Bom Jesus	Gilbués	1	5189	0,6
Bom Jesus	Cristalândia do Piauí	1	3744	0,8
Bom Jesus	Colônia do Gurgueia	1	3073	1,0
Bom Jesus	Santa Filomena	1	2879	1,0
Bom Jesus	Bom Jesus	4	11326	1,1
Bom Jesus	Avelino Lopes	2	5486	1,1
Bom Jesus	Santa Cruz do Piauí	1	2645	1,1
Bom Jesus	Monte Alegre do Piauí	2	5060	1,2
Bom Jesus	Cristino Castro	2	4945	1,2
Bom Jesus	Redenção do Gurgueia	2	4177	1,4
Bom Jesus	Riacho Frio	1	2021	1,5
Bom Jesus	Morro Cabeça no Tempo	1	2007	1,5
Bom Jesus	Sebastião Barros	1	1671	1,8
Bom Jesus	Corrente	8	12563	1,9
Bom Jesus	Curimatá	4	5306	2,2
Bom Jesus	Palmeira do Piauí	2	2422	2,5
Bom Jesus	Alvorada do Gurgueia	2	2402	2,5
Bom Jesus	Parnaguá	11	4817	6,8
Campo Maior	Boa Hora	0	3092	0
Campo Maior	Boqueirão do Piauí	0	3114	0
Campo Maior	Buriti dos Montes	0	3829	0
Campo Maior	Cabeceiras do Piauí	0	4834	0
Campo Maior	Cocal de Telha	0	2318	0
Campo Maior	Juazeiro do Piauí	0	2338	0
Campo Maior	Nossa Senhora de Nazaré	0	2225	0
Campo Maior	São João da Serra	0	3145	0
Campo Maior	Sigefredo Pacheco	0	4647	0
Campo Maior	São Miguel do Tapuio	1	8915	0,3
Campo Maior	Capitão de Campos	1	5515	0,5
Campo Maior	Assunção do Piauí	1	3678	0,8
Campo Maior	Campo Maior	8	23396	1,0
Campo Maior	Jatobá do Piauí	1	2233	1,3
Campo Maior	Castelo do Piauí	6	9354	1,9
Campo Maior	Novo Santo Antônio	4	1588	7,5
Florianópolis	Bertolínia	0	2640	0
Florianópolis	Brejo do Piauí	0	1906	0
Florianópolis	Francisco Ayres	0	2256	0
Florianópolis	Itaueira	0	5293	0
Florianópolis	Landri Sales	0	2662	0

Continuação da Tabela 4 na próxima página

Continuação da Tabela 4

Coordenação Regional de Saúde	Município	Feminicídio	População Feminina (2010)	Risco em Excesso
Floriano	Marcos Parente	0	2237	0
Floriano	Paes Landim	0	2011	0
Floriano	Porto Alegre do Piauí	0	1235	0
Floriano	Ribeira do Piauí	0	2125	0
Floriano	São Francisco do Piauí	0	3108	0
Floriano	São Miguel do Fidalgo	0	1430	0
Floriano	Socorro do Piauí	0	2221	0
Floriano	Canto do Buriti	1	10066	0,3
Floriano	Guadalupe	1	5180	0,6
Floriano	Nazaré do Piauí	1	3654	0,8
Floriano	Floriano	13	30381	1,3
Floriano	Jerumenha	1	2169	1,4
Floriano	Flores do Piauí	1	2147	1,4
Floriano	Nova Santa Rita	1	2035	1,5
Floriano	Canavieira	1	1892	1,6
Floriano	São José do Peixe	1	1815	1,6
Floriano	Rio Grande do Piauí	2	3160	1,9
Floriano	Tamboril do Piauí	1	1310	2,3
Floriano	Arraial	2	2372	2,5
Floriano	Pedro Laurentino	1	1156	2,6
Floriano	Pavussu	2	1713	3,5
Floriano	Pajeú do Piauí	2	1619	3,7
Floriano	Manoel Emídio	4	2512	4,7
Oeiras	Bela Vista do Piauí	0	1842	0
Oeiras	Campinas do Piauí	0	2698	0
Oeiras	Floresta do Piauí	0	1210	0
Oeiras	Santo Inácio do Piauí	0	1797	0
Oeiras	São Francisco de Assis do Piauí	0	2735	0
Oeiras	São João da Varjota	0	2367	0
Oeiras	Tanque do Piauí	0	1344	0
Oeiras	Oeiras	1	18599	0,2
Oeiras	Isaías Coelho	1	4101	0,7
Oeiras	Simplicio Mendes	2	5987	1,0
Oeiras	Santa Rosa do Piauí	1	2567	1,2
Oeiras	Conceição do Canindé	1	2228	1,3
Oeiras	Colônia do Piauí	2	3732	1,6
Oeiras	Cajazeiras do Piauí	1	1645	1,8
Parnaíba	Bom Princípio do Piauí	0	2557	0
Parnaíba	Buriti dos Lopes	0	9452	0
Parnaíba	Cajueiro da Praia	0	3421	0
Parnaíba	Caxingó	0	2383	0
Parnaíba	Cocal dos Alves	0	2775	0
Parnaíba	Luis Correia	0	13813	0
Parnaíba	Parnaíba	0	75978	0
Parnaíba	Ilha Grande	1	4357	0,7
Parnaíba	Murici dos Portelas	1	4042	0,7
Parnaíba	Caraúbas do Piauí	1	2688	1,1
Parnaíba	Cocal	6	12871	1,4
Picos	Aroeiras do Itaim	0	1167	0

Continuação da Tabela 4 na próxima página

Continuação da Tabela 4

Coordenação Regional de Saúde	Município	Feminicídio	População Feminina (2010)	Risco em Excesso
Picos	Belém do Piauí	0	1602	0
Picos	Campo Grande do Piauí	0	2753	0
Picos	Dom Expedito Lopes	0	3348	0
Picos	Francisco Macedo	0	1443	0
Picos	Geminiano	0	2699	0
Picos	Ipiranga do Piauí	0	4732	0
Picos	Jacobina do Piauí	0	2818	0
Picos	Marcolândia	0	3945	0
Picos	Patos do Piauí	0	3012	0
Picos	Paulistana	0	10218	0
Picos	São João da Canabrava	0	2257	0
Picos	São Luís do Piauí	0	1299	0
Picos	Simões	0	7102	0
Picos	Sussuapara	0	3130	0
Picos	Jaicós	1	9235	0,3
Picos	Fronteiras	1	5639	0,5
Picos	Pio IX	2	8851	0,7
Picos	Queimada Nova	1	4273	0,7
Picos	Alagoinha do Piauí	1	3658	0,8
Picos	Padre Marcos	1	3428	0,9
Picos	São José do Piauí	1	3310	0,9
Picos	Massapê do Piauí	1	3068	1,0
Picos	Santa Cruz do Piauí	1	3054	1,0
Picos	Picos	16	38353	1,2
Picos	Curral Novo do Piauí	1	2338	1,3
Picos	Wall Ferraz	1	2115	1,4
Picos	Paquetá	1	2004	1,5
Picos	Acauã	2	3290	1,8
Picos	Vera Mendes	1	1494	2,0
Picos	Caldeirão Grande do Piauí	2	2826	2,1
Picos	Francisco Santos	3	4209	2,1
Picos	Itainópolis	4	5564	2,1
Picos	Santana do Piauí	2	2518	2,4
Picos	Caridade do Piauí	2	2326	2,6
Picos	Santo Antônio de Lisboa	3	3031	3,0
Picos	São Julião	3	2846	3,1
Picos	Monsenhor Hipólito	4	3676	3,2
Picos	Bocaina	3	2220	4,0
Picos	Alegrete do Piauí	4	2597	4,6
Picos	Vila Nova do Piauí	3	1500	6,0
Picos	Betânia do Piauí	6	2902	6,2
Piripiri	Campo Largo do Piauí	0	3337	0
Piripiri	Joca Marques	0	2435	0
Piripiri	Milton Brandão	0	3328	0
Piripiri	Morro do Chapéu do Piauí	0	3176	0
Piripiri	Pedro II	0	19053	0
Piripiri	São João da Fronteira	0	2803	0
Piripiri	São José do Divino	0	2495	0
Piripiri	Piracuruca	2	13925	0,4

Continuação da Tabela 4 na próxima página

Continuação da Tabela 4

Coordenação Regional de Saúde	Município	Feminicídio	População Feminina (2010)	Risco em Excesso
Piripiri	Joaquim Pires	1	6663	0,4
Piripiri	Batalha	2	12726	0,5
Piripiri	Porto	1	5888	0,5
Piripiri	Matias Olímpio	1	5207	0,6
Piripiri	Barras	5	22284	0,7
Piripiri	Nossa Senhora dos Remédios	1	4129	0,7
Piripiri	Brasileira	1	3891	0,8
Piripiri	São João do Arraial	1	3641	0,8
Piripiri	Piripiri	10	31696	0,9
Piripiri	Esperantina	6	18991	0,9
Piripiri	Domingos Mourão	1	2108	1,4
Piripiri	Luzilândia	6	12316	1,5
Piripiri	Lagoa de São Francisco	2	3214	1,9
Piripiri	Madeiro	4	3772	3,2
São Raimundo Nonato	Bonfim do Piauí	0	2700	0
São Raimundo Nonato	Campo Alegre do Fidalgo	0	2289	0
São Raimundo Nonato	Capitão Gervásio Oliveira	0	1879	0
São Raimundo Nonato	Dirceu Arco Verde	0	3272	0
São Raimundo Nonato	Dom Inocêncio	0	4512	0
São Raimundo Nonato	Fartura do Piauí	0	2500	0
São Raimundo Nonato	João Costa	0	1389	0
São Raimundo Nonato	Jurema	0	2163	0
São Raimundo Nonato	Lagoa do Barro do Piauí	0	2202	0
São Raimundo Nonato	São Lourenço do Piauí	0	2161	0
São Raimundo Nonato	Caracol	1	5010	0,6
São Raimundo Nonato	São João do Piauí	2	9964	0,6
São Raimundo Nonato	São Raimundo Nonato	4	16430	0,7
São Raimundo Nonato	Várzea Branca	1	2415	1,2
São Raimundo Nonato	Anísio de Abreu	2	4456	1,3
São Raimundo Nonato	Coronel José Dias	1	2163	1,4
São Raimundo Nonato	São Braz do Piauí	1	2073	1,4
São Raimundo Nonato	Guaribas	2	2185	2,7
Teresina	Agricolândia	0	2643	0
Teresina	Coivaras	0	1841	0
Teresina	Hugo Napoleão	0	1932	0
Teresina	Jardim do Mulato	0	2127	0
Teresina	Lagoa do Piauí	0	1873	0
Teresina	Santo Antônio dos Milagres	0	1036	0
Teresina	São Gonçalo do Piauí	0	2401	0
Teresina	Amarante	1	8818	0,3
Teresina	Miguel Alves	2	15930	0,4
Teresina	São Pedro do Piauí	1	6817	0,4
Teresina	Alto Longá	1	6688	0,4
Teresina	Beneditinos	1	4897	0,6
Teresina	José de Freitas	4	18563	0,6
Teresina	Regeneração	2	8966	0,7
Teresina	Nazária	1	3983	0,7
Teresina	Lagoa Alegre	1	3884	0,8
Teresina	União	6	21250	0,8

Continuação da Tabela 4 na próxima página

Continuação da Tabela 4

Coordenação Regional de Saúde	Município	Feminicídio	População Feminina (2010)	Risco em Excesso
Teresina	Barro Duro	1	3377	0,9
Teresina	Palmeirais	3	6964	1,3
Teresina	Demerval Lobão	3	6801	1,3
Teresina	Passagem Franca do Piauí	1	2230	1,3
Teresina	Altos	9	19706	1,4
Teresina	Teresina	199	433618	1,4
Teresina	Água Branca	5	8647	1,7
Teresina	Angical do Piauí	2	3437	1,7
Teresina	Olho D'Água do Piauí	1	1318	2,3
Teresina	Lagoinha do Piauí	1	1317	2,3
Teresina	Monsenhor Gil	4	5228	2,3
Teresina	Currálinhos	2	2039	2,9
Teresina	Pau D'Arco do Piauí	2	1822	3,3
Teresina	Miguel Leão	1	596	5,0
Uruçuí	Sebastião Leal	0	1965	0
Uruçuí	Baixa Grande do Ribeiro	1	5048	0,6
Uruçuí	Uruçuí	4	10240	1,2
Uruçuí	Ribeiro Gonçalves	2	3334	1,8
Uruçuí	Antônio Almeida	1	1481	2,0
Valença	Barra d'Alcântara	0	2031	0
Valença	Lagoa do Sítio	0	2387	0
Valença	Novo Oriente do Piauí	0	3264	0
Valença	Prata do Piauí	0	1534	0
Valença	Santa Cruz dos Milagres	0	1910	0
Valença	São Miguel da Baixa Grande	0	1060	0
Valença	Várzea Grande	0	2288	0
Valença	Pimenteiras	1	5735	0,5
Valença	Aroazes	1	2916	1,0
Valença	Elesbão Veloso	3	7364	1,2
Valença	Valença do Piauí	5	10749	1,4
Valença	São Félix do Piauí	1	1569	1,9
Valença	Francinópolis	2	2677	2,2
Valença	Inhuma	7	7526	2,8

Fonte: Atlas Brasil (2019), SIM (2018).

O processo analítico seguiu-se com os índices espaciais antecidos pelo teste das hipóteses intrínsecas de estacionariedade, os quais foram confirmados para as variáveis mortalidade municipal média, IDHM, densidade populacional feminina, proporção de população em área urbana e PDPPSA para $lag=1$ e $lag=2$ (valor- $p < 0,0001$) (Tabela 5).

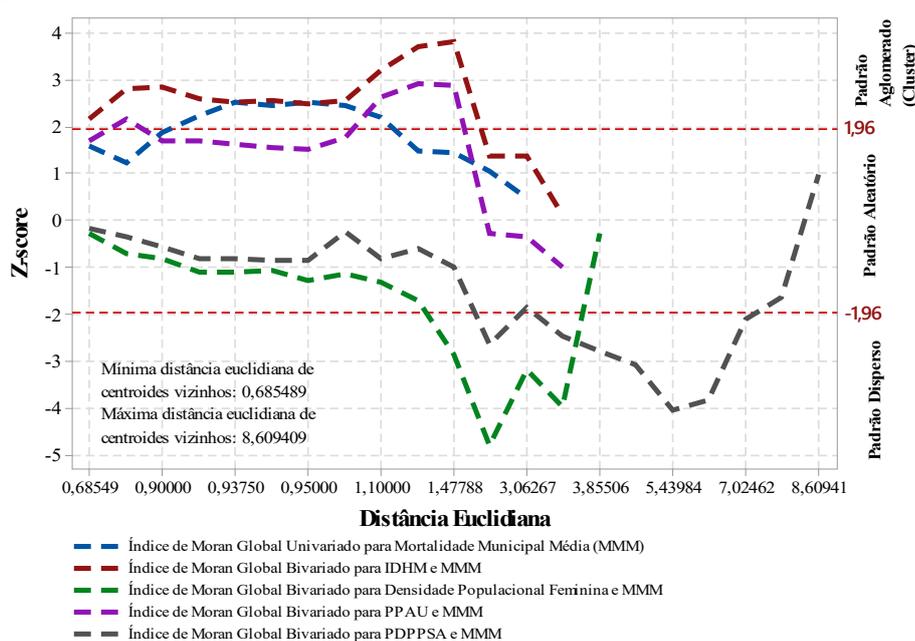
Tabela 5 - Avaliação da estacionariedade para a mortalidade municipal média e os determinantes socioambientais, Piauí, Brasil, 2019.

Indicadores	Estacionariedade					
	Lag = 1			Lag=2		
	Estatística do teste de Dickey-Fuller Aumentado	R ²	Valor-p	Estatística do teste de Dickey-Fuller Aumentado	R ²	Valor-p
Mortalidade Municipal Média	-5,3853	42,8%	<0,0001	-3,8379	45,6%	<0,0001
Índice de Desenvolvimento Humano Municipal	-0,4767	25,3%	<0,0001	-0,4849	33,5%	<0,0001
Densidade Populacional Feminina	-9,1034	44,2%	<0,0001	-7,2688	46,6%	<0,0001
Proporção de População em Área Urbana	-2,5255	24,5%	<0,0001	-1,896	35,2%	<0,0001
Proporção de Domicílios Particulares Permanentes com Saneamento Adequado	-5,3071	28,3%	<0,0001	-4,3052	29,6%	<0,0001

Fonte: Atlas Brasil (2019), SIM (2018).

O reconhecimento da distância euclidiana ótima ocorreu pela identificação do maior valor do módulo do *z-score* dentro do intervalo de distância entre centroides a qual variou de 0,685489 a 8,609409 (Gráfico 6). Com esta técnica, descobriram-se os raios das matrizes de vizinhança para as análises uni-, bi- e multivariada.

Gráfico 6 - Pesquisa de distância ótima para a construção da matriz de vizinhança, Piauí, Brasil, 2019.



Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

O padrão predominante foi a aglomeração. Houve dispersão no índice de Moran global bivariado para densidade populacional feminina (*z-score*: -4,80, valor I: -0,0269 e pseudo-p: 0,001) e para PDPPSA (*z-score*: -4,05, valor I: -0,004 e pseudo-p: 0,004). Não houve aleatoriedade para nenhum dos modelos de análise. A autocorrelação espacial foi fraca para as análises uni- e bivariadas do índice de Moran (Tabela 6).

Tabela 6 - Avaliação da dependência espacial da taxa de mortalidade municipal média e de determinantes socioambientais, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.

Variável de resposta	Índice de Moran Global Univariado para Mortalidade Municipal Média	Índice de Moran Global Bivariado				Índice de Geary Local Multivariado ^{2,3}
		Índice de Desenvolvimento Humano Municipal	Densidade Populacional Feminina	Proporção de População em Área Urbana	Proporção de Domicílios Particulares Permanentes com Saneamento Adequado	
Variável de resposta	-	Mortalidade Municipal Média	Mortalidade Municipal Média	Mortalidade Municipal Média	Mortalidade Municipal Média	-
Distância euclidiana	0,9375	1,477881	2,270273	1,2	5,539841	2,476704
Distância em quilômetros ¹	104	164	252	133,16	614,7	272,6
<i>Z-score</i>	2,5216	3,8081	-4,8019	2,9264	-4,0533	-
Índice (variação)	0,0455 (-0,847;0,865)	0,0322 (-0,832;0,917)	-0,0269 (0,199;-2,359)	0,0293 (-0,803;1,0)	-0,0047 (-0,088;0,099)	- (0;36,413)
Valor do pseudo-p	0,015	0,001	0,001	0,006	0,004	≤0,05
Padrão de distribuição	Aglomerado (cluster)	Aglomerado (cluster)	Disperso	Aglomerado (cluster)	Disperso	-
Autocorrelação espacial	Fraca	Fraca	Fraca	Fraca	Fraca	-

Nota: ¹Fator de conversão é 110,1 km.

² Matriz de vizinhança construída a partir da média ponderada das distâncias euclidianas pelo módulo dos valores do *z-score* das análises univariada e bivariada.

³ Atributos multidimensionais são a mortalidade municipal média e os determinantes socioambientais (índice de desenvolvimento humano municipal, densidade populacional feminina, proporção de população em área urbana e proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado).

Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

Ao analisar o UniLISA da mortalidade municipal média, identificaram-se os *clusters* e *outliers* espaciais, notando-se autocorrelação espacial estatisticamente significativa em 62 municípios (Tabela 7).

Tabela 7 – Municípios com dependência espacial da mortalidade municipal média, Piauí, Brasil, 2019.

Município	MMM*	Cluster	Pseudo-p	Valor-I**
Alagoinha do Piauí	2,10	Baixa - Alta	0,043	-0,037
Alegrete do Piauí	11,85	Alta - Alta	0,018	0,865
Avelino Lopes	2,86	Alta - Alta	0,024	0,076
Barras	1,80	Baixa - Baixa	0,046	0,060
Batalha	1,21	Baixa - Baixa	0,008	0,124
Bela Vista do Piauí	0	Baixa - Baixa	0,040	0,186
Belém do Piauí	0	Baixa - Alta	0,018	-0,233
Boa Hora	0	Baixa - Baixa	0,014	0,230
Bom Princípio do Piauí	0	Baixa - Baixa	0,005	0,348
Brasileira	2,05	Baixa - Baixa	0,005	0,061
Buriti dos Lopes	0	Baixa - Baixa	0,039	0,250
Cabeceiras do Piauí	0	Baixa - Baixa	0,037	0,181
Cajueiro da Praia	0	Baixa - Baixa	0,018	0,363
Caldeirão Grande do Piauí	5,44	Alta - Alta	0,011	0,349
Campo Alegre do Fidalgo	0	Baixa - Baixa	0,016	0,243
Campo Largo do Piauí	0	Baixa - Baixa	0,031	0,231
Capitão Gervásio Oliveira	0	Baixa - Baixa	0,017	0,283
Caraúbas do Piauí	2,86	Alta - Baixa	0,015	-0,025
Caridade do Piauí	6,41	Alta - Alta	0,020	0,359
Caxingó	0	Baixa - Baixa	0,028	0,265
Cocal	3,75	Alta - Baixa	0,013	-0,133
Cocal dos Alves	0	Baixa - Baixa	0,016	0,285
Colônia do Gurgueia	2,50	Baixa - Alta	0,044	-0,012
Cristalândia do Piauí	2,05	Baixa - Alta	0,024	-0,165
Curimatá	5,80	Alta - Alta	0,048	0,522
Currais	0	Baixa - Alta	0,040	-0,472
Curral Novo do Piauí	3,29	Alta - Alta	0,047	0,066
Domingos Mourão	3,65	Alta - Baixa	0,008	-0,134
Eliseu Martins	0	Baixa - Alta	0,035	-0,304
Esperantina	2,43	Baixa - Baixa	0,006	0,017
Francisco Macedo	0	Baixa - Alta	0,007	-0,298
Fronteiras	1,36	Baixa - Alta	0,034	-0,126
Ilha Grande	1,77	Baixa - Baixa	0,026	0,121
Júlio Borges	0	Baixa - Alta	0,014	-0,847
Joaquim Pires	1,15	Baixa - Baixa	0,006	0,157
Joca Marques	0	Baixa - Baixa	0,034	0,244
Lagoa de São Francisco	4,79	Alta - Baixa	0,006	-0,282
Lúis Correia	0	Baixa - Baixa	0,013	0,380
Luzilândia	3,82	Alta - Baixa	0,014	-0,123
Madeiro	8,16	Alta - Baixa	0,010	-0,678
Marcolândia	0	Baixa - Alta	0,002	-0,357

Continuação da Tabela 7 na próxima página

Continuação da Tabela 7

Município	MMM*	Cluster	Pseudo-p	Valor-I**
Massapê do Piauí	3,28	Alta - Alta	0,049	0,043
Matias Olímpio	1,61	Baixa - Baixa	0,045	0,089
Morro Cabeça no Tempo	3,83	Alta - Alta	0,024	0,242
Morro do Chapéu do Piauí	0	Baixa - Baixa	0,016	0,254
Murici dos Portelas	2,36	Baixa - Baixa	0,022	0,024
Nossa Senhora dos Remédios	1,86	Baixa - Baixa	0,019	0,069
Padre Marcos	2,24	Baixa - Alta	0,011	-0,032
Parnaíba	0	Baixa - Baixa	0,011	0,352
Pedro II	0	Baixa - Baixa	0,011	0,308
Pimenteiras	1,34	Baixa - Alta	0,050	-0,116
Piracuruca	1,17	Baixa - Baixa	0,002	0,185
Porto	1,31	Baixa - Baixa	0,049	0,121
Redenção do Gurgueia	3,68	Alta - Alta	0,026	0,213
Santa Luz	2,91	Alta - Alta	0,026	0,062
Simões	0	Baixa - Alta	0,017	-0,312
Simplício Mendes	2,57	Baixa - Baixa	0,028	0,002
São João da Fronteira	0	Baixa - Baixa	0,012	0,300
São João do Arraial	2,11	Baixa - Baixa	0,021	0,048
São José do Divino	0	Baixa - Baixa	0,004	0,276
São Raimundo Nonato	2,07	Baixa - Baixa	0,041	0,056

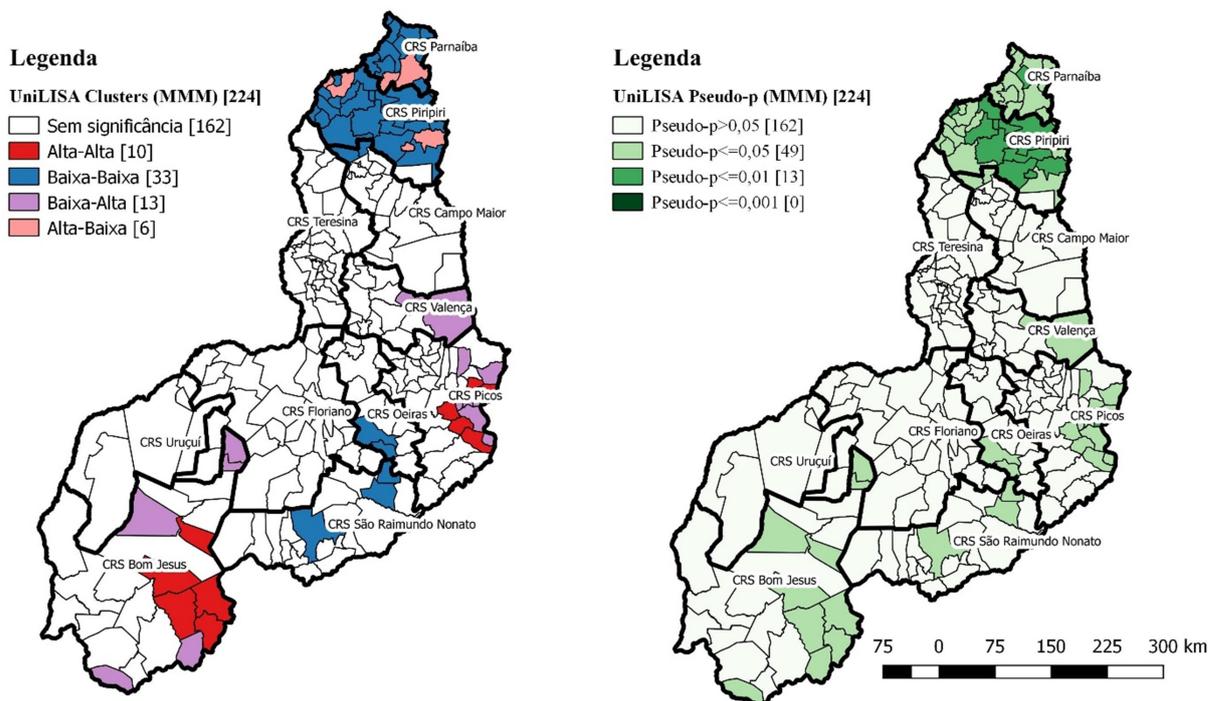
Nota: * Mortalidade municipal média (x100.000 mulheres).

** Índice de Moran local.

Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

O predomínio de observações similares, isto é, *clusters* identificados como Alta – Alta e Baixa - Baixa no UniLISA para mortalidade municipal média e suas disposições espaciais permite inferir que aqueles com menor risco anual de feminicídio prevaleceram nas CRS de Parnaíba e de Piri-piri, enquanto aqueles com maior risco situaram-se nas CRS de Bom Jesus e de Picos (Figura 4).

Figura 4 - Análise univariada da mortalidade municipal média, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.



Nota: MMM - mortalidade municipal média.
Os colchetes [] indicam o número de municípios contidos no *cluster*.
UniLISA - índice de Moran local univariado.
Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

Na análise do BiLISA do IDHM pela mortalidade municipal média, observaram-se *clusters* e *outliers* espaciais, notando-se autocorrelação espacial estatisticamente significativa em 38 municípios. Em alguns municípios, mesmo tendo havido mortalidade zero, o risco de feminicídio foi alto pelo efeito de vizinhança (Tabela 8).

Tabela 8 - Municípios com dependência espacial bivariada da mortalidade municipal média pelo índice de desenvolvimento humano municipal, Piauí, Brasil, 2019.

Município	MMM*	IDHM**	Cluster	Pseudo-p	Valor I***
Barra D'Alcântara	0	0,577	Alta - Alta	0,050	0,018
Barreiras do Piauí	0	0,557	Baixa - Alta	0,045	-0,179
Bom Jesus	2,72	0,668	Alta - Alta	0,026	0,917
Bom Princípio do Piauí	0	0,532	Baixa - Baixa	0,007	0,322
Brasileira	2,05	0,577	Alta - Baixa	0,041	-0,029
Buriti dos Lopes	0	0,565	Baixa - Baixa	0,004	0,053
Cajueiro da Praia	0	0,546	Baixa - Baixa	0,049	0,157
Campo Largo do Piauí	0	0,528	Baixa - Baixa	0,018	0,288
Caraúbas do Piauí	2,86	0,505	Baixa - Baixa	0,002	0,612
Caxingó	0	0,488	Baixa - Baixa	0,003	0,722

Cocal	3,75	0,497	Baixa - Baixa	0,002	0,694
-------	------	-------	---------------	-------	-------

Continuação da Tabela 8 na próxima página

Continuação da Tabela 8

Município	MMM*	IDHM**	Cluster	Pseudo-p	Valor I***
Cocal dos Alves	0	0,498	Baixa - Baixa	0,001	0,654
Domingos Mourão	3,65	0,550	Baixa - Baixa	0,014	0,136
Esperantina	2,43	0,605	Alta - Baixa	0,004	-0,257
Fronteiras	1,36	0,619	Alta - Alta	0,026	0,274
Ilha Grande	1,77	0,563	Baixa - Baixa	0,009	0,071
Joaquim Pires	1,15	0,522	Baixa - Baixa	0,002	0,430
Joca Marques	0	0,504	Baixa - Baixa	0,005	0,535
Júlio Borges	0	0,582	Alta - Alta	0,030	0,145
Lagoa de São Francisco	4,79	0,529	Baixa - Baixa	0,023	0,220
Luís Correia	0	0,541	Baixa - Baixa	0,022	0,225
Luzilândia	3,82	0,545	Baixa - Baixa	0,002	0,224
Madeiro	8,16	0,563	Baixa - Baixa	0,005	0,073
Matias Olímpio	1,61	0,562	Baixa - Baixa	0,004	0,074
Morro do Chapéu do Piauí	0	0,550	Baixa - Baixa	0,002	0,175
Murici dos Portelas	2,36	0,530	Baixa - Baixa	0,002	0,380
Nossa Senhora dos Remédios	1,86	0,533	Baixa - Baixa	0,048	0,175
Parnaíba	0	0,687	Alta - Baixa	0,020	-0,832
Pedro Laurentino	6,65	0,562	Baixa - Baixa	0,040	0,038
Piracuruca	1,17	0,596	Alta - Baixa	0,018	-0,142
Piripiri	2,45	0,635	Alta - Baixa	0,022	-0,346
Porto	1,31	0,549	Baixa - Baixa	0,019	0,140
Redenção do Gurgueia	3,68	0,589	Alta - Alta	0,031	0,164
São João da Fronteira	0	0,515	Baixa - Baixa	0,026	0,305
São João do Arraial	2,11	0,523	Baixa - Baixa	0,003	0,361
São João do Piauí	1,65	0,645	Alta - Baixa	0,033	-0,338
São José do Divino	0	0,565	Baixa - Baixa	0,001	0,053
Socorro do Piauí	0	0,561	Baixa - Baixa	0,044	0,041

Nota: * Mortalidade municipal média (x100.000 mulheres).

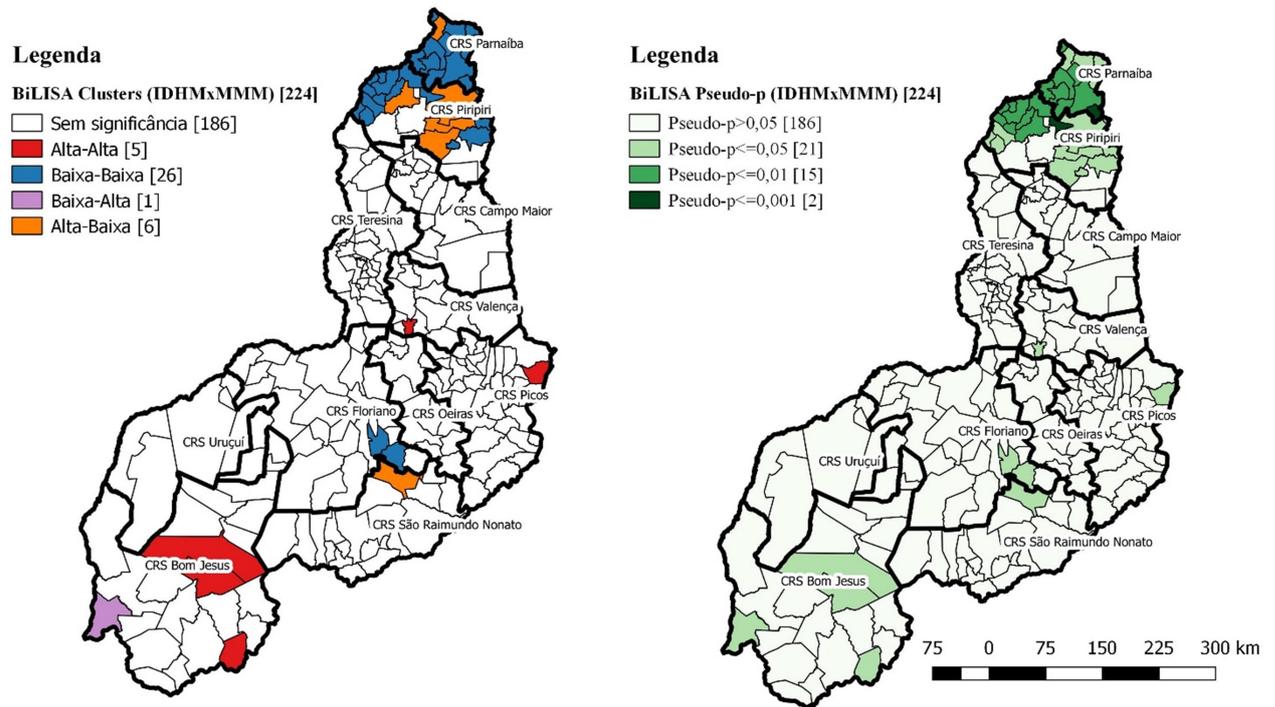
** Índice de desenvolvimento humano municipal.

*** Índice de Moran local.

Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

No plano cartesiano, as observações similares (31), isto é, diretamente proporcionais, foram as mais frequentes (81,6%), sugerindo que regiões com IDHM mais elevado em relação aos seus vizinhos apresentaram maior risco de feminicídio. Municípios com menor IDHM e menor mortalidade municipal média em relação a seus vizinhos predominaram nas CRS de Parnaíba e de Piripiri, enquanto municípios com maior IDHM e maior mortalidade municipal média em relação a seus vizinhos predominaram na CRS de Bom Jesus (Figura 5).

Figura 5 - Análise bivariada da mortalidade municipal média pelo índice de desenvolvimento municipal, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.



Nota: IDHM - índice de desenvolvimento humano municipal.
 MMM - mortalidade municipal média.
 Os colchetes [] indicam o número de municípios contidos no *cluster*.
 BiLISA - índice de Moran local bivariado.
 Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

No BiLISA da densidade populacional feminina pela mortalidade municipal média, identificaram-se 26 municípios distribuídos em menos *clusters* e mais *outliers* espaciais do que no BiLISA do IDHM (Tabela 8).

Tabela 9 - Municípios com dependência espacial bivariada da mortalidade municipal média pela densidade populacional feminina, Piauí, Brasil, 2019.

Município	MMM*	DPF**	Cluster	Pseudo-p	Valor I***
Aroeiras do Itaim	0,00	4,54	Baixa - Alta	0,034	-0,019
Barreiras do Piauí	0,00	0,76	Baixa - Alta	0,049	-0,127
Boa Hora	0,00	9,16	Baixa - Baixa	0,039	0,002
Cajueiro da Praia	0,00	12,59	Alta - Baixa	0,003	-0,045
Caraúbas do Piauí	2,86	5,70	Baixa - Baixa	0,022	0,030
Caxingó	0,00	4,88	Baixa - Baixa	0,035	0,035
Cocal	3,75	10,14	Alta - Baixa	0,034	-0,005
Cocal de Telha	0,00	8,22	Baixa - Baixa	0,036	0,006
Cocal dos Alves	0,00	7,76	Baixa - Baixa	0,017	0,014
Dom Inocêncio	0,00	1,17	Baixa - Alta	0,040	-0,043
Geminiano	0,00	5,84	Baixa - Alta	0,047	-0,015

Continuação da Tabela 9 na próxima página

Continuação da Tabela 9

Município	MMM*	DPF**	Cluster	Pseudo-p	Valor I***
Gilbués	1,48	1,48	Baixa - Alta	0,016	-0,136
Ilha Grande	1,77	32,44	Alta - Baixa	0,001	-0,336
Lagoa Alegre	1,98	9,84	Alta - Baixa	0,046	-0,002
Lúis Correia	0,00	12,90	Alta - Baixa	0,027	-0,030
Murici dos Portelas	2,36	8,39	Baixa - Baixa	0,025	0,009
Nazaré do Piauí	2,09	2,78	Baixa - Alta	0,020	-0,024
Parnaíba	0,00	174,42	Alta - Baixa	0,001	-2,360
Pedro II	0,00	12,55	Alta - Baixa	0,050	-0,014
Piripiri	2,45	22,50	Alta - Baixa	0,047	-0,068
Riacho Frio	3,75	0,91	Baixa - Alta	0,038	-0,094
Santa Filomena	2,67	0,54	Baixa - Alta	0,044	-0,113
Santana do Piauí	6,11	17,85	Alta - Alta	0,047	0,025
São Francisco do Piauí	0,00	2,32	Baixa - Alta	0,022	-0,026
São Gonçalo do Gurgueia	0,00	0,98	Baixa - Alta	0,036	-0,125
Sussuapara	0,00	14,93	Alta - Alta	0,045	0,021

Nota: * Mortalidade municipal média (x100.000 mulheres).

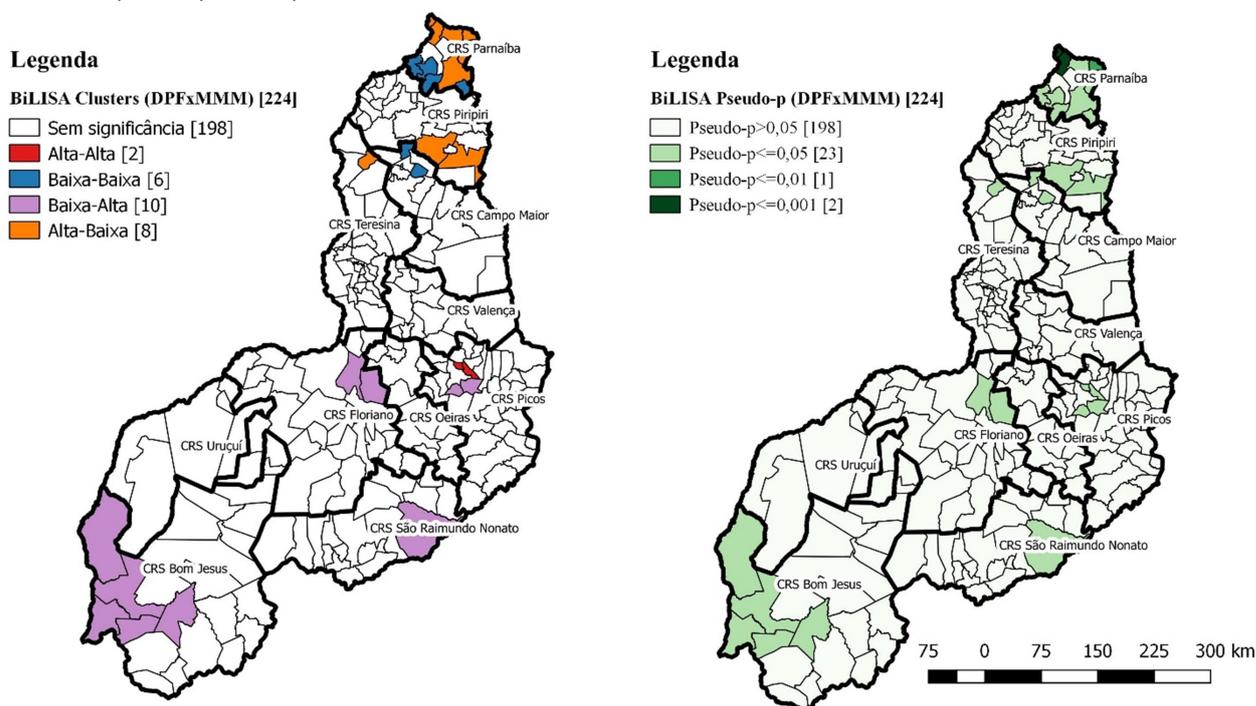
** Densidade populacional feminina (mulher/km²).

*** Índice de Moran local.

Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

O padrão de proximidade espacial foi a dispersão. No plano cartesiano, as observações dissimilares, isto é, inversamente proporcionais, prevaleceram (69,2%), sugerindo existir mais frequentemente relação inversa entre densidade populacional feminina e mortalidade municipal média. Tanto os municípios com alto risco de feminicídio com maior densidade populacional feminina quanto aqueles com alto risco e baixa densidade em relação a seus vizinhos localizaram-se nas CRS ao sul do Estado. Houve especial destaque à CRS de Bom Jesus pela maior frequência de observações dissimilares com maior risco de feminicídio (Figura 6).

Figura 6 - Análise bivariada da mortalidade municipal média pela densidade populacional feminina, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.



Nota: DPF - densidade populacional feminina.
 MMM - mortalidade municipal média.
 Os colchetes [] indicam o número de municípios contidas no *cluster*.
 BiLISA - índice de Moran local bivariado.
 Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

No BiLISA da proporção de população em área urbana pela mortalidade municipal média, observaram-se *clusters* e *outliers* espaciais em 42 municípios (Tabela 9).

Tabela 10 - Municípios com dependência espacial bivariada da mortalidade municipal média pela proporção de população em área urbana, Piauí, Brasil, 2019.

Município	MMM*	PPAU**	Cluster	Pseudo-p	Valor I***
Avelino Lopes	2,86	60,67	Alta - Alta	0,013	0,550
Batalha	1,21	37,27	Baixa - Baixa	0,003	0,168
Bom Jesus	2,72	77,88	Alta - Alta	0,007	1,008
Bom Princípio do Piauí	0	31,18	Baixa - Baixa	0,041	0,244
Brasileira	2,05	43,72	Baixa - Baixa	0,014	0,036
Buriti dos Lopes	0	53,97	Alta - Baixa	0,032	-0,110
Cajueiro da Praia	0	37,68	Baixa - Baixa	0,010	0,200
Caldeirão Grande do Piauí	5,44	29,31	Baixa - Alta	0,035	-0,220
Campo Largo do Piauí	0	21,02	Baixa - Baixa	0,031	0,352
Caraúbas do Piauí	2,86	17,59	Baixa - Baixa	0,003	0,577
Caxingó	0	19,17	Baixa - Baixa	0,008	0,469

Continuação da Tabela 10 na próxima página

Continuação da Tabela 10

Município	MMM*	PPAU**	Cluster	Pseudo-p	Valor I***
Cocal	3,75	46,17	Baixa - Baixa	0,014	0,007
Cocal dos Alves	0	31,98	Baixa - Baixa	0,008	0,261
Coronel José Dias	3,56	32,83	Baixa - Baixa	0,031	0,210
Currais	0	19,64	Baixa - Alta	0,027	-0,710
Curral Novo do Piauí	3,29	28,32	Baixa - Alta	0,039	-0,235
Dom Inocêncio	0	21,83	Baixa - Baixa	0,028	0,389
Domingos Mourão	3,65	22,47	Baixa - Baixa	0,047	0,315
Esperantina	2,43	61,32	Alta - Baixa	0,001	-0,268
Francisco Macedo	0	40,26	Baixa - Alta	0,042	-0,073
Fronteiras	1,36	65,56	Alta - Alta	0,013	0,324
Ilha Grande	1,77	83,52	Alta - Baixa	0,049	-0,637
Júlio Borges	0	30,11	Baixa - Alta	0,033	-0,529
Joaquim Pires	1,15	30,80	Baixa - Baixa	0,001	0,295
Joca Marques	0	32,88	Baixa - Baixa	0,006	0,240
Lagoa de São Francisco	4,79	32,58	Baixa - Baixa	0,020	0,181
Luís Correia	0	44,52	Baixa - Baixa	0,050	0,032
Luzilândia	3,82	53,67	Alta - Baixa	0,001	-0,140
Madeiro	8,16	43,04	Baixa - Baixa	0,001	0,077
Marcolândia	0	85,86	Alta - Alta	0,024	0,536
Matias Olímpio	1,61	45,79	Baixa - Baixa	0,010	0,013
Morro do Chapéu do Piauí	0	35,36	Baixa - Baixa	0,004	0,188
Murici dos Portelas	2,36	19,96	Baixa - Baixa	0,007	0,471
Nossa Senhora dos Remédios	1,86	45,00	Baixa - Baixa	0,034	0,022
Parnaíba	0	94,36	Alta - Baixa	0,036	-0,804
Piracuruca	1,17	69,85	Alta - Baixa	0,002	-0,442
Porto	1,31	63,07	Alta - Baixa	0,029	-0,235
Redenção do Gurgueia	3,68	63,51	Alta - Alta	0,031	0,384
Simões	0	40,12	Baixa - Alta	0,042	-0,080
São João da Fronteira	0	40,51	Baixa - Baixa	0,001	0,134
São João do Arraial	2,11	50,45	Alta - Baixa	0,010	-0,062
São José do Divino	0	52,64	Alta - Baixa	0,002	-0,107

Nota: * Mortalidade municipal média (x100.000 mulheres).

** Proporção de população em área urbana (%).

*** Índice de Moran local.

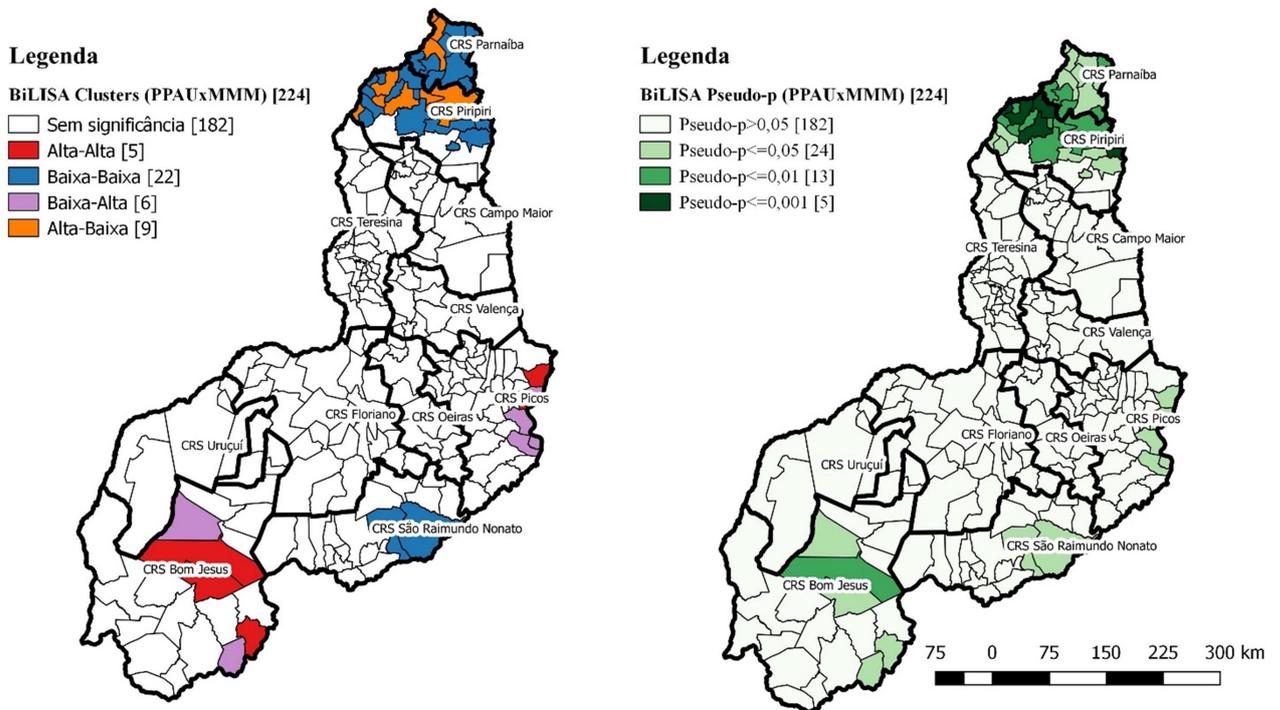
Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

No plano cartesiano, as observações similares, ou seja, diretamente proporcionais, foram as mais frequentes (64,3%), sugerindo uma relação diretamente proporcional entre proporção de população em área urbana e mortalidade municipal média.

No estudo da proximidade espacial, houve aglomeração, encontrando-se situação predominantemente ao sul do Estado para os municípios do *cluster* Alta – Alta e seus *outliers* e ao norte do Estado àqueles do *cluster* Baixa - Baixa e seus *outliers*. Destacam-se também os seis municípios (Caldeirão Grande do Piauí, Currais,

Curral Novo do Piauí, Francisco Macedo, Júlio Borges e Simões) onde houve maior associação entre ruralidade da população e risco de feminicídio, enquanto os municípios Buriti dos Lopes, Esperantina, Ilha Grande, Luzilândia, Parnaíba, Piracuruca, Porto, São João do Arraial e São José do Divino apresentaram elevada urbanidade da população feminina com baixo risco anual de feminicídio em relação aos seus vizinhos (Figura 7).

Figura 7 - Análise bivariada da mortalidade municipal média pela proporção de população em área urbana, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.



Nota: PPAU - proporção de população em área urbana.
 MMM - mortalidade municipal média.
 Os colchetes [] indicam o número de municípios contidos no *cluster*.
 BiLISA - índice de Moran local bivariado.
 Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

Na análise do BiLISA da PDPPSA pela mortalidade municipal média, o padrão de proximidade espacial foi a dispersão com três municípios no sul do Estado (Corrente, Redenção do Gurgueia e Santa Filomena) apresentando um risco anual de feminicídio maior do que seus vizinhos que foram *outliers* espaciais ou municípios sem significância estatística (Tabela 10).

Tabela 11 - Municípios com dependência espacial bivariada da mortalidade municipal média pela proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado em área urbana, Piauí, Brasil, 2019.

Município	MMM*	PDPPSA**	Cluster	Pseudo-p	Valor I***
Avelino Lopes	2,86	1,0	Baixa - Alta	0,005	-0,084
Bom Jesus	2,72	8,0	Baixa - Alta	0,025	-0,011
Corrente	4,96	11,2	Alta - Alta	0,034	0,009
Cristino Castro	3,11	1,7	Baixa - Alta	0,039	-0,028
Curimatá	5,80	3,5	Baixa - Alta	0,006	-0,058
Fartura do Piauí	0,00	0,2	Baixa - Alta	0,041	-0,048
Gilbués	1,48	1,5	Baixa - Alta	0,021	-0,064
Júlio Borges	0,00	0,1	Baixa - Alta	0,040	-0,068
Monte Alegre do Piauí	3,06	0,5	Baixa - Alta	0,001	-0,086
Morro Cabeça no Tempo	3,83	0,8	Baixa - Alta	0,005	-0,070
Palmeira do Piauí	6,22	5,5	Baixa - Alta	0,044	-0,013
Parnaguá	17,71	1,2	Baixa - Alta	0,025	-0,044
Redenção do Gurgueia	3,68	23,6	Alta - Alta	0,004	0,099
Riacho Frio	3,75	3,2	Baixa - Alta	0,036	-0,044
Ribeiro Gonçalves	4,61	8,7	Baixa - Alta	0,050	-0,004
Santa Filomena	2,67	16,5	Alta - Alta	0,001	0,057
Sebastião Barros	3,79	0,8	Baixa - Alta	0,010	-0,088
São Gonçalo do Gurgueia	0,00	1,1	Baixa - Alta	0,019	-0,075
Várzea Branca	2,59	3,5	Baixa - Alta	0,039	-0,025

Nota: * Mortalidade municipal média (x100.000 mulheres).

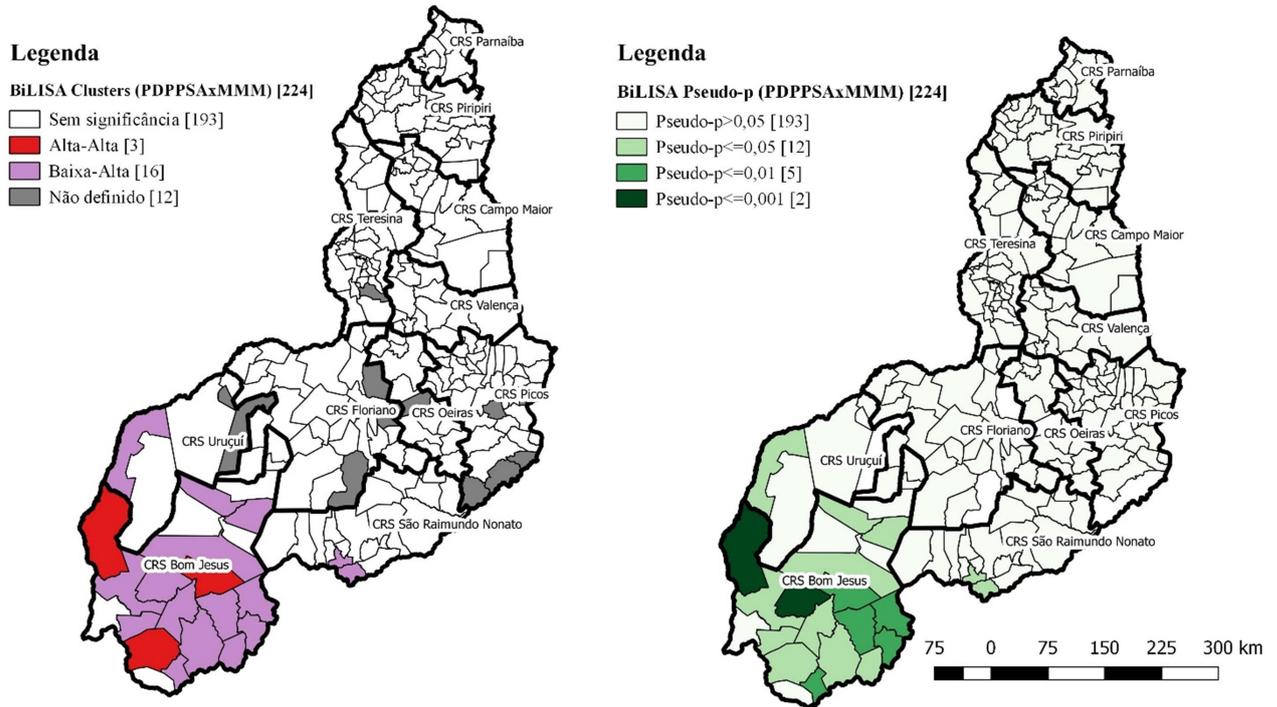
** Proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado (%).

*** Índice de Moran local.

Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

No plano cartesiano, a maior parte desses municípios estabeleceram uma relação inversamente proporcional com o risco anual de feminicídio, de modo que baixa PDPPSA acompanhou alto risco de feminicídio em Avelino Lopes, Bom Jesus, Cristino Castro, Curimatá, Fartura do Piauí, Gilbués, Júlio Borges, Monte Alegre do Piauí, Morro Cabeça no Tempo, Palmeira do Piauí, Parnaguá, Riacho Frio, Ribeiro Gonçalves, Sebastião Barros, São Gonçalo do Gurgueia e Várzea Branca (Figura 8).

Figura 8 - Análise bivariada da mortalidade municipal média pela proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.



Nota: PDPPSA - proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado.
 MMM - mortalidade municipal média.
 Os colchetes [] indicam o número de municípios contidos no *cluster*.
 BiLISA - índice de Moran local bivariado.
 Não definido - municípios que não informaram a proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado no censo demográfico 2010.
 Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

À análise multivariada espacial através do índice de Geary local, contemplando mortalidade municipal média, IDHM, densidade populacional feminina, proporção de população em área urbana e PDPPSA, identificaram-se oito “*clusters*”^{aa} (Antônio Almeida, Eliseu Martins, Parnaíba, Ribeiro Gonçalves, Sebastião Barros, Simplício Mendes, Teresina e Uruçuí) onde houve associação multidimensional estatisticamente significantes desses indicadores (Tabela 12).

^{aa} Luc Anselin padronizou a nomenclatura das observações positivas no índice de Geary local multivariado como “*cluster*”, mesmo não o sendo. A finalidade é informar que esses “*clusters*” só existem porque há diferenças estatisticamente significantes em relação aos índices dos seus vizinhos, de modo que não necessariamente se formarão aglomerações (ANSELIN, 2019b).

Tabela 12 - Municípios com dependência espacial multivariada da mortalidade municipal média pelos determinantes socioambientais, Piauí, Brasil, 2019.

Município	MMM^a	IDHM^b	DPF^c	PPAU^d	PDPPSA^e	Cluster	Pseudo-p	Valor c^f
Antônio Almeida	5,76	0,620	2,29	73,18	7,6	Positivo	0,001	1,378
Eliseu Martins	0,00	0,595	2,08	81,91	30,8	Positivo	0,039	2,188
Parnaíba	17,71	0,575	1,40	51,96	1,2	Positivo	0,017	4,764
Ribeiro Gonçalves	4,61	0,601	0,84	65,00	8,7	Positivo	0,050	0,979
Sebastião Barros	3,79	0,536	1,87	31,24	0,8	Positivo	0,015	0,838
Simplício Mendes	2,57	0,627	4,45	59,31	22,3	Positivo	0,038	1,445
Teresina	3,71	0,751	311,51	94,27	57,4	Positivo	0,001	36,413
Uruçuí	3,46	0,631	1,22	76,95	15,3	Positivo	0,005	1,497
Ponto de corte	1,78	0,700	4,935	50	50	-	-	-

Nota: ^a Mortalidade municipal média (x100.000 mulheres).

^b Índice de desenvolvimento humano municipal.

^c Densidade populacional feminina (mulher/km²).

^d Proporção de população em área urbana (%).

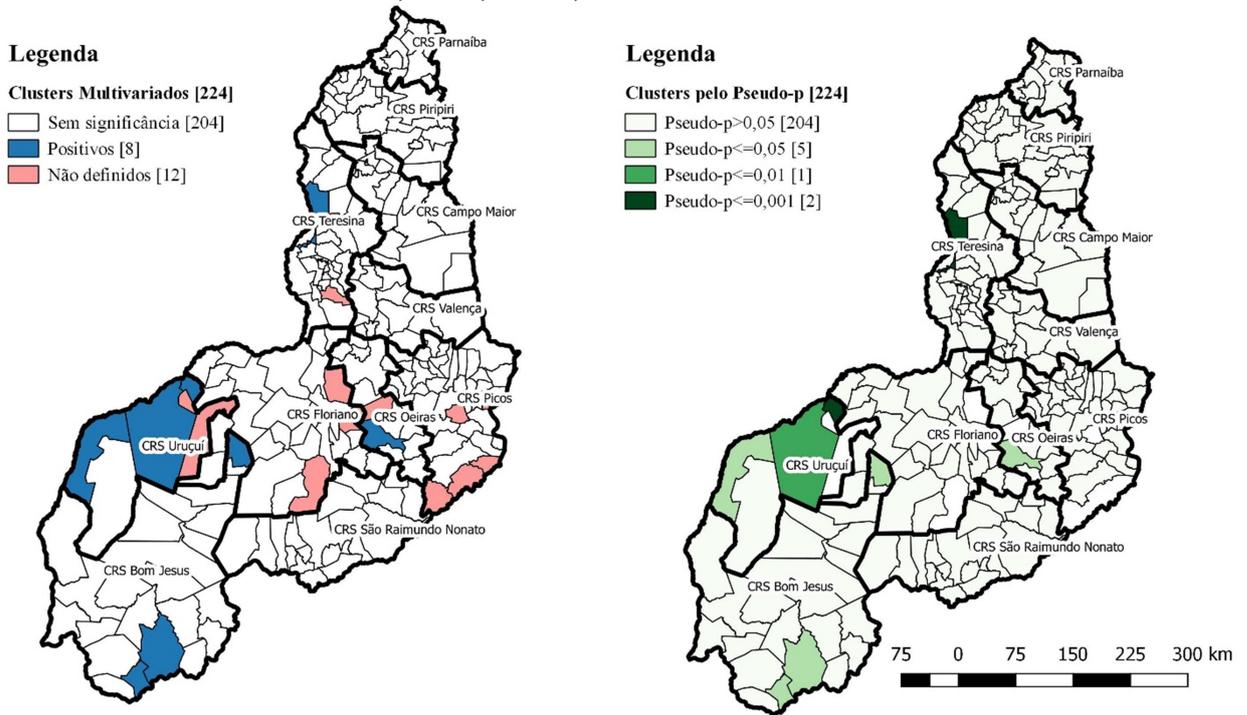
^e Proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado (%).

^f Índice de Geary local multivariado.

Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

A Tabela 12 apresenta observações que não foram contempladas nos modelos bivariados (Antônio Almeida, Eliseu Martins, Teresina e Uruçuí) devido às interações complexas simultâneas entre todas elas conforme descreve Luc Anselin (ANSELIN, 2019b) (Figura 9).

Figura 9 - Análise multivariada espacial entre mortalidade municipal média e os determinantes socioambientais, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.



Nota: Determinantes socioambientais - índice de desenvolvimento humano municipal, densidade populacional feminina, proporção de população em área urbana e proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado.

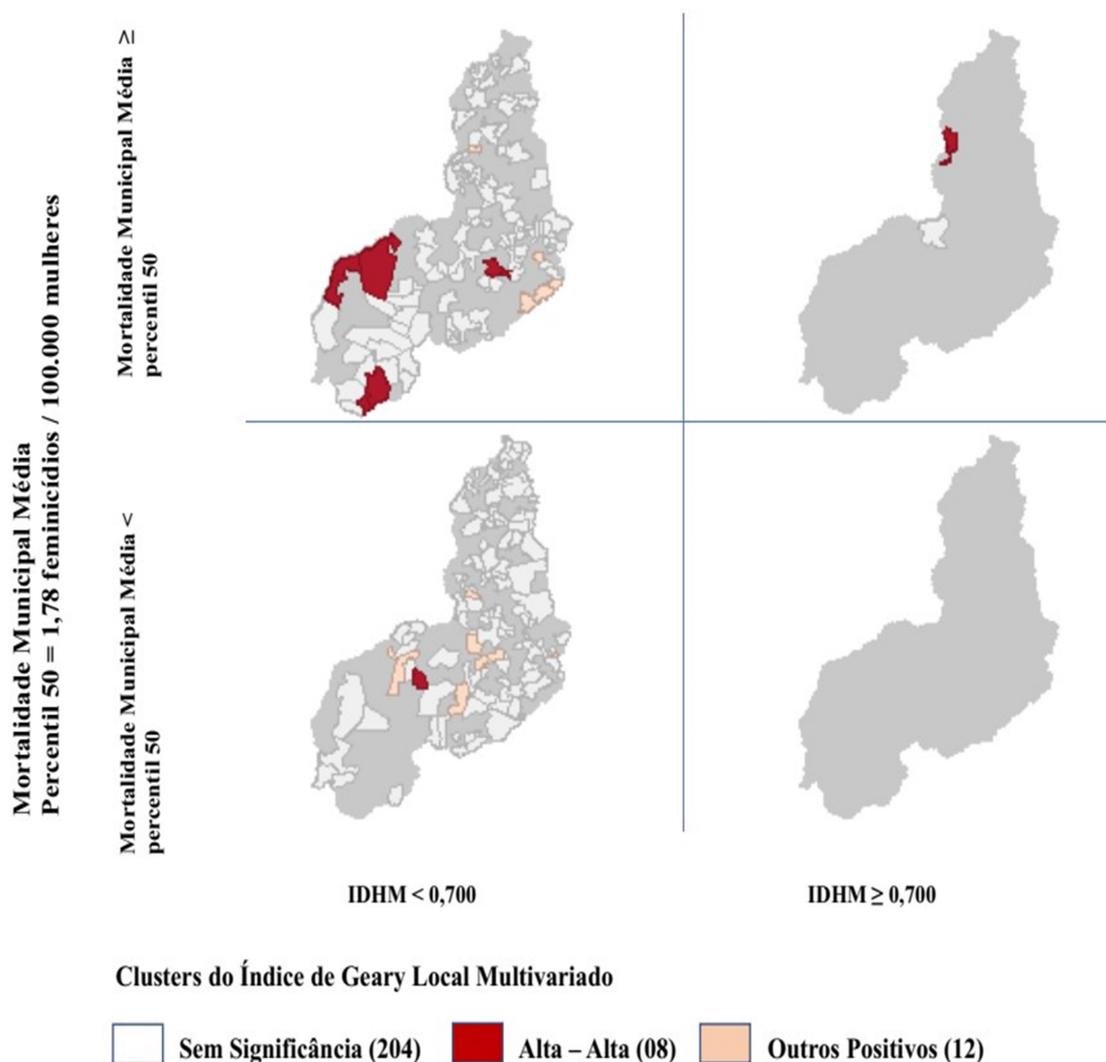
Os colchetes [] indicam o número de municípios contidos no *cluster*.

Não definidos - municípios que não informaram a proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado no censo demográfico 2010.

Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

O mapa condicional do IDHM pela mortalidade municipal média apresenta forte autocorrelação espacial positiva para Teresina (no quadrante superior direito) e negativa para Eliseu Martins (quadrante inferior esquerdo). Isto significa que nessas duas cidades, a relação de dependência é diretamente proporcional entre o IDHM e a mortalidade municipal média. Em seis municípios (Simplício Mendes, Antônio Almeida, Uruçuí, Ribeiro Gonçalves, Paquetá e Sebastião Barros) houve mais observações com alto risco de feminicídio associadas com maiores desvantagens sociais de desenvolvimento humano em locais com baixa densidade de potenciais vítimas (Figura 10).

Figura 10 - Mapa condicional da análise multivariada espacial entre índice de desenvolvimento humano municipal e mortalidade municipal média, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.

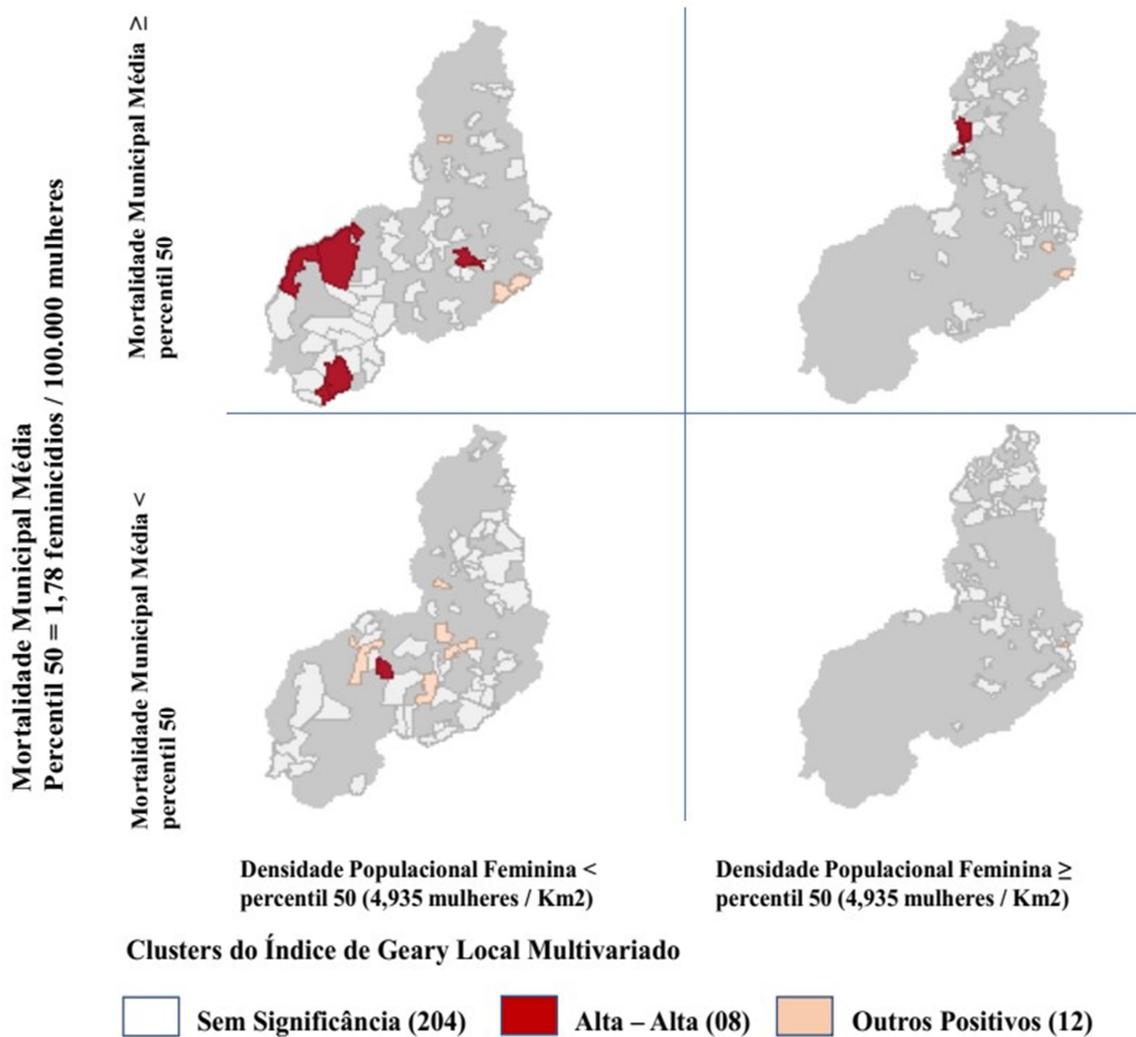


Nota: IDHM significa Índice de Desenvolvimento Humano Municipal.

Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

O mapa condicional da densidade populacional feminina pela mortalidade municipal média apresenta forte autocorrelação espacial positiva para Teresina (no quadrante superior direito) e negativa para Eliseu Martins (quadrante inferior esquerdo). Naquelas duas cidades, houve relação diretamente proporcional entre a densidade de potenciais vítimas e a mortalidade municipal média. Em Simplício Mendes, Antônio Almeida, Uruçuí, Ribeiro Gonçalves, Paquetá e Sebastião Barros houve baixa densidade de potenciais vítimas com elevado risco anual de feminicídio (Figura 11).

Figura 11 - Mapa condicional da análise multivariada espacial entre densidade populacional feminina e mortalidade municipal média, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.

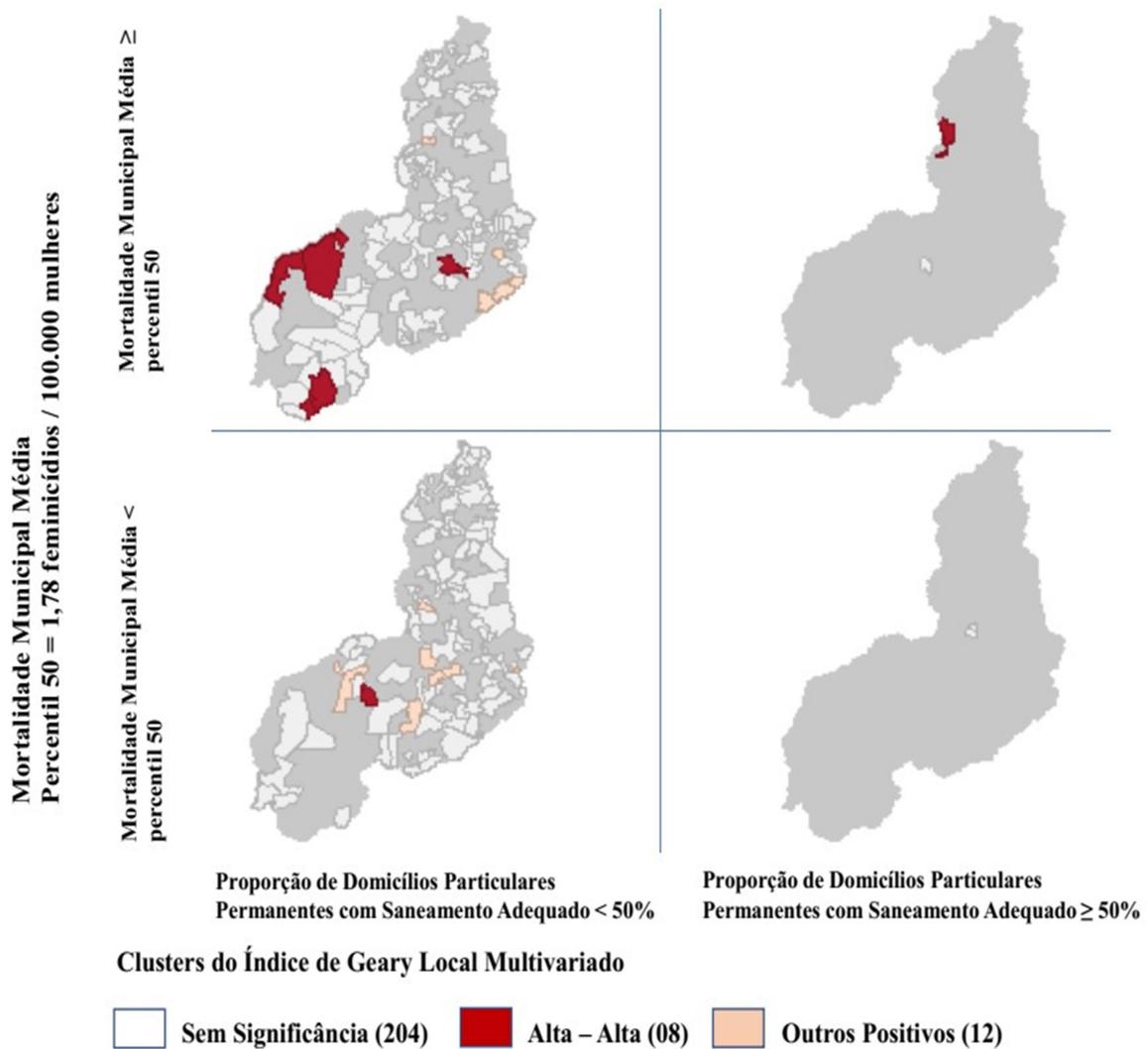


Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

No mapa condicional da PDPPSA pela mortalidade municipal média, constatou-se forte autocorrelação espacial positiva para Teresina (no quadrante superior direito) e negativa para Eliseu Martins (quadrante inferior esquerdo), isto é, melhores condições sanitárias associadas com maior risco anual de feminicídio para Teresina e o inverso para Eliseu Martins. Por outro lado, houve relação inversamente proporcional entre a PDPPSA e a mortalidade municipal média em Simplício Mendes, Antônio Almeida, Uruçuí, Ribeiro Gonçalves, Paquetá e Sebastião Barros. Isto

significa a ocorrência de mais observações com alto risco de feminicídio associadas com piores condições sanitárias de habitações particulares (Figuras 12).

Figura 12 - Mapa condicional da análise multivariada espacial entre proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado e mortalidade municipal média, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.

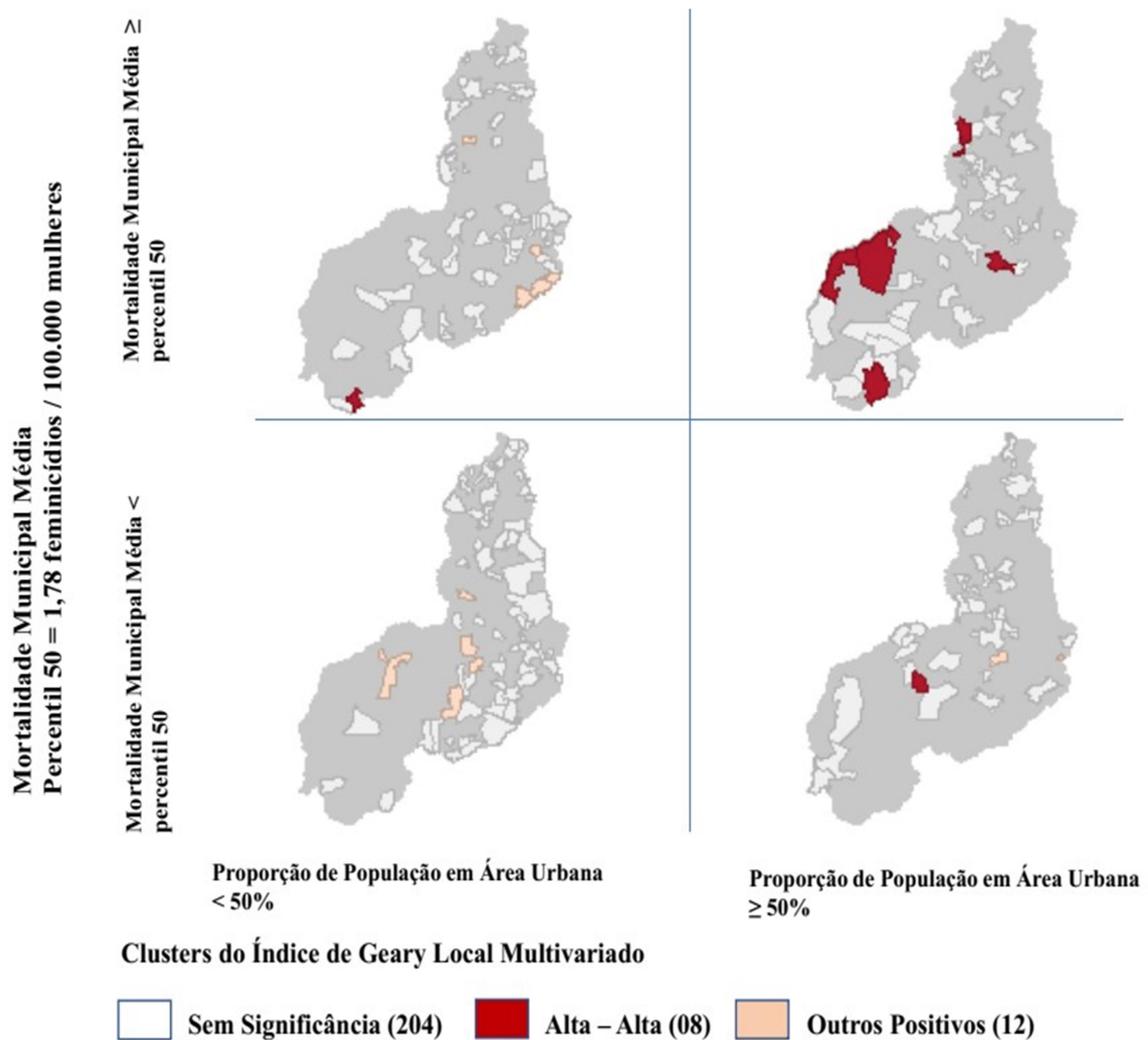


Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

A proporção de população em área urbana, por sua vez, expõe através de mapa condicional, uma maior frequência de municípios com população predominantemente urbana com a maior mortalidade municipal média (Teresina, Simplício Mendes, Antônio Almeida, Uruçuí, Ribeiro Gonçalves e Paquetá). Em Simplício Mendes, por outro lado, a população era predominantemente rural, estando associada com elevado

risco de feminicídio. Em Eliseu Martins, a população predominantemente urbana esteve associada com baixo risco de feminicídio (Figura 13).

Figura 13 - Mapa condicional da análise multivariada espacial entre proporção da população em área urbana e mortalidade municipal média, Piauí, Brasil, 2005 a 2017.



Fonte: Atlas Brasil (2019), IBGE (2019), SIM (2018).

No modelo multivariado, portanto, constatou-se maior ocorrência de municípios com alta taxa de mortalidade por feminicídio associada com menores valores de IDHM, de PDPPSA e de densidade populacional feminina bem como com maior proporção de população em área urbana (pseudo- $p \leq 0,05$).

6 DISCUSSÃO

As vítimas de feminicídio no Piauí são predominantemente negras, com 20 a 39 anos de idade, solteiras, com até sete anos de estudo entre aquelas com 15 ou mais anos de idade e residentes em Teresina. Esse perfil é semelhante ao das vítimas de feminicídio no Brasil de 2009 a 2013 em que mulheres de 20 a 29 anos, negras, com até oito anos de estudo entre aquelas com 15 anos ou mais de idade foram as principais vítimas (GARCIA *et al.*, 2015; GARCIA; SILVA, 2016).

A maior frequência de mulheres negras assassinadas no Piauí de 2005 a 2017 assemelha-se ao observado no Mapa da Violência 2015, em que a proporção de vitimização negra-branca no Estado foi 4:1 de 2003 a 2013 (WAISELFISZ, 2015). Em um estudo sobre feminicídios realizado nos Estados Unidos, mulheres negras tiveram um risco três vezes maior de serem assassinadas por parceiro íntimo do que mulheres brancas (BEYER *et al.*, 2015).

Entre as mortes femininas por todas as causas no Brasil relacionadas à arma de fogo, a raça negra é a mais vitimizada (70,5% de todos os feminicídios) (WAISELFISZ, 2016). Em 2016, a taxa de homicídios de negros foi duas vezes e meia superior à de não negros e a taxa de homicídios de mulheres negras foi 71% superior à de mulheres não negras. No período de uma década, de 2006 a 2016, a taxa de homicídios de negros cresceu 23,1%, enquanto a taxa entre os não negros caiu 6,8% (CERQUEIRA *et al.*, 2018). Além disso, as desigualdades nos diversos campos como trabalho, renda, educação e participação política são maiores entre os negros o que repercute no aumento da violência nesse grupo racial (DUPAS; ROMERO, 2018).

O feminicídio no Piauí, de 2005 a 2017, ocorreu principalmente nos domicílios, e a via pública foi o segundo local de assassinato de mulheres mais frequente. No Brasil, de 2011 a 2013, o feminicídio em via pública ocorreu em 31,3% dos casos, sendo o principal local do evento, enquanto o domicílio representou o segundo local mais frequente (28,1%) (GARCIA, 2016). No Mapa da Violência 2015, a taxa de homicídios de mulheres em ambiente doméstico foi considerada alta (27,1%) (WAISELFISZ, 2015). Sugere-se que essa alta domesticidade dos feminicídios esteja

associada com o aumento nas taxas de violência doméstica, pois, no Brasil, esse índice aumentou 3,52 vezes em 2013-2014 em relação a 2009-2010 (RODRIGUES *et al.*, 2017). Além disso, o envolvimento de parceiros ou ex-parceiros na maioria dos casos colabora para que o crime ocorra no domicílio (GARCIA; SILVA, 2016).

Os feminicídios que ocorreram em via pública também podem ter relação com a domesticidade da violência. Estudo sobre a relação entre violência doméstica, envolvimento de polícia e prisões com informações obtidas dos Dados Nacionais de Inquéritos sobre a Vitimização do Crime nos Estados Unidos demonstrou associação positiva entre a mulher sair à noite e a ocorrência de agressão pelo parceiro (GARCIA *et al.*, 2015). Em um levantamento feito pelo Ministério Público Brasileiro sobre feminicídios ocorridos no Estado do Paraná no primeiro ano de vigência da Lei do Feminicídio, registraram-se casos de agressão no interior de carros, de estabelecimentos comerciais, em parques ou em festas praticados por pessoas conhecidas da vítima e, em alguns casos, encontros amistosos entre mulher e seu parceiro resultaram em lesão seguida de morte (CNMP, 2018).

Lesões perfurantes, cortantes ou contundentes foram o principal tipo de lesão com desfecho letal ao feminino no Piauí. No Brasil, um terço dos óbitos de mulheres por agressão são por instrumento perfurante, cortante ou contundente (GARCIA, 2016). O degolamento é um dos tipos de feridas resultantes dessa classe de instrumentos que adquire um interesse especial em casos de feminicídio (PASTOR *et al.*, 2016). No cenário nacional e em outros países, lesões perfurantes, cortantes ou contundentes não são mais o principal meio de perpetrar o crime de feminicídio (BEYER *et al.*, 2015; GARCIA; SILVA, 2016), porém, em algumas regiões onde há muitas desvantagens sociais, ele ainda é o principal tipo de lesão que leva ao óbito de mulheres por feminicídio (TOPRAK; ERSOY, 2017).

O uso de arma de fogo foi o segundo principal instrumento de lesão associado com o feminicídio no Piauí no período estudado. Em todas as regiões do Brasil, de 2011 a 2013, arma de fogo foi o principal instrumento associado com os casos de feminicídio, sendo o Nordeste a região com a maior proporção de óbitos de mulheres por agressão física relacionada à arma de fogo (59%) (GARCIA; SILVA, 2016). Em

uma revisão sistemática da literatura sobre o uso de arma de fogo em violência por parceiro íntimo de 1990 a 2014 em países da América do Norte, constatou-se que, quando parceiros violentos têm acesso a armas de fogo, as taxas de violência por parceiro íntimo aumentam em gravidade e letalidade e que leis restritivas ao porte de armas de fogo por pessoas com antecedentes de violência doméstica estão associadas à redução de homicídio por parceiro íntimo (ZEOLI; MALINSKI; TURCHAN, 2016). Por isso, o combate ao acesso ilegal a armas de fogo é de suma importância para acabar com o feminicídio (WHO, 2012).

Outros meios de perpetrar o assassinato de mulheres como o enforcamento e os maus tratos foram registrados em menor proporção. No Brasil, de 2011 a 2013, as taxas para essas modalidades foram 6% e 3%, respectivamente. Maus tratos incluem agressão por meio de força corporal, violência sexual, negligência, abandono e outras síndromes de maus tratos como crueldade mental e tortura, enquanto em feminicídio por enforcamento incluem-se as sufocações e estrangulamento (GARCIA; SILVA, 2016). O enforcamento, a sufocação ou submersão e o estrangulamento possuem como característica a desproporção de forças sendo mecanismos habituais no feminicídio e podem vir associados a violência sexual prévia (PASTOR *et al.*, 2016). Como essas modalidades de agressão envolvem o contato físico, defende-se que sejam mais provavelmente praticadas por conhecidos da vítima como parceiro, ex-parceiro ou familiares do que por desconhecidos (WAISELFISZ, 2015).

Na análise do comportamento da série histórica, houve maior incidência de ocorrências aos finais de semana (sábado e domingo). No Brasil, a distribuição da incidência de feminicídios conforme o dia da semana foi igual ao encontrado no Piauí (GARCIA *et al.*, 2015; GARCIA; SILVA, 2016). Em relação à sazonalidade, nos meses de março, abril e outubro e no quarto trimestre constataram-se maior risco de feminicídio do que nos demais meses do ano. Há trabalhos publicados nas décadas de 1990 e 2000 sobre sazonalidade de homicídios em geral que demonstraram resultados conflitantes sobre sazonalidade em doze meses (PROVENZA *et al.*, 2015). Em uma análise de série temporal de feminicídios por parceiro íntimo na Espanha, não foi

encontrada sazonalidade quanto aos dias da semana, às semanas do mês, aos meses do ano e aos trimestres de 2007 a 2017 (TORRECILLA et al., 2019).

Em relação à evolução das taxas anuais de feminicídio de 2005 a 2017, observou-se no Piauí oscilação em que as quedas coincidiram com as aprovações das leis Maria da Penha (sete de agosto de 2006) e do Feminicídio (nove de março de 2015). Na Espanha, houve queda das taxas de feminicídio por parceiro íntimo de 2007 a 2017 e que isso provavelmente está associado com indicadores socioeconômicos (TORRECILLA et al., 2019). Na América Latina, no entanto, existe um padrão cíclico oscilante nas taxas de violência de gênero com risco de feminicídio e suas causas estão na qualidade das leis de combate a essa modalidade de crime (HERNÁNDEZ, 2018).

As características locais interferem no padrão cíclico do feminicídio e imprimem obstáculos para a plena concretização da Lei Maria da Penha como a fragmentação da rede intersetorial de proteção à mulher, falta de recursos materiais e humanos e ineficiência das medidas protetivas (MENEGHEL *et al.*, 2013) que podem ser responsáveis pelo padrão oscilante do risco de feminicídio no Piauí. Malgrado isso, os avanços alcançados pela Lei Maria da Penha foram corroborados pela ONU Mulheres e demonstrados pelo aumento no número de medidas protetivas, procedimentos judiciais nas varas exclusivas de violência doméstica e familiar contra a mulher, inquéritos, ações penais e serviços especializados no atendimento à mulher vítima de violência (GARCIA; SILVA, 2016).

Foram observados no Piauí grupos de municípios diferentes nas análises uni-, bi- e multivariadas. Este fenômeno ocorre devido às características dos testes, pois no Índice de Moran existe maior sensibilidade a valores extremos, dependência qualitativa associada ao modelo de matriz de vizinhança escolhido bem como necessidade de respeitar o pressuposto de estacionariedade dos dados. Isto se torna mais evidente quando são acrescentados indicadores socioambientais ao modelo (OYANA; MARGAI, 2016). Apesar disso, as etapas anteriores ao modelo multivariado foram importantes pois elas auxiliaram na construção da equação do índice de Geary local multivariado, em que se detectou dependência espacial de acordo com as características regionais do IDHM, da densidade populacional

feminina, da proporção de população em área urbana e da proporção de domicílios particulares permanentes com saneamento adequado. Modelos multivariados costumam estar mais próximos dos modelos reais dos agravos em saúde pública (BEYER *et al.*, 2015).

O modelo multivariado possibilitou entender que não existiu uma relação fixa ou imutável entre o determinante socioambiental e o risco de feminicídio. Análise crítica sobre risco anual de feminicídio versus determinante socioambiental permite observar que urbanidade da população, que foi potencial fator de risco de feminicídio para Teresina, Antônio Almeida, Parnaguá, Ribeiro Gonçalves, Simplício Mendes e Uruçuí, não o foi para Eliseu Martins. Além disso, menores índices de desenvolvimento humano, densidade populacional feminina e proporção de domicílios particulares com saneamento adequado observados em Antônio Almeida, Parnaguá, Ribeiro Gonçalves, Sebastião Barros, Simplício Mendes e Uruçuí possivelmente determinaram maior risco anual de feminicídio nessas cidades, enquanto em Eliseu Martins o mesmo risco foi baixo sob as mesmas condições. Esses indicadores socioambientais encontraram em Teresina suas maiores taxas, porém foi em municípios do interior (Antônio Almeida, Parnaguá, Ribeiro Gonçalves e Sebastião Barros) onde se identificaram os maiores riscos anuais de feminicídio. Essas divergências espaciais da relação entre indicadores e a ocorrência de agravos em Saúde Pública têm sido discutido em ASSAM nos últimos anos, sugerindo-se uma relação multifatorial e não linear entre variáveis as quais encontram em elementos filosóficos, sociológicos, psicossociais, administrativos e biopolíticos infreqüentemente mensurados ou com métricas questionáveis possíveis explicações além dos modelos determinísticos da matemática e da estatística (FREITAS, 2019).

Em uma análise espacial de feminicídios por parceiro íntimo de 1988 a 2003 em Toronto no Canadá, a análise exploratória detectou distribuição espacial heterogênea com possível formação de *clusters* estabelecendo associação do feminicídio com a instabilidade residencial das vítimas, porém a análise de autocorrelação espacial pelo índice de Moran bivariado e a análise multivariada não-espacial por regressão de

Poisson constataram que a ocorrência dos feminicídios foi aleatória (THOMPSON, 2015).

Segundo o Mapa da Violência 2015, de 2003 a 2013, em Teresina ocorreu 39% de todos os casos de feminicídio no Estado (WAISELFISZ, 2015). A maior densidade populacional e a maior urbanidade da população são fatores a se considerar no maior registro de casos de feminicídio, pois são indicadores relacionados com o crescimento acelerado e desordenado de centros urbanos (BEYER *et al.*, 2015), e, mesmo tendo havido um IDHM alto, a análise a nível municipal não reflete as diferenças intramunicipais da qualidade de vida e de desenvolvimento humano das vítimas (PNUD; IPEA; FJP, 2013).

Nos municípios Simplício Mendes, Antônio Almeida, Uruçuí, Ribeiro Gonçalves, Paquetá e Sebastião Barros, onde a população foi predominantemente rural houve maior risco de feminicídio nas análises bi- e multivariadas. Estudo realizado na Espanha sobre o perfil sociodemográfico de 135 vítimas de feminicídio por seus parceiros constatou que o risco de uma mulher que vivia na zona rural ser assassinada era 2,94 vezes maior do que aquelas que viviam na zona urbana (SANZ-BARBERO *et al.*, 2016). Um inquérito realizado com 1.478 mulheres, de novembro de 2007 a julho de 2008, em Iowa nos Estados Unidos, para medir a prevalência em um ano de violência por parceiro íntimo física, psicológica e sexual, concluiu que mulheres que viviam em pequenas áreas rurais e em áreas isoladas tiveram uma prevalência maior de violência por parceiro íntimo (22,5% e 17,9%, respectivamente) do que mulheres que viviam em áreas urbanas (15,5%). Mulheres da zona rural relataram maior gravidade e frequência das agressões físicas e tiveram menor acesso e cobertura dos programas de proteção à mulher (PEEK-ASA *et al.*, 2011). Acredita-se que exista maior tolerância e normalização da violência por parceiro íntimo no meio rural, favorecendo os elevados índices de violência por parceiro íntimo e, por conseguinte, o aumento nas taxas de mortalidade por feminicídio (SANZ-BARBERO *et al.*, 2016).

Os municípios Avelino Lopes, Bom Jesus, Corrente, Cristino Castro, Curimatá, Fartura do Piauí, Gilbués, Júlio Borges, Monte Alegre do Piauí, Morro Cabeça no Tempo, Palmeira do Piauí, Parnaguá, Redenção do Gurgueia, Riacho Frio, Ribeiro

Gonçalves, Santa Filomena, Sebastião Barros, São Gonçalo do Gurgueia e Várzea Grande tiveram menos de 50% dos seus domicílios particulares permanentes com saneamento adequado e risco alto de feminicídio. Parnaguá teve o maior risco anual de feminicídio (~18 casos anuais em média), enquanto Fartura do Piauí, Júlio Borges e São Gonçalo do Gurgueia, mesmo apresentando risco anual nulo de feminicídio, foram classificados como *outliers* espaciais onde a baixa proporção de domicílios com saneamento adequado associou-se com elevado risco de feminicídio. Este fenômeno é explicado pelas características do índice de Moran, porquanto a ocorrência de feminicídio nos seus vizinhos presume o risco de ocorrência do evento em seus territórios (OYANA; MARGAI, 2016).

Mulheres que vivem em favelas ou em zona rural em domicílios sem saneamento básico adequado sofrem para ter acesso a serviços sanitários de qualidade bem como estão mais sujeitas à violência sexual, psicológica, física e sociocultural. Acredita-se que a associação entre saneamento básico e violência contra a mulher ocorra em condições de desorganização social, de modo que o tema interessa não somente aos serviços de saúde ambiental, mas também a toda administração pública (WINTER; BARCHI, 2016).

Pessoas que vivem em regiões com desvantagens socioambientais têm fraca coesão social com seus vizinhos, limitando a capacidade de manter o controle social coletivo resultando em altos níveis de violência e narcotráfico (WANZINACK; SIGNORELLI; REIS, 2018). São recentes os trabalhos que relacionam a desorganização social manifesta por privação de vizinhança, instabilidade residencial, baixo nível educacional, xenofobia, baixa renda ou pobreza, domicílios em áreas de risco ambiental ou fora da zona urbana, elevada proporção de lares chefiados por mulheres e desemprego com a dinâmica dos homicídios e feminicídios inseridos em territórios marcados por problemas de urbanização e saneamento básico, vulnerabilidade social, alta densidade populacional, baixa qualidade de vida, menor policiamento, acesso ilegal a armas de fogo e assassinato de prostitutas (BEYER *et al.*, 2015; CAVALCANTE; ALOUFA, 2015; SALFATI; JAMES; FERGUSON, 2008; SIEGEL; ROTHMAN, 2016; WANZINACK; SIGNORELLI; REIS, 2018).

O uso de dados secundários tem importância no mapeamento do cenário do feminicídio no Piauí, valorizando o papel de análises do processo de regionalização das políticas gerenciais, além de serem dados obtidos mais facilmente e de serem úteis para planejamento estratégico para solução de problemas futuros. Por outro lado, a obsolescência, a falta de verificação da qualidade e da veracidade, a subnotificação do feminicídio e a falta de informações mais precisas que permitam melhor categorização do tipo de feminicídio podem fazer com que as conclusões sejam menos sólidas, constituindo limitações do estudo (BLACK, 2018; ORTEGA; OCHOA, 2015).

São pontos fortes do estudo a associação de determinantes socioambientais com o feminicídio e o uso de análises espacial e de série temporal, visto como a maioria dos trabalhos costumam resumir-se a quantificar o crime e explicá-los de modo desarticulado com as teorias do comportamento humano.

7 CONCLUSÕES

As mulheres vítimas de feminicídio no Piauí de 2005 a 2017 foram, em sua maioria, negras, de 20 a 39 anos, solteiras, com baixa escolaridade, residentes na coordenação regional de Teresina e mortas sobretudo por instrumentos perfurantes, cortantes ou contundentes e por arma de fogo e aos finais de semana. As taxas deste crime oscilaram durante o período estudado e estiveram acima do esperado para o Estado entre dezembro de 2015 e março de 2016 com redução após a aprovação das Leis Maria da Penha e do Feminicídio. O risco do evento não foi aleatório, variando conforme a localização geográfica e determinantes socioambientais. No modelo multivariado, IDHM menor de 0,7, densidade populacional feminina menor de 4,935 mulheres por quilômetro quadrado e proporção de domicílios particulares com saneamento adequado menor de 50% foram fatores de risco para os municípios de Antônio Almeida, Parnaguá, Ribeiro Gonçalves, Sebastião Barros, Simplício Mendes e Uruçuí e foram fatores de proteção para a cidade de Eliseu Martins. Taxas maiores desses indicadores foram fatores de risco para a ocorrência de feminicídio em Teresina. Proporção de população em área urbana menor de 50% foi fator de risco para Sebastião Barros, enquanto proporções acima de 50% foram fator de proteção em Eliseu Martins e de risco nos municípios de Antônio Almeida, Parnaguá, Ribeiro Gonçalves, Simplício Mendes, Teresina e Uruçuí.

Feminicídio tem sido um tema intensamente explorado em literatura científica do campo da Saúde Coletiva e da Saúde Pública, reconhecendo-se cada vez mais que os achados acima descritos podem nortear o trabalho dos gestores e profissionais de forma a ampliar o controle social oficial e a proteção de mulheres vítimas de violência.

Diante disso, sugere-se o planejamento estratégico com foco nos grupos e locais de maior risco onde estratégias de caráter intersetorial sejam implementadas no sentido de melhorar as condições socioeconômicas e ambientais da população.

REFERÊNCIAS

ALIN, A. Minitab. **Wiley Interdisciplinary Reviews: Computational Statistics**, [S.I.], 2010.

ANSELIN, L. **Distance-Band Spatial Weights**. 2018a. Disponível em: <https://geodacenter.github.io/workbook/4b_dist_weights/lab4b.html#concepts>. Acesso em: 12 ago. 2019.

ANSELIN, L. **Global Spatial Autocorrelation (1): Moran Scatter Plot and Spatial Correlogram**. 2018b. Disponível em: <https://geodacenter.github.io/workbook/5a_global_auto/lab5a.html>. Acesso em: 12 ago. 2019.

ANSELIN, L. **Local Spatial Autocorrelation: Univariate Local Statistics**. 2019a. Disponível em: <https://geodacenter.github.io/workbook/6a_local_auto/lab6a.html>. Acesso em: 12 ago. 2019.

ANSELIN, L. A Local Indicator of Multivariate Spatial Association: Extending Geary's c. **Geographical Analysis**, [S.I.], v. 51, n. 2, p. 133–150, 2019. b.

ANTUNES, J. L. F.; CARDOSO, M. R. A. Uso da análise de séries temporais em estudos epidemiológicos. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, [S.I.], v. 24, n. 3, p. 565–576, 2015.

BARCELLOS, C.; ZALUAR, A. Homicídios e disputas territoriais nas favelas do Rio de Janeiro. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v. 48, n. 1, p. 94–102, 2014.

BARROS, É. N. *et al.* Prevalência e fatores associados à violência por parceiro íntimo em mulheres de uma comunidade em Recife/Pernambuco, Brasil. **Ciência & Saúde Coletiva**, Recife, v. 21, n. 2, p. 591–598, 2016.

BELLAIR, P. Social Disorganization Theory. *In: Oxford Research Encyclopedia of Criminology and Criminal Justice*. Athens: Oxford University Press, 2017. v. 1.

BEYER, K. M. M. *et al.* Does Neighborhood Environment Differentiate Intimate Partner Femicides From Other Femicides? **Violence Against Women**, London, v. 21, n. 1, p. 49–64, 2015.

BHATIA, R. *et al.* **A Health Impact Assessment Toolkit: A Handbook to Conducting HIA**. 3. ed. [S.I.]: Human Impact Partners, 2011.

BHUNIA, G. S.; SHIT, P. K. **Geospatial Analysis of Public Health**. 1. ed. Cham: Springer International Publishing, 2019.

BLACK, P. **Secondary Data Analysis: The Good, The Bad, and The Problematic**. 1 Oliver's Yard, 55 City Road, London EC1Y 1SP United Kingdom: SAGE Publications Ltd, 2018.

BOSSLE, R. C. **QGIS do ABC ao XYZ**. 1. ed. São José dos Pinhais: edição do autor, 2016.

BOTTURA, W. Psiconeuroimunologia. **Revista de Medicina**, [S.I.], v. 86, n. 1, p. 1, 2007.

BRADBY, H. Race, ethnicity and health: The costs and benefits of conceptualising racism and ethnicity. **Social Science & Medicine**, [S.I.], v. 75, n. 6, p. 955–958, 2012.

BRADBY, H. Social Theory and the Sociology of Health and Medicine. *In*: **Medicine, Health and Society: A Critical Sociology**. 1 Oliver's Yard, 55 City Road, London EC1Y 1SP United Kingdom: SAGE Publications Ltd, 2014. p. 21–40.

BRASIL. **Lei 11.340 de 22 de setembro de 2006**. Dispõe a Lei Maria da Penha para autorizar, nas hipóteses que especifica, a aplicação de medida protetiva de urgência, pela autoridade judicial ou policial, à mulher em situação de violência doméstica e familiar, ou a seus dependentes, e para determinar o registro da medida protetiva de urgência em banco de dados mantido pelo Conselho Nacional de Justiça. **Diário Oficial da União**, Brasil, 2006.

BRASIL. **Saúde ambiental : guia básico para construção de indicadores**. Brasília: Ministério da Saúde, 2011.

BRASIL. **Lei nº 13104 de 09 de março de 2015**. Altera o art. 121 do Decreto-Lei no 2.848, de 7 de dezembro de 1940 - Código Penal, para prever o feminicídio como circunstância qualificadora do crime de homicídio, e o art. 1º da Lei no 8.072, de 25 de julho de 1990, para incluir o feminicídio no rol dos crimes hediondos. **Diário Oficial da União**, Brasil, 2015.

BRASIL. **IBGE**. 2019. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/cidades-e-estados/pi/.html?>>. Acesso em: 4 ago. 2019.

CAVALCANTE, J. D. S. I. (UFRN); ALOUFA, M. A. I. (UFRN). Percepção de riscos ambientais: uma análise sobre riscos de inundações em Natal-RN, Brasil. **Investigaciones Geográficas**, Natal, n. 84, p. 54–58, 2015.

CERQUEIRA, D. *et al.* **Atlas da Violência 2018**. Rio de Janeiro: IPEA, 2018.

CHAN, B. K.-C. **Biostatistics for Epidemiology and Public Health Using R**. 1. ed. New York, NY: Springer Publishing Company, 2016.

CHIAVENATO, I. **Introdução a Teoria Geral da Administração**. 9. ed. Barueri: Editora Manole, 2014.

CIRAMI, F. Gender Violence: Social Structures in Latin America, the Question of Victim and Trauma. **International Journal of Humanities and Cultural Studies**, Palermo, v. 1, n. 1, p. 1–15, 2014.

CNMP. **Violência contra a Mulher: um olhar do Ministério Público Brasileiro**. 1. ed. Brasília: Conselho Nacional do Ministério Público, 2018.

COSTA, D. R.; REGO, A. G. S.; LIMA, D. S. N. Geografia médica da mortalidade cardiovascular no Piauí: uma ciência a serviço da administração em saúde. **Revista de Administração em Saúde**, São Paulo, v. 19, n. 75, 2019.

DUPAS, E.; ROMERO, T. G. Violência no Brasil: as cores que morrem. **Libertas: Revista de Pesquisa em Direito**, Ouro Preto, 2018.

FELKER-KANTOR, E.; WALLACE, M.; THEALL, K. Living in violence: Neighborhood domestic violence and small for gestational age births. **Health & Place**,

[S.I.], v. 46, p. 130–136, 2017.

FERREIRA, T. C.; CASTILLO-SALGADO, C.; RIBEIRO, H. Geografia da Saúde e Utilização de Tecnologias de Geoprocessamento. *In: Geoprocessamento e Saúde*. 1. ed. Barueri: Manole, 2017. p. 1–29.

FONTES, K. B. *et al.* Regional disparities in the intimate partner sexual violence rate against women in Paraná State, Brazil, 2009-2014: an ecological study. **BMJ Open**, [S.I.], v. 8, n. 2, p. e018437–e018437, 2018.

FOROUTAGHE, M. D.; MOGHADDAM, A. M.; FAKOOR, V. Time trends in gender-specific incidence rates of road traffic injuries in Iran. **PLOS ONE**, Mashhad, v. 14, n. 5, p. e0216462, 2019.

FOUCAULT, M. **Microfísica do Poder**. 28. ed. [São Paulo]: Paz e Terra, 2014.

FREITAS, C. M. De. **Curso de Capacitação à Distância em Análise de Situação de Saúde Ambiental**, UFRJ, 2019.

GARCIA, L. P. *et al.* Estimativas corrigidas de feminicídios no Brasil , 2009 a 2011. **Revista Panamericana de Salud Pública**, Washington, v. 37, n. 4/5, p. 251–257, 2015.

GARCIA, L. P. A magnitude invisível da violência contra a mulher. **Epidemiologia e Serviços de Saúde**, Brasília, v. 25, n. 3, p. 451–454, 2016.

GARCIA, L. P.; SILVA, G. D. M. Da. Mortalidade de Mulheres por Agressões no Brasil: Perfil e Estimativas Corrigidas (2011-2013). *In: Texto para Discussão / Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada*. 1. ed. Brasília: Ipea, 2016.

GRUBESIC, T. H. *et al.* Alcohol outlet density and violence: the role of risky retailers and alcohol-related expenditures. **Alcohol Alcohol**, [S.I.], v. 48, n. 5, p. 613–619, 2013.

HENNING, E. *et al.* Aplicação de gráficos de Controle Estatístico de Processos para o monitoramento dos casos de meningite no município de Joinville. **Produção em Foco**, [S.I.], v. 2, n. 1, 2012.

HERNÁNDEZ, W. Violence With Femicide Risk: Its Effects on Women and Their Children. **Journal of Interpersonal Violence**, [Lima-Peru], p. 1–27, 2018.

HILL, A. *et al.* A systematic review and meta-analysis of intimate partner violence during pregnancy and selected birth outcomes. **International Journal of Gynecology & Obstetrics**, Washington-DC, v. 133, n. 3, p. 269–276, 2016.

JAIN, V. **Review of Preventive and Social Medicine (Including Biostatistics)**. 7. ed. New Delhi: JAYPEE, 2015.

KANAROGLOU, P.; DELMELLE, E.; PÁEZ, A. (eds.). **Spatial Analysis in Health Geography**. [Farnham]: ASHGATE, 2015.

LEITE, F. M. C. *et al.* Análise da tendência da mortalidade feminina por agressão no Brasil, estados e regiões. **Ciência & Saúde Coletiva**, [S.I.], v. 22, n. 9, p. 2971–2978, 2017.

LEMOS, F. C. S. *et al.* UNESCO, mulheres e biopoder no Brasil: alguns apontamentos. **Fractal: Revista de Psicologia**, Rio de Janeiro, v. 29, n. 3, p. 224–230, 2017.

LEONE, S.; PRIVITERA, S.; CUNHA, J. T. da. **Dicionário de bioética**. 1. ed. Aparecida - Brasil: Editora Santuário, 2001.

LUCENA, K. D. T. *et al.* Análise espacial da violência doméstica contra a mulher entre os anos de 2002 e 2005 em João Pessoa, Paraíba, Brasil. **Cadernos de Saúde Pública**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 6, p. 1111–1121, 2012.

MASON, R.; O'RINN, S. E. Co-occurring intimate partner violence, mental health, and substance use problems: a scoping review. **Global Health Action**, Ontario - Canada, v. 7, n. 1, p. 1–17, 2014.

MELCHIONNA, F. *et al.* **Mapa dos Direitos Humanos, do Direito à Cidade e da Segurança Pública de Porto Alegre 2015**. 1. ed. Porto Alegre: Stampa Comunicação, 2015.

MENEGHEL, S. N. *et al.* Repercussões da Lei Maria da Penha no enfrentamento da violência de gênero. **Ciência & Saúde Coletiva**, [S.I.], v. 18, n. 3, p. 691–700, 2013.

MENEGHEL, S. N. *et al.* Femicídios: estudo em capitais e municípios brasileiros de grande porte populacional. **Ciência & Saúde Coletiva**, [S.I.], v. 22, n. 9, p. 2963–2970, 2017.

MENEGHEL, S. N.; PORTELLA, A. P. Femicídios: conceitos, tipos e cenários. **Ciência & Saúde Coletiva**, [S.I.], v. 22, n. 9, p. 3077–3086, 2017.

MERRILL, R. M. Injury-Related Deaths according to Environmental, Demographic, and Lifestyle Factors. **Journal of Environmental and Public Health**, [S.I.], v. 2019, p. 1–12, 2019.

MINITAB. **Modelos aditivos e modelos multiplicativos**. 2017. Disponível em: <<https://support.minitab.com/pt-br/minitab/18/help-and-how-to/modeling-statistics/time-series/supporting-topics/time-series-models/additive-and-multiplicative-models/>>. Acesso em: 8 jun. 2019.

MODENA, M. R. **Conceito e Formas de Violência**. 1. ed. Caxias do Sul: EDUCS, 2016.

MONTGOMERY, D. C. **Introdução ao Controle Estatístico de Qualidade**. 7. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2016.

NOTTERMAN, D. A.; MITCHELL, C. Epigenetics and Understanding the Impact of Social Determinants of Health. **Pediatric Clinics of North America**, Maryland Heights, v. 62, n. 5, p. 1227–1240, 2015.

ORTEGA, E.; OCHOA, C. Estudios ecológicos en Epidemiología. **Evidencias en Pediatría**, [S.I.], v. 11, n. 69, p. 1–5, 2015.

OYANA, T. J.; MARGAI, F. M. **Spatial Analysis: statistics, visualization, and computational methods**. 1. ed. Boca Raton: CRC Press, 2016.

PASTOR, J. M. C. *et al.* **Manual de Medicina Legal para Juristas**. 1. ed. Santo Domingo: Editora Ortega S.R.L, 2016.

PAVIANI, J. Conceitos e Formas de Violência. *In: Conceitos e Formas de Violência*. 1. ed. Caxias do Sul: EDUCS, 2016. p. 8–20.

PEEK-ASA, C. *et al.* Rural Disparity in Domestic Violence Prevalence and Access to Resources. **Journal of Women's Health**, Iowa, v. 20, n. 11, p. 1743–1749, 2011.

PIMPLER, E. **Spatial Analytics with ArcGIS**. 1. ed. Birmingham: Packt, 2017.

PNUD; IPEA; FJP. **Atlas de Desenvolvimento Humano no Brasil**. 2013. Disponível em: <<http://www.atlasbrasil.org.br/2013/pt/home/>>. Acesso em: 2 jan. 2019.

PROVENZA, M. M. *et al.* Análise e Previsão de Séries Temporais do Homicídio Doloso no Rio De Janeiro. **Revista Cadernos de Estudos Sociais e Políticos**, Rio de Janeiro, v. 4, n. 7, p. 63–85, 2015.

RADTKE, K. M. *et al.* Transgenerational impact of intimate partner violence on methylation in the promoter of the glucocorticoid receptor. **Translational Psychiatry**, [Konstanz-Germany], v. 1, n. 7, p. e21–e21, 2011.

RODRIGUES, N. C. P. *et al.* The increase in domestic violence in Brazil from 2009-2014. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 22, n. 9, p. 2873–2880, 2017.

SALFATI, C. Gabrielle; JAMES, Alison R.; FERGUSON, Lynn. Prostitute Homicides. **Journal of Interpersonal Violence**, [*S. I.*], v. 23, n. 4, p.505-543, 2008.

SANZ-BARBERO, B. *et al.* Perfil sociodemográfico del feminicidio en España y su relación con las denuncias por violencia de pareja. **Gaceta Sanitaria**, Madrid, v. 30, n. 4, p. 272–278, 2016.

SIEGEL, M. B.; ROTHMAN, E. F. Firearm Ownership and the Murder of Women in the United States: Evidence That the State-Level Firearm Ownership Rate Is Associated with the Nonstranger Femicide Rate. **Violence And Gender**, [*S. I.*], v. 3, n. 1, p.20-26, 2016.

SILVEIRA, R. S.; NARDI, H. C. Interseccionalidade gênero, raça e etnia e a lei Maria da Penha. **Psicologia & Sociedade**, [*S.I.*], v. 26, n. spe, p. 14–24, 2014.

SOUSA, C. A. M.; SILVA, C. M. F. P.; SOUZA, E. R. de. Determinants of homicides in the state of Bahia, Brazil, in 2009. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 17, n. 1, p. 135–146, 2014.

SOUSA, G. S. *et al.* Social determinants and their interference in homicide rates in a city in northeastern Brazil. **Revista Brasileira de Epidemiologia**, São Paulo, v. 17, n. suppl 2, p. 194–203, 2014.

SPARKS, R. S.; KEIGHLEY, T.; MUSCATELLO, D. Optimal exponentially weighted moving average (EWMA) plans for detecting seasonal epidemics when faced with non-homogeneous negative binomial counts. **Journal of Applied Statistics**, [S.I.], v. 38, n. 10, p. 2165–2181, 2011.

STÖCKL, H. *et al.* The global prevalence of intimate partner homicide: a systematic review. **The Lancet**, [S.I.], v. 382, n. 9895, p. 859–865, 2013.

TAVARES, R. *et al.* Homicídios e vulnerabilidade social. **Ciência & Saúde Coletiva**, Rio de Janeiro, v. 21, n. 3, p. 923–934, 2016.

THOMPSON, S. K. The Spatial Distribution and Social Ecology of “Public” and “Private” Homicide Types in Toronto. **Homicide Studies**, Toronto, v. 19, n. 2, p. 149–174, 2015.

TOPRAK, S.; ERSOY, G. Femicide in Turkey between 2000 and 2010. **PLOS ONE**, Istanbul, v. 12, n. 8, p. e0182409, 2017.

TORRECILLA, J. L. *et al.* Evolution and study of a copycat effect in intimate partner homicides: A lesson from Spanish femicides. **PLOS ONE**, Mad, v. 14, n. 6, p. e0217914, 2019.

VAN PATTEN, I. T.; DELHAUER, P. Q. Sexual homicide: a spatial analysis of 25 years of deaths in Los Angeles. **J Forensic Sci**, [S.I.], v. 52, n. 5, p. 1129–1141, 2007.

WAISELFISZ, J. J. **Homicídio de mulheres no Brasil**. 1^a ed. Brasília: FLACSO BRASIL, 2015. v. 1.

WASELFISZ, J. J. **Homicídios por armas de fogo no Brasil**, FLACSO BRASIL, 2016.

WANZINACK, C.; SIGNORELLI, M. C.; REIS, C. Homicides and socio-environmental determinants of health in Brazil: a systematic literature review. **Cadernos de Saúde Pública**, [S. I.], v. 34, n. 12, p. e00012818, 2018.

WELLS, J.; WALSH, A. Biosocial Theories in Criminology. *In*: **Oxford Research Encyclopedia of Criminology and Criminal Justice**. Boise: Oxford University Press, 2019.

WINTER, S.C.; BARCHI, F. Access to sanitation and violence against women: evidence from Demographic Health Survey (DHS) data in Kenya. **Int J Environ Health Res**, [S. I.], v. 26, n. 3. p. 291–305, 2016.

WHO. **Femicide: Understanding and Addressing Violence Against Women**. [S.I.]: WHO publications, 2012.

WHO. **Global and regional estimates of violence against women: prevalence and health effects of intimate partner violence and nonpartner sexual violence**. Geneva: World Health Organization Press, 2013.

ZEOLI, A. M.; MALINSKI, R.; TURCHAN, B. Risks and Targeted Interventions: Firearms in Intimate Partner Violence. **Epidemiologic Reviews**, [East Lansing], v. 38, p. 125–139, 2016.

APÊNDICE A – Instrumento de coleta

INSTRUMENTO DE COLETA DE DADOS

Caso codificado por ordem temporal (1 – 99999): _____ Idade: _____ (anos)

Raça/cor: _____ Escolaridade: _____ Estado civil: _____

Data do óbito: ____/____/____

Mês do ano: _____ (janeiro a dezembro)

Município de residência: _____

Município de ocorrência do óbito: _____

Local ou estabelecimento de ocorrência do óbito: _____

Coordenação Regional de Saúde: _____

Tipo de agressão física intencional

Lesão por arma de fogo (CID 10 X93-X95): ()

Lesão por instrumento perfurante, cortante ou contundente (CID 10 X99 e Y00) ()

Lesão por enforcamento (CID 10 X91) ()

Lesão por maus tratos (CID 10 Y04-Y07) ()

Por outros tipos de lesões (CID 10 X85-X90, X92, X96, Y01-Y03, X97-X98) ()

Por lesão não especificada (CID 10 Y08-Y09) ()

ANEXO A – Aprovação no comitê de ética



PARECER CONSUBSTANCIADO DO CEP

DADOS DO PROJETO DE PESQUISA

Título da Pesquisa: Mapeamento do feminicídio no Piauí: evolução espaço-temporal

Pesquisador: Malvina Thaís Pacheco Rodrigues

Área Temática:

Versão: 1

CAAE: 80825817.0.0000.5214

Instituição Proponente: FUNDACAO UNIVERSIDADE FEDERAL DO PIAUI

Patrocinador Principal: Financiamento Próprio

DADOS DO PARECER

Número do Parecer: 2.468.423

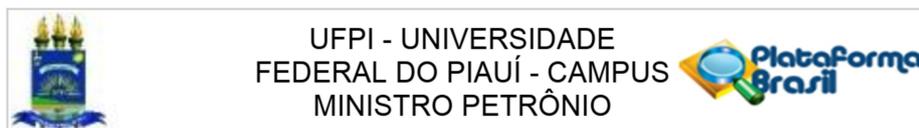
Apresentação do Projeto:

Trata-se de projeto de pesquisa intitulado MAPEAMENTO DO FEMINICÍDIO NO PIAUÍ: EVOLUÇÃO ESPAÇO-TEMPORAL que tem como pesquisadora responsável MALVINA THAÍS PACHECO RODRIGUES. A pesquisadora informa que será realizado um estudo analítico e transversal com dados do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) da Secretaria de Vigilância em Saúde do Ministério da Saúde (SVS/MS.) incluindo apenas óbitos de mulheres por agressão física intencional. A pesquisadora afirma que os dados serão obtidos de fontes públicas (SIM, Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística [IBGE] e MS/SVS). O banco de dados do SIM fornece informações sobre todos os óbitos no Estado do Piauí para o ano correspondente, omitindo-se o nome e o endereço completo da vítima. Havendo, por conseguinte, a necessidade de filtrar os dados para o gênero e para o CID 10 de interesse. O IBGE e o MS/SVS disponibilizam projeções populacionais para os anos intercensitários e a contagem populacional censitária em arquivos disponíveis em suas páginas eletrônicas e de modo livre. Serão incluídos todos os óbitos de mulheres por agressão física intencional segundo a Décima Revisão da Classificação Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde (CID10) codificada no intervalo X85 a Y09.

Objetivo da Pesquisa:

Identificar as características sociodemográficas, espaciais e temporais dos homicídios de mulheres, calcular o risco de feminicídio em cada município do Estado do Piauí, apresentar padrões temporais na ocorrência do feminicídio, produzir mapas temáticos da distribuição

Endereço: Campus Universitário Ministro Petronio Portella - Pró-Reitoria de Pesquisa
Bairro: Ininga **CEP:** 64.049-550
UF: PI **Município:** TERESINA
Telefone: (86)3237-2332 **Fax:** (86)3237-2332 **E-mail:** cep.ufpi@ufpi.edu.br



Continuação do Parecer: 2.468.423

espacial do feminicídio no Estado do Piauí.

Avaliação dos Riscos e Benefícios:

A pesquisadora informa que não haverá riscos diretos porque na pesquisa não há propostas de intervenções ou exposição de dados pessoais. Informa que os bancos de dados são públicos e preservam a privacidade de familiares das vítimas. Como benefícios afirma que a pesquisa trará informações epidemiológicas de interesse para pesquisadores sociais e para gestores em saúde e segurança pública.

Comentários e Considerações sobre a Pesquisa:

A pesquisa é relevante para área.

Considerações sobre os Termos de apresentação obrigatória:

Os termos de apresentação obrigatória foram anexados.

Conclusões ou Pendências e Lista de Inadequações:

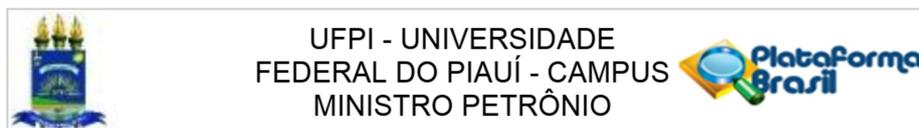
Projeto de pesquisa com parecer APROVADO e apto para início da coleta de dados.

Considerações Finais a critério do CEP:

Este parecer foi elaborado baseado nos documentos abaixo relacionados:

Tipo Documento	Arquivo	Postagem	Autor	Situação
Informações Básicas do Projeto	PB_INFORMAÇÕES_BÁSICAS_DO_PROJETO_1044542.pdf	05/12/2017 17:12:52		Aceito
Informações Básicas do Projeto	PB_INFORMAÇÕES_BÁSICAS_DO_PROJETO_1044542.pdf	05/12/2017 17:06:13		Aceito
Informações Básicas do Projeto	PB_INFORMAÇÕES_BÁSICAS_DO_PROJETO_1044542.pdf	05/12/2017 16:56:49		Aceito
Outros	TermoConfidencialidade.pdf	05/12/2017 16:55:11	Malvina Thaís Pacheco Rodrigues	Aceito
Outros	InstrumentoColetaDados.pdf	05/12/2017 16:54:35	Malvina Thaís Pacheco Rodrigues	Aceito
Outros	Lattes.pdf	05/12/2017 16:54:02	Malvina Thaís Pacheco Rodrigues	Aceito
Outros	SolitacaoAutorizacaoUsoBancoDados.pdf	05/12/2017 16:53:30	Malvina Thaís Pacheco Rodrigues	Aceito
Outros	CARTA.pdf	05/12/2017 16:52:42	Malvina Thaís Pacheco Rodrigues	Aceito
Declaração de Pesquisadores	DeclaracaoPesquisador.pdf	05/12/2017 16:52:13	Malvina Thaís Pacheco Rodrigues	Aceito
Folha de Rosto	folhaDeRosto.pdf	05/12/2017 16:35:05	Malvina Thaís Pacheco Rodrigues	Aceito

Endereço: Campus Universitário Ministro Petronio Portella - Pró-Reitoria de Pesquisa
Bairro: Ininga **CEP:** 64.049-550
UF: PI **Município:** TERESINA
Telefone: (86)3237-2332 **Fax:** (86)3237-2332 **E-mail:** cep.ufpi@ufpi.edu.br



Continuação do Parecer: 2.468.423

Projeto Detalhado / Brochura Investigador	Projeto.pdf	30/11/2017 15:15:30	Malvina Thaís Pacheco Rodrigues	Aceito
Orçamento	ORCAMENTO.pdf	30/11/2017 15:13:47	Malvina Thaís Pacheco Rodrigues	Aceito
Cronograma	CRONOGRAMA.pdf	30/11/2017 15:13:06	Malvina Thaís Pacheco Rodrigues	Aceito

Situação do Parecer:

Aprovado

Necessita Apreciação da CONEP:

Não

TERESINA, 17 de Janeiro de 2018

Assinado por:
Herbert de Sousa Barbosa
(Coordenador)

Endereço: Campus Universitário Ministro Petronio Portella - Pró-Reitoria de Pesquisa
Bairro: Ininga **CEP:** 64.049-550
UF: PI **Município:** TERESINA
Telefone: (86)3237-2332 **Fax:** (86)3237-2332 **E-mail:** cep.ufpi@ufpi.edu.br

ANEXO B – Divisão municipal das coordenações regionais de saúde



Regionais de Saúde:

- Coordenação Regional de Saúde de Teresina (Agricolândia, Água Branca, Alto longa, Altos, Amarante, Angical, Barro Duro, Beneditinos, Coivaras, Curralinhos, Demerval Lobão, Hugo Napoleão, Jardim do Mulato, José de Freitas, Lagoa Alegre, Lagoa do Piauí, Lagoinha do Piauí, Miguel Alves, Miguel Leão, Monsenhor Gil, Nazária do Piauí, Olho D'água do Piauí, Palmeirais, Passagem Franca do Piauí, Pau Darco, Regeneração, Santo Antonio dos Milagres, São Gonçalo do Piauí, São Pedro do Piauí, Teresina, União).
- Coordenação Regional de Saúde de Parnaíba (Bom Princípio do Piauí, Buriti dos Lopes, Cajueiro da Praia, Caraúbas do Piauí, Caxingó, Cocal, Cocal dos Alves, Ilha Grande, Luis Correia, Murici dos Portelas, Parnaíba).
- Coordenação Regional de Saúde de Picos (Acauã, Alagoinha do Piauí, Alegrete do Piauí, Aroeira do Itaim, Belém do Piauí, Betânia do Piauí, Bocaina, Caldeirão grande do Piauí, Campo Grande do Piauí, Caridade do Piauí, Curral novo, Dom Expedito Lopes, Francisco Macedo, Francisco Santos, Fronteiras, Geminiano, Ipiranga do Piauí, Itainópolis, Jacobina do Piauí, Jaicós, Marcolândia, Massapê do Piauí, Monsenhor Hipólito, Padre Marcos, Paquetá, Patos do Piauí, Paulistana, Pio IX, Queimada Nova, Santa Cruz do Piauí, Santana do Piauí, Santo Antônio de Lisboa, São João da Canabrava, São José do Piauí, São Julião, São Luis do Piauí, Simões, Sussuapara, Vera Mendes, Vila Nova do Piauí, Wall Ferraz).



- Coordenação Regional de Saúde de Floriano (Arraial, Bertolínia, Brejo do Piauí, Canaveira, Canto do Buriti, Flores do Piauí, Floriano, Francisco Ayres, Guadalupe, Itaueira, Jerumenha, Landri Sales, Manoel Emídio, Marcos Parente, Nazaré do Piauí, Nova Santa Rita, Paes Landin, Pajeú do Piauí, Pavussu, Pedro Laurentino, Porto Alegre do Piauí, Ribeira do Piauí, Rio Grande do Piauí, São Francisco do Piauí, São José do Peixe, São Miguel do Fidalgo, Socorro do Piauí, Tamboril do Piauí).
- Coordenação Regional de Saúde de Piripiri (Barras, Batalha, Brasileira, Campo Largo do Piauí, Domingos Mourão, Esperantina, Joaquim Pires, Joca Marques, Lagoa de São Francisco, Luzilândia, Madeiro, Matias Olimpio, Milton Brandão, Morro do Chapéu do Piauí, Nossa Senhora dos Remédios, Pedro II, Piracuruca, Piripiri, Porto, São João da Fronteira, São João do Arraial, São José do Divino).
- Coordenação Regional de Saúde de Campo Maior (Assunção do Piauí, Boa Hora, Boqueirão do Piauí, Buriti dos Montes, Cabeceiras do Piauí, Campo Maior, Capitão de Campos, Castelo do Piauí, Cocal de Telha, Jatobá do Piauí, Juazeiro do Piauí, Nossa Senhora de Nazaré, Novo Santo Antônio, São João da Serra, São Miguel do Tapuio, Sigefredo Pacheco).
- Coordenação Regional de Saúde de Oeiras (Bela Vista do Piauí, Cajazeiras do Piauí, Campinas do Piauí, Colônia do Piauí, Conceição do Canindé, Floresta do Piauí, Isaías Coelho, Oeiras, Santa Rosa do Piauí, Santo Inácio do Piauí, São Francisco de Assis do Piauí, São João da Varjota, Simplício Mendes, Tanque do Piauí).



- Coordenação Regional de Saúde de São Raimundo Nonato (Anísio de Abreu, Bonfim do Piauí, Campo Alegre do Fidalgo, Capitão Gervásio Oliveira, Caracol, Coronel José Dias, Dirceu Arcoverde, Dom Inocêncio, Fatura do Piauí, Guaribas, João Costa, Jurema, Lagoa do Barro do Piauí, São Braz do Piauí, São João do Piauí, São Lourenço do Piauí, São Raimundo Nonato, Várzea Branca).
- Coordenação Regional de Saúde de Valença (Aroazes, Barra d' Alcântara, Elesbão Veloso, Francinópolis, Inhuma, Lago do Sítio, Novo Oriente do Piauí, Pimenteiras, Prata do Piauí, Santa Cruz dos Milagres, São Félix do Piauí, São Miguel da Baixa Grande, Valença do Piauí, Várzea Grande).
- Coordenação Regional de Saúde de Uruçuí (Antônio Almeida, Baixa Grande do Ribeiro, Ribeiro Gonçalves, Sebastião Leal, Uruçuí).
- Coordenação Regional de Saúde de Bom Jesus (Alvorada do Gurguéia, Avelino Lopes, Barreiras do Piauí, Bom Jesus, Colônia do Gurguéia, Corrente, Cristalândia do Piauí, Cristino Castro, Curimatá, Currais, Eliseu Martins, Gilbués, Júlio Borges, Monte Alegre, Morro Cabeça no Tempo, Palmeira do Piauí, Parnaguá, Redenção do Gurguéia, Riacho Frio, Santa Filomena, Santa Luz, São Gonçalo do Gurguéia, Sebastião Barros).

ANEXO C – Modelo de declaração de óbito

República Federativa do Brasil Ministério da Saúde 1ª VIA - SECRETARIA DE SAÚDE		Declaração de Óbito	
I Identificação	1 Tipo de óbito <input type="checkbox"/> Fetal <input type="checkbox"/> Não Fetal	2 Data do óbito Hora	3 Cartão SUS
	4 Naturalidade Município / UF (se estrangeiro informar País)		
	5 Nome do Falecido		
	6 Nome do Pai	7 Nome da Mãe	
II Residência	8 Data de nascimento	9 Idade Anos completos Meses Dias Horas Minutos Ignorado	10 Sexo <input type="checkbox"/> M - Masc. <input type="checkbox"/> F - Fem. <input type="checkbox"/> I - Ignorado
	11 Raça/Cor 1 <input type="checkbox"/> Branca 4 <input type="checkbox"/> Parda 2 <input type="checkbox"/> Preta 5 <input type="checkbox"/> Indígena 3 <input type="checkbox"/> Amarela		12 Situação conjugal 1 <input type="checkbox"/> Solteiro 4 <input type="checkbox"/> Separado judicialmente/divorçado 2 <input type="checkbox"/> Casado 5 <input type="checkbox"/> União estável 3 <input type="checkbox"/> Viúvo 9 <input type="checkbox"/> Ignorada
	13 Escolaridade (última série concluída) Nível 0 <input type="checkbox"/> Sem escolaridade 3 <input type="checkbox"/> Médio (antigo 2º grau) Ignorado 1 <input type="checkbox"/> Fundamental I (1ª a 4ª Série) 4 <input type="checkbox"/> Superior incompleto 2 <input type="checkbox"/> Fundamental II (5ª a 8ª Série) 5 <input type="checkbox"/> Superior completo		14 Ocupação habitual (informar anterior, se aposentado / desempregado) Código CBO 2002
III Ocorrência	15 Logradouro (rua, praça, avenida, etc.)		16 CEP
	17 Bairro/Distrito	18 Município de residência	19 UF
	20 Local de ocorrência do óbito 1 <input type="checkbox"/> Hospital 3 <input type="checkbox"/> Domicílio 5 <input type="checkbox"/> Outros Ignorado 2 <input type="checkbox"/> Outros estab. saúde 4 <input type="checkbox"/> Via pública 9		21 Estabelecimento Código CNES
IV Fetal ou menor que 1 ano	22 Endereço da ocorrência, se fora do estabelecimento ou da residência (rua, praça, avenida, etc.)		
	23 CEP	24 Bairro/Distrito	25 Município de ocorrência
	26 UF	27 Idade (anos)	28 Escolaridade (última série concluída) Nível 0 <input type="checkbox"/> Sem escolaridade 3 <input type="checkbox"/> Médio (antigo 2º grau) Ignorado 1 <input type="checkbox"/> Fundamental I (1ª a 4ª Série) 4 <input type="checkbox"/> Superior incompleto 2 <input type="checkbox"/> Fundamental II (5ª a 8ª Série) 5 <input type="checkbox"/> Superior completo
V Condições e causas do óbito	29 Ocupação habitual (informar anterior, se aposentada / desempregada) Código CBO 2002		
	30 Número de filhos vivos	31 Nº de semanas de gestação	32 Tipo de gravidez
	33 Tipo de parto	34 Morte em relação ao parto	35 Peso ao nascer
VI Médico	36 Número da Declaração de Nascido Vivo		37 Átomo de gravidez
	38 Recebeu assist. médica durante a doença que ocasionou a morte?		39 Necropsia?
	40 CAUSAS DA MORTE PARTE I Doença ou estado mórbido que causou diretamente a morte. a) Devido ou como consequência de: b) Estados mórbidos, se existirem, que produziram a causa acima registrada, mencionando-se em último lugar a causa básica. c) Devido ou como consequência de: d) PARTE II Outras condições significativas que contribuíram para a morte, e que não entraram, porém, na cadeia acima.		
VII Causas externas	41 Nome do Médico		42 CRM
	43 Óbito atestado por Médico		44 Município e UF do SVO ou IML
	45 Meio de contato (telefone, fax, e-mail, etc.)		46 Data do atestado
VIII Cartório	47 Assinatura		48 Tipo
	49 Acidente do trabalho		50 Fonte da informação
	51 Descrição sumária do evento, incluindo o tipo de local de ocorrência		
IX Localid. S/Médico	52 SE A OCORRÊNCIA FOR EM VIA PÚBLICA, ANOTAR O ENDEREÇO Logradouro (rua, praça, avenida, etc.)		
	53 Cartório		54 Registro
	55 Data		56 UF
57 Declarante		58 Testemunhas A B	

Versão 01/10 - 2ª Impressão 11/2010

ANEXO D – Questionário básico do censo demográfico 2010

 Censo Demográfico 2010 CD 2010 Questionário Básico		MUNICÍPIO: <input type="text"/> POSTO DE COLETA: <input type="text"/>				
1 IDENTIFICAÇÃO DO DOMICÍLIO						
1.01 UF	1.02 MUNICÍPIO	1.03 DISTRITO	1.04 SUBDISTRITO	1.05 SETOR	1.06 Nº DA QUADRA	1.07 Nº DA FACE
<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>
LOCALIDADE:				CEP:		
<input type="text"/>				<input type="text"/>		
LOGRADOURO: (Endereço completo)						
<input type="text"/>						
ESPÉCIES DE DOMICÍLIO OCUPADO						
1.08	<input type="checkbox"/> 1 - DOMICÍLIO PARTICULAR PERMANENTE OCUPADO <input type="checkbox"/> 5 - DOMICÍLIO PARTICULAR IMPROVISADO OCUPADO		<input type="checkbox"/> 6 - DOMICÍLIO COLETIVO COM MORADOR Siga 1.09			
TIPO						
1.09	<input type="checkbox"/> 11 - CASA <input type="checkbox"/> 12 - CASA DE VILA OU EM CONDOMÍNIO <input type="checkbox"/> 13 - APARTAMENTO <input type="checkbox"/> 14 - HABITAÇÃO EM: CASA DE CÔMODOS, CORTIÇO OU CABEÇA DE PORCO <input type="checkbox"/> 15 - OCA OU MALOCA <input type="checkbox"/> 51 - TENDA OU BARRACA <input type="checkbox"/> 52 - DENTRO DO ESTABELECIMENTO		<input type="checkbox"/> 53 - OUTRO (VAGÃO, TRAILER, GRUTA, ETC.) <input type="checkbox"/> 61 - ASILO, ORFANATO E SIMILARES COM MORADOR <input type="checkbox"/> 62 - HOTEL, PENSÃO E SIMILARES COM MORADOR <input type="checkbox"/> 63 - ALOJAMENTO DE TRABALHADORES COM MORADOR <input type="checkbox"/> 64 - PENITENCIÁRIA, PRESÍDIO OU CASA DE DETENÇÃO COM MORADOR <input type="checkbox"/> 65 - OUTRO COM MORADOR Se código 1 no quesito 1.08, siga para o quesito 2.01 Se código 5 no quesito 1.08, siga para o quesito 3.01 Se código 6 no quesito 1.08, siga para o quesito 4.01			
Obs.: A categoria em negrito só foi disponibilizada em setores de terras indígenas.						
2 PARA DOMICÍLIOS PARTICULARES PERMANENTES OCUPADOS CARACTERÍSTICAS DO DOMICÍLIO						
2.01 - ESTE DOMICÍLIO É:						
<input type="checkbox"/> 1 - PRÓPRIO DE ALGUM MORADOR - JÁ PAGO <input type="checkbox"/> 2 - PRÓPRIO DE ALGUM MORADOR - AINDA PAGANDO <input type="checkbox"/> 3 - ALUGADO		<input type="checkbox"/> 4 - CEDIDO POR EMPREGADOR <input type="checkbox"/> 5 - CEDIDO DE OUTRA FORMA <input type="checkbox"/> 6 - OUTRA CONDIÇÃO Siga 2.02				
2.02 - QUANTOS BANHEIROS DE USO EXCLUSIVO DOS MORADORES EXISTEM NESTE DOMICÍLIO? (Inclusive os localizados no terreno ou na propriedade)						
<input type="checkbox"/> 1 - BANHEIRO(S) COM CHUVEIRO (OU BANHEIRA) E VASO SANITÁRIO (OU PRIVADA)		(Se 0(zero), siga 2.03. Caso contrário, passe ao 2.04) (Se 9 ou mais de 9, registre 9. Se não existir registre 0 (zero))				
2.03 - UTILIZA SANITÁRIO OU BURACO PARA DEJEIÇÕES, INCLUSIVE OS LOCALIZADOS NO TERRENO OU NA PROPRIEDADE? (Cercado por paredes de qualquer material)						
<input type="checkbox"/> 1 - SIM (Siga 2.04)		<input type="checkbox"/> 2 - NÃO (Passe ao 2.05)			Obs.: Dependendo da região do país, sanitário pode ser conhecido como: casinha, patente, latrina privada, sentina, retrete, casa-de-força, cambrone	
2.04 - O ESGOTO DO BANHEIRO OU SANITÁRIO É LANÇADO (JOGADO) EM:						
<input type="checkbox"/> 1 - REDE GERAL DE ESGOTO OU PLUVIAL <input type="checkbox"/> 2 - FOSSA SÉPTICA		<input type="checkbox"/> 3 - FOSSA RUDIMENTAR <input type="checkbox"/> 4 - VALA		<input type="checkbox"/> 5 - RIO, LAGO OU MAR <input type="checkbox"/> 6 - OUTRO Siga 2.05		

2.05 – A FORMA DE ABASTECIMENTO DE ÁGUA UTILIZADA NESTE DOMICÍLIO É:

1 - REDE GERAL DE DISTRIBUIÇÃO 5 - ÁGUA DA CHUVA ARMAZENADA EM CISTERNA 8 - OUTRA
 2 - POÇO OU NASCENTE NA PROPRIEDADE 6 - ÁGUA DA CHUVA ARMAZENADA DE OUTRA FORMA 9 - POÇO OU NASCENTE NA ALDEIA
 3 - POÇO OU NASCENTE FORA DA PROPRIEDADE 7 - RIOS, AÇUDES, LAGOS E IGARAPÉS 10 - POÇO OU NASCENTE FORA DA ALDEIA
 4 - CARRO-PIPA

Obs.: As categorias em negrito só foram disponibilizadas em setores de terras indígenas. Siga 2.06

2.06 – O LIXO DESTE DOMICÍLIO É:

1 - COLETADO DIRETAMENTE POR SERVIÇO DE LIMPEZA 4 - ENTERRADO (Na propriedade) 6 - JOGADO EM RIO, LAGO OU MAR
 2 - COLOCADO EM CAÇAMBA DE SERVIÇO DE LIMPEZA 5 - JOGADO EM TERRENO BALDIO OU LOGRADOURO 7 - TEM OUTRO DESTINO
 3 - QUEIMADO (Na propriedade)

Siga 2.07

2.07 – EXISTE ENERGIA ELÉTRICA NO DOMICÍLIO?

1 - SIM, DE COMPANHIA DISTRIBUIDORA Siga 2.08 2 - SIM, DE OUTRAS FONTES Passe ao 3.01 3 - NÃO EXISTE ENERGIA ELÉTRICA Passe ao 3.01

2.08 - EXISTE MEDIDOR OU RELÓGIO NO DOMICÍLIO?

1 - SIM, DE USO EXCLUSIVO 2 - SIM, DE USO COMUM 3 - NÃO TEM MEDIDOR OU RELÓGIO

Siga 3.01

3**PARA DOMICÍLIOS PARTICULARES - EMIGRAÇÃO INTERNACIONAL**

3.01 - ALGUMA PESSOA QUE MORAVA COM VOCÊ(S) ESTAVA MORANDO EM OUTRO PAÍS EM 31 DE JULHO DE 2010?

- 1 - SIM (Siga 3.02) 2 - NÃO (Passe ao 4.01)

3.02 - NOME Siga 3.03	3.03 - SEXO 1 - M 2 - F Siga 3.04	3.04 - ANO DE NASCIMENTO Siga 3.05	3.05 - ANO DA ÚLTIMA PARTIDA PARA MORAR EM OUTRO PAÍS Siga 3.06	3.06 - PAÍS DE RESIDÊNCIA EM 31 DE JULHO DE 2010 Siga 4.01
	<input type="checkbox"/>	_ _ _ ano	_ _ _ ano	
	<input type="checkbox"/>	_ _ _ ano	_ _ _ ano	
	<input type="checkbox"/>	_ _ _ ano	_ _ _ ano	

INFORMAÇÕES SOBRE MORADORES**4****PARA DOMICÍLIOS PARTICULARES E COLETIVOS**

4.01 – QUANTAS PESSOAS MORAVAM NESTE DOMICÍLIO EM 31 DE JULHO DE 2010?

Siga 4.02

PARA DOMICÍLIOS PARTICULARES

4.02 – A RESPONSABILIDADE PELO DOMICÍLIO É DE:

(Pessoa Responsável pelo domicílio é aquela que é reconhecida como tal pelos demais moradores)

- 1 - APENAS UM MORADOR 2 - MAIS DE UM MORADOR

Siga 5.01

6.06 - QUAL É A SUA ETNIA OU O POVO A QUE PERTENCE?				
<input type="text"/>				
6.07 - FALA LÍNGUA INDÍGENA NO DOMICÍLIO? (Considere também o uso da língua de sinais)				
<input type="checkbox"/> 1 - SIM (Siga 6.08) <input type="checkbox"/> 2 - NÃO (Passe ao 6.09)				
6.08 - QUAL(IS)? (ESPECIFIQUE A(S) LÍNGUA(S) INDÍGENA(S) - ATÉ DOIS REGISTROS)				
6.081	<input type="text"/>			
6.083	<input type="text"/>			
6.09 - FALA PORTUGUÊS NO DOMICÍLIO? (Considere também o uso da língua de sinais)				
<input type="checkbox"/> 1 - SIM <input type="checkbox"/> 2 - NÃO				
(Tem idade menor ou igual a 10 anos, siga 6.10) (Tem idade maior do que 10 anos, passe ao 6.11)				
PARA PESSOAS COM ATÉ 10 ANOS DE IDADE				
6.10 - TEM REGISTRO DE NASCIMENTO:				
<input type="checkbox"/> 1 - DO CARTÓRIO <input type="checkbox"/> 2 - DECLARAÇÃO DE NASCIDO VIVO (DNV) DO HOSPITAL OU DA MATERNIDADE <input type="checkbox"/> 3 - REGISTRO ADMINISTRATIVO DE NASCIMENTO INDÍGENA(RANI) (Somente para aquele que se declarar ou se considerar indígena) <input type="checkbox"/> 4 - NÃO TEM <input type="checkbox"/> 5 - NÃO SABE				
(Se tem idade maior ou igual a 5 anos, siga 6.11) (Caso contrário, passe ao 6.13)				
EDUCAÇÃO				
PARA PESSOA DE 5 ANOS OU MAIS DE IDADE				
6.11 - SABE LER E ESCREVER?				
<input type="checkbox"/> 1 - SIM <input type="checkbox"/> 2 - NÃO				
(Se tem idade maior ou igual a 10 anos, siga 6.12) (Caso contrário, passe ao 6.13)				
RENDIMENTO				
PARA A PESSOA DE 10 ANOS OU MAIS DE IDADE				
6.12 - QUAL ERA O SEU RENDIMENTO MENSAL TOTAL, EM JULHO DE 2010? (DEVEM SER SOMADOS TODOS OS RENDIMENTOS MENSAIS DE TRABALHOS E DE OUTRAS FONTES DA PESSOA)				
<input type="checkbox"/> 1 - EM DINHEIRO, PRODUTOS OU MERCADORIAS <input type="checkbox"/> 2 - SOMENTE EM BENEFÍCIOS (Moradia, alimentação, treinamento, etc.) <input type="checkbox"/> 0 - NÃO TEM				
↳ 6121 - R\$ <input type="text"/> ,00				
PARA TODAS AS PESSOAS				
6.13 - ASSINALE QUEM PRESTOU AS INFORMAÇÕES DESTA PESSOA:				
<input type="checkbox"/> 1 - A PRÓPRIA PESSOA (Encerre a entrevista da pessoa) <input type="checkbox"/> 3 - NÃO MORADOR (Encerre a entrevista da pessoa)				
<input type="checkbox"/> 2 - OUTRO MORADOR 6.14 - Nome do outro morador <input type="text"/> (Encerre a entrevista da pessoa)				
7 PARA DOMICÍLIOS PARTICULARES - MORTALIDADE				
7.01 - DE AGOSTO DE 2009 A JULHO DE 2010, FALECEU ALGUMA PESSOA QUE MORAVA COM VOCÊ(S)? (Inclusive crianças recém-nascidas e idosos)				
<input type="checkbox"/> 1 - SIM (Siga 7.02) <input type="checkbox"/> 2 - NÃO (Encerre a entrevista)				
7.02 - NOME Siga 7.03	7.03 - MÊS E ANO DE FALECIMENTO Siga 7.04	7.04 - SEXO 1 - M 2 - F Siga 7.05	7.05 - IDADE AO FALECER	
			7.051 - EM ANOS UM ANO OU MAIS	7.052 - EM MESES MENOS DE UM ANO
<input type="text"/>	<input type="checkbox"/> 1 - Agosto de 2009	<input type="checkbox"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>
<input type="text"/>	<input type="checkbox"/> 2 - Setembro de 2009	<input type="checkbox"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>
<input type="text"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>
<input type="text"/>	<input type="checkbox"/> 11 - Junho de 2010	<input type="checkbox"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>
<input type="text"/>	<input type="checkbox"/> 12 - Julho de 2010	<input type="checkbox"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>

Fonte: IBGE (2010).