

Efeito da pandemia nos homicídios de mulheres perpetrados nos domicílios: uma análise de série temporal interrompida

Karen Raquel Ferreira do Nascimento

Programa de Pós-Graduação em Demografia da UFRN

Karina Cardoso Meira

Departamento de Ciências Farmacêuticas da Unifesp e Programa de Pós-Graduação em Demografia da UFRN

Resumo

Introdução: A pandemia de COVID-19 influenciou a violência de gênero globalmente, mas seu impacto nos homicídios de mulheres no Brasil permanece incerto. Este estudo analisa o efeito da pandemia nas taxas mensais de homicídios de mulheres perpetrados nos domicílios no Brasil entre 2017 e 2022. **Métodos:** Estudo ecológico longitudinal com análise de séries temporais interrompidas (STI), usando regressão Quasi-Poisson para estimar mudanças nos níveis e tendências antes e depois da pandemia, ajustando para autocorrelação e sazonalidade. Devido à alta proporção de mortes classificadas como indeterminadas e subnotificadas no sistema de mortalidade, os homicídios foram retificados. **Resultados:** As maiores taxas ocorreram nas regiões Norte e Centro-Oeste. A análise evidenciou efeitos distintos por região e método. Durante a pandemia houve aumento abrupto nas taxas nacionais (RR=1,095; $p<0,0001$), seguido de redução (RR=0,997), aumento de maior magnitude no Nordeste (RR=1,321; RR=0,993). O Norte apresentou redução imediata (RR=0,879), sem alteração na tendência, e o Sudeste mostrou apenas queda sustentada (RR=0,994). Nos homicídios por arma de fogo, o Sudeste teve elevação acentuada (RR=1,457) e posterior queda (RR=0,989), acompanhando o padrão nacional. O Centro-Oeste foi a única região com redução abrupta (RR=0,692); demais regiões permaneceram estáveis. Em homicídios por objeto cortante ou contundente, Sudeste e Nordeste apresentaram aumento abrupto seguido de queda; o Norte teve elevação progressiva (RR=1,005). O Sul mostrou redução imediata (RR=0,685), e o Centro-Oeste permaneceu estável. **Conclusão:** A pandemia promoveu aumento imediato nos homicídios de mulheres nos domicílios, seguido por declínio progressivo. No entanto, essa redução deve ser interpretada com cautela, pois a violência de gênero permanece um grave problema, exigindo políticas mais firmes, melhor vigilância do feminicídio e intervenções específicas.

Palavras-Chaves: Homicídio de Mulheres, Pandemia de COVID-19, Análise de Séries Temporais Interrompidas, Estudos Ecológicos

Introdução

O patriarcado é um sistema de dominação masculina sustentado por estruturas sociais e ideológicas que mantêm o poder dos homens e permitem o controle sobre a vida das mulheres¹⁻³. A violência de gênero, que inclui agressões verbais, psicológicas, físicas e sexuais, tendo no feminicídio sua forma mais extrema⁴⁻⁸, pode intensificar-se em crises econômicas, sanitárias, guerras e desastres naturais⁹⁻¹⁵.

Com o início das restrições da pandemia de Covid-19, observou-se aumento nas denúncias de violência doméstica em países como Turquia, França e Brasil⁹, apesar da redução nos registros de homicídios de mulheres no mesmo período¹⁰⁻¹⁴. No Brasil, as chamadas de emergência cresceram 11,8% no primeiro trimestre da quarentena, enquanto as hospitalizações por agressão caíram 12,6% no trimestre seguinte¹⁵.

Nos sistemas de informação de mortalidade brasileiros não existem dados sobre a relação entre a vítima de homicídio com o agressor, tampouco a tipificação do crime como feminicídio, que fica a

critério das autoridades policiais. Diante disto, pesquisadores sugerem algumas *proxies* para os feminicídios, como o total de homicídios femininos, homicídios femininos perpetrados por arma de fogo e homicídios femininos ocorridos no domicílio¹⁶⁻¹⁸.

Nos últimos anos o Instituto de Pesquisas Econômicas e Aplicadas (IPEA) em sua publicação “*Atlas da Violência*” tem utilizado os homicídios femininos nos domicílios como *proxy* para os feminicídios. Visto que a utilização de todos os homicídios pode superestimar as taxas de feminicídio, pois dados da segurança pública indicam que os feminicídios representam cerca 33,0% dos homicídios de mulheres¹⁶⁻¹⁷. Apesar dos homicídios de mulheres nos domicílios não possibilitar a quantificação da magnitude da incidência dos feminicídios, este indicador indireto permite reconhecer a sua dinâmica e evolução temporal¹⁶⁻¹⁷.

A literatura evidencia que, quando o assassinato de mulheres e crianças ocorre no domicílio, em mais de 60% dos casos, o perpetrador é parceiro/ex-parceiro íntimo, familiar ou conhecido da vítima¹⁶⁻¹⁸. No Brasil, no período 2000-2022, os homicídios de mulheres perpetrados no domicílio representaram 29% de todos os homicídios, variando de 27% na Região Sudeste a 36% na região Sul¹⁶⁻¹⁷. Semelhantemente ao verificado nos feminicídios, os principais métodos utilizados nos homicídios de mulheres no domicílio foram objeto contundente, penetrante ou cortante, arma de fogo e agressão física (enforcamento, asfixia e sufocação)¹⁶⁻¹⁷.

Isto posto, este estudo utiliza os homicídios de mulheres perpetrados nos domicílios como *proxy* para feminicídio. E tem como objetivo analisar o efeito da pandemia de COVID-19 nas taxas mensais de homicídios de mulheres nos domicílios brasileiros no período de janeiro de 2017 a dezembro de 2022.

Metodologia

Trata-se de um estudo ecológico de série temporal interrompida (STI), conduzido conforme as diretrizes GATHER (*Guidelines for Accurate and Transparent Health Estimates Reporting*)¹⁹. Foram analisadas as taxas mensais de homicídios de mulheres de 10 a 80 anos ou mais, no Brasil, ao longo de 72 meses, 38 pré-pandemia (janeiro de 2017 a fevereiro de 2020) e 34 pós-pandemia (março de 2020 a dezembro de 2022), considerando o primeiro caso confirmado de Covid-19 em 26 de fevereiro de 2020.

Os dados de homicídios de mulheres foram obtidos do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM/DATASUS), considerando óbitos por causas externas. Foram incluídas agressões (CID-10: X85–Y09), por arma de fogo (X93–X95), por objeto cortante ou perfurante (X99–Y00), intervenção legal (Y35) e "evento cuja intenção é indeterminada (ECI)" (Y10–Y34). Devido ao aumento de óbitos classificados como de (ECI), realizamos correções nos dados conforme o método proposto por Garcia et al. (2016)²⁰.

Corrigidos os registros de óbito, foram calculadas taxas anuais e mensais de homicídios de mulheres, estratificadas por região e método de perpetração (arma de fogo e objeto contundente, penetrante e cortante). As taxas foram padronizadas pelo método direto, utilizando a população padrão da OMS²¹. Diferenças entre as taxas foram analisadas por meio do teste de Welch e ANOVA, com comparações *post hoc* pelo teste de Tukey quando aplicável.

Para analisar o efeito da pandemia nas taxas mensais de homicídios de mulheres nos domicílios brasileiros, foram ajustados modelos de regressão Quasi-Poisson segmentada. Este método permite analisar mudança de nível (alterações abruptas das taxas após a pandemia) e tendência (alterações ao longo da pandemia)²²⁻²³.

Foram realizadas análises separadas para o Brasil como um todo, as cinco macrorregiões para os homicídios sem discriminação de método, para arma de fogo e objeto contundente, penetrante e

cortante. Em cada modelo, a unidade de observação foi o mês t dentro do estrato s ; a mesma especificação genérica foi estimada independentemente para cada s na equação (1):

$$Y_{s,t} \sim \text{Quasi-Poisson}(\mu_{s,t})$$

$$\log(\mu_{s,t}) = \beta_0 + \beta_1 T + \beta_2 X_t + \beta_3 (T - T_0) X_t + \text{offset}(\log(\text{Pop}_{s,t})) \quad (1)$$

onde $Y_{s,t}$ representa o número mensal de homicídio de mulheres nos domicílios no estrato s e mês t e $\mu_{s,t}$, sua média esperada. A covariável T conta os meses desde janeiro de 2017 ($T = 72$), enquanto X_t é igual 0 antes da pandemia e 1 de março de 2020 em diante ($T = 34$). O parâmetro β_0 representa o nível de base em $T = 0$; β_1 captura a tendência pré-pandemia; β_2 mudança de nível imediata no início da pandemia; e β_3 quantifica a mudança de inclinação após essa intervenção. Finalmente, o termo $\text{offset}(\log(\text{Pop}_{s,t}))$ ajusta o modelo para estimar taxas de homicídios, normalizando o desfecho pelo tamanho da população de referência²³.

Na construção dos modelos, avaliou-se a presença de sazonalidade por meio da inclusão de termos de Fourier, especificamente dois pares de funções seno e cosseno correspondentes aos dois primeiros harmônicos com periodicidade anual (12 meses)^{23,24}. A verificação de autocorrelação serial nos resíduos foi realizada pelo teste de Durbin-Watson²⁵, considerando seus valores críticos, e pela inspeção visual dos gráficos da Função de Autocorrelação (ACF) e da Função de Autocorrelação Parcial (PACF). Na presença de autocorrelação significativa, incluíram-se ao modelo termos autorregressivos, definidos com base nos picos relevantes identificados na PACF, resultando em um modelo autoregressivo do tipo AR(p) adequado^{23,24}.

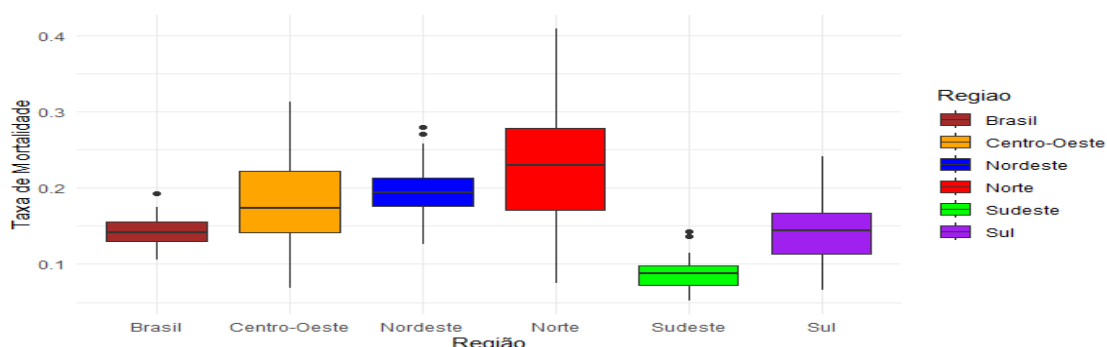
A seleção do modelo de melhor ajuste considerou os critérios de parcimônia e qualidade de ajuste do modelo, incluindo a *deviance* e *deviance residual*. Após identificar o modelo de melhor ajuste, os resultados foram apresentados como risco relativo (RR) e seus respectivos intervalos de confiança de 95% (IC95%). Esses valores foram obtidos pela exponenciação dos parâmetros do modelo quase-Poisson²³. Todas as análises foram realizadas no programa R versão 4.3.2, com nível de significância de 5%.

Resultados

As taxas mensais de homicídios de mulheres, por 100,000 mulheres, perpetradas no domicílio foram mais elevadas nas regiões Norte (0,23) e Centro-Oeste (0,18), essas localidades também apresentaram maior variabilidade dos coeficientes de mortalidade. O Sul (0,14) e Sudeste (0,08) mostraram as menores taxas médias de mortalidade, e a menor variabilidade foi observada nas regiões Sudeste e Nordeste (**Figura 1**). Essas diferenças são estatisticamente significativas de acordo com a ANOVA ($p < 0,0001$). O teste de tukey identificou não haver diferença estatisticamente significativa ao comparar as taxas de mortalidade do Brasil com a região Sul ($p = 0,99$) e entre as regiões Nordeste e Centro-Oeste ($p = 0,26$).

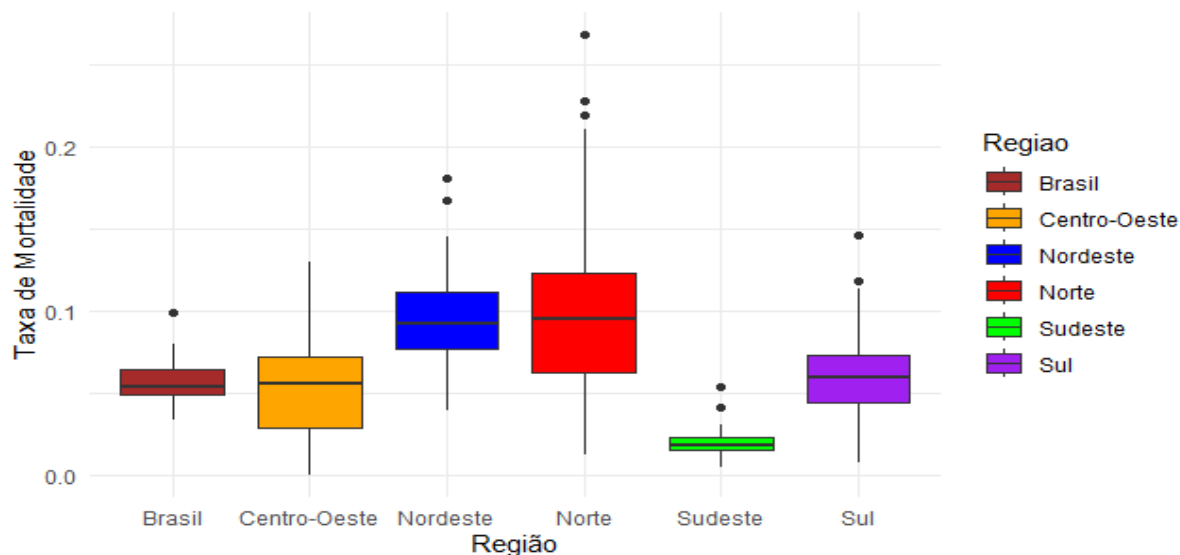
A análise comparativa das taxas mensais de homicídios de mulheres evidenciou maior magnitude e variabilidade nas regiões Norte e Nordeste, enquanto as regiões Sul e Sudeste apresentaram os menores coeficientes. Nos homicídios cometidos com arma de fogo no domicílio, observaram-se diferenças estatisticamente significativas entre a maioria das regiões, exceto nas comparações entre Sul e Brasil, Sul e Centro-Oeste, e Norte e Nordeste. Em relação aos homicídios perpetrados com objetos cortantes, perfurocontundentes ou contundentes, não foram identificadas diferenças estatisticamente significativas entre diversas combinações regionais, sugerindo padrões semelhantes entre essas localidades (**Figura 2 e Figura 3**).

Figura 1. Taxas mensais homicídios de mulheres no domicílio, por 100 mil mulheres, segundo região brasileira, no período de janeiro de 2017 a dezembro de 2022, Brasil, 2024.



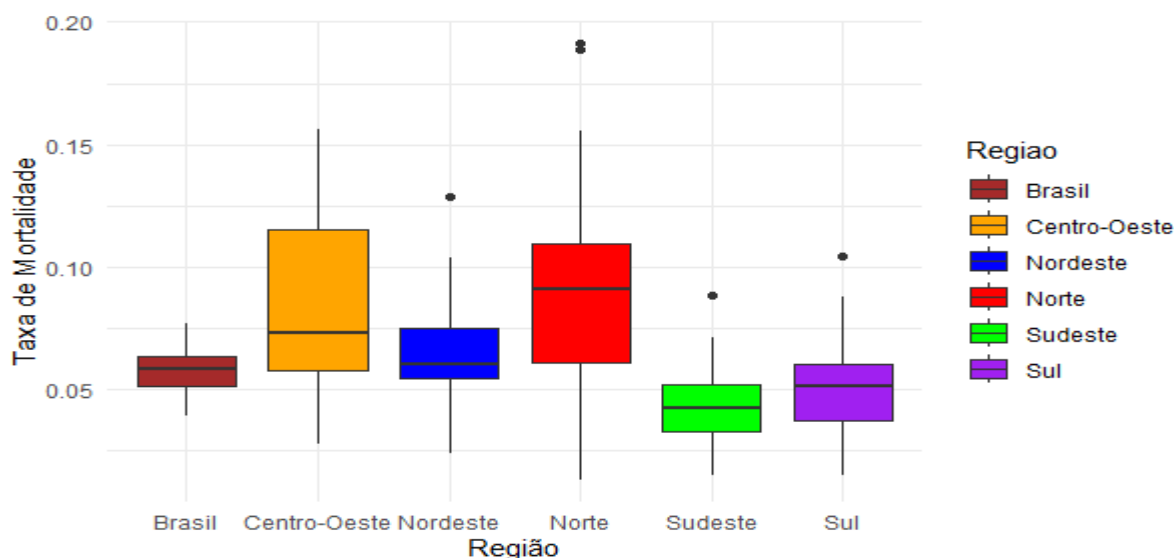
Fonte: Ministério da Saúde/SVS - Sistema de Informação de Agravos de Notificação - Sinan Net. / IBGE/Diretoria de Pesquisas. Coordenação de População e Indicadores Sociais. Gerência de Estudos e Análises da Dinâmica Demográfica. Projeção da população do Brasil e Unidades da Federação por sexo e idade para o período 2000-2070 (edição 2024)]

Figura 2. Taxas mensais de homicídios de mulheres no domicílio por arma de fogo no domicílio, por 100 mil mulheres, segundo região brasileira, no período de janeiro de 2017 a dezembro de 2022, Brasil, 2024



Fonte: Ministério da Saúde/SVS - Sistema de Informação de Agravos de Notificação - Sinan Net. / IBGE/Diretoria de Pesquisas. Coordenação de População e Indicadores Sociais. Gerência de Estudos e Análises da Dinâmica Demográfica. Projeção da população do Brasil e Unidades da Federação por sexo e idade para o período 2000-2070 (edição 2024)]

Figura 3. Taxas mensais de homicídios de mulheres por objeto cortante, penetrante ou contudente em domicílio, por 100 mil mulheres, segundo região brasileira, no período de janeiro de 2017 a dezembro de 2022, Brasil, 2024



Fonte: Ministério da Saúde/SVS - Sistema de Informação de Agravos de Notificação - Sinan Net. / IBGE/Diretoria de Pesquisas. Coordenação de População e Indicadores Sociais. Gerência de Estudos e Análises da Dinâmica Demográfica. Projeção da população do Brasil e Unidades da Federação por sexo e idade para o período 2000-2070 (edição 2024)]

Na análise de série temporal interrompida (STI), a intervenção refere-se ao evento cujo efeito se pretende estimar sobre a tendência temporal do desfecho. Neste estudo, a intervenção considerada foi a pandemia de COVID-19, e o desfecho corresponde às taxas mensais de homicídios de mulheres perpetrados nos domicílios no período de janeiro de 2017 a dezembro de 2022. Essa abordagem metodológica permite avaliar o efeito da intervenção por meio da identificação de mudanças no nível e na tendência. A mudança no nível indica o impacto imediato da intervenção, enquanto a mudança de tendência reflete seu efeito prolongado. As alterações no nível foram classificadas como: ausência de efeito ($p > 0,05$), redução imediata ($RR < 1, p < 0,05$) ou aumento imediato ($RR > 1, p < 0,05$). Por sua vez, as mudanças na tendência foram interpretadas como: estável ($p > 0,05$), tendência de queda ($RR < 1, p < 0,05$) ou tendência de aumento ($RR > 1, p < 0,05$), indicando a direção e a significância estatística das alterações no padrão temporal pós-intervenção.

A análise dos resultados dos modelos de Séries Temporais Interrompidas (STI) para as taxas mensais de homicídios de mulheres perpetrados em domicílio revela padrões regionais contrastantes no efeito da pandemia. No agregado nacional, observa-se uma mudança de nível significativa, com elevação abrupta nas taxas mensais de homicídios domiciliares após a intervenção ($RR=1,095; p<0,0001$), seguida por redução progressiva da tendência ao longo do tempo ($RR=0,997; p<0,0001$) (**Tabela 1**).

Regionalmente, o Nordeste se destaca com uma elevação abrupta mais pronunciada ($RR=1,321; p<0,0001$) e redução progressiva subsequente ($RR=0,993; IC95\%; p<0,0001$). Por outro lado, no Norte, a intervenção se associa a uma redução abrupta das taxas ($RR=0,879; p=0,001$), sem alteração significativa na tendência ($p=0,433$), o que contraria a direção observada no restante do país. Nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste, não foram detectadas mudanças de nível estatisticamente significativas ($p>0,05$), ainda que no Sudeste tenha ocorrido uma redução progressiva da tendência ($RR=0,994; IC95\%: 0,990-0,999; p=0,011$) (**Tabela 1**).

A análise dos homicídios de mulheres por arma de fogo nos domicílios, segundo regiões do Brasil, revela padrões regionais distintos quanto aos efeitos imediatos (mudança de nível) e de longo prazo (mudança de tendência) associados à intervenção. No Sudeste, observou-se elevação abrupta das taxas de homicídios por arma de fogo (RR=1,457; $p<0,0001$), seguida de redução progressiva ao longo do tempo (RR=0,989; $p<0,0001$), indicando um efeito acentuado nas taxas mensais de homicídio de mulheres no início da pandemia um, com posterior redução desse efeito, promovendo redução do risco de morte por arma de fogo nos domicílios ao longo da pandemia De modo semelhante, no Brasil como um todo, identificou-se mudança de nível significativa com aumento abrupto (RR=1,223; $p=0,020$), acompanhada por tendência de queda progressiva (RR=0,992; $p=0,001$) (**Tabela 1**).

O Centro-Oeste, apresentou mudança de nível com perfil oposto ao do Brasil e região Sudeste, pois houve uma redução significativa nas taxas logo após a intervenção (RR=0,692; IC95%: 0,606–0,791; $p<0,0001$), sem alteração significativa da tendência subsequente ($p=0,119$), sugerindo um efeito imediato de diminuição do risco de morte que se estabilizou ao longo da crise sanitária. Nas demais regiões, Norte, Nordeste e Sul, não foram detectadas mudanças estatisticamente significativas, tanto em nível quanto em tendência ($p>0,05$), denotando estabilidade ou efeitos heterogêneos não capturados pelas estimativas agregadas (**Tabela 1**).

Nos homicídios de mulheres perpetrados nos domicílios por objetos cortantes, penetrantes ou contundentes, no agregado nacional, não se observou mudança de nível estatisticamente significativa (RR=0,999; $p=0,958$), embora tenha sido identificada uma redução progressiva da tendência ao longo do tempo (RR=0,998; $p=0,012$), indicando queda gradual nas taxas mensais após o início da crise sanitária (**Tabela 1**).

Regionalmente, destacam-se o Sudeste e o Nordeste, onde houve elevação abrupta nas taxas mensais logo após a intervenção (RR=1,106; $p<0,001$ e RR=1,057; $p=0,003$, respectivamente), seguida por uma redução progressiva da tendência (RR=0,995 e RR=0,998; $p<0,0001$), padrão que sugere um pico inicial de letalidade com posterior contenção parcial. No Norte, embora não tenha havido mudança abrupta no nível (RR=0,944; $p=0,171$), observou-se uma tendência crescente estatisticamente significativa (RR=1,005; $p<0,0001$), sinalizando uma piora gradual e sustentada no período pandêmico. Em contraste, o Sul apresentou uma redução abrupta nas taxas mensais após a intervenção (RR=0,685; $p=0,024$), sem alteração significativa na tendência subsequente ($p=0,291$), comportamento que diverge das demais regiões. No Centro-Oeste, não foram identificadas mudanças estatisticamente significativas nem no nível (RR=1,066; $p=0,200$), nem na tendência (RR=0,999; $p=0,331$) (**Tabela 1**).

Tabela 1. Efeito da pandemia da COVID-19 das taxas mensais de homicídios de mulheres em domicílio no Brasil e regiões geográficas, comparando janeiro de 2017 -fevereiro de 2020 (antes da pandemia) e março de 2020 a dezembro de 2022 (depois da pandemia).

Homicídios de mulheres totais				
Localidade	Interpretação	RR ^a	IC95% ^b	p-valor
Norte				
Mudança de nível	Redução Abrupta	0,879	0,821 -0,941	0,001
Mudança de tendência	Não detectada	0,999	0,998- 1,001	0,433
Nordeste				
Mudança de nível	Elevação abrupta	1,321	1,302 -1,338	<0,0001

Mudança de tendência	Redução Progressiva	0,993	0,993 -0,993	<0,0001
Sudeste				
Mudança de nível	Não detectada	1,109	0,924-1,333	0,271
Mudança de tendência	Redução Progressiva	0,994	0,990 -0,999	0,011
Sul				
Mudança de nível	Não detectada	0,881	0,690 -1,124	0,312
Mudança de tendência	Não detectada	1,003	0,997 -1,009	0,285
Centro-Oeste				
Mudança de nível	Não detectada	0,901	0,681 -1,191	0,466
Mudança de tendência	Não detectada	1,001	0,994- 1,008	0,779
Brasil				
Mudança de nível	Elevação Abrupta	1,095	1,061 -1,130	<0,0001
Mudança de tendência	Redução progressiva	0,997	0,996 -0,997	<0,0001
Homicídios de mulheres arma de fogo				
Localidade	Interpretação	RR^a	IC95%^b	p-valor
Norte				
Mudança de nível	Não detectada	0,918	0,599 -1,407	0,695
Mudança de tendência	Não detectada	0,990	0,980 -1,000	0,051
Nordeste				
Mudança de nível	Não detectada	1,076	0,847- 1,368	0,550
Mudança de tendência	Não detectada	0,997	0,991- 1,003	0,287
Sudeste				
Mudança de nível	Elevação abrupta	1,457	1,306 -1,625	<0,0001
Mudança de tendência	Redução Progressiva	0,989	0,987 -0,992	<0,0001
Sul				
Mudança de nível	Não detectada	0,916	0,621 -1,350	0,658
Mudança de tendência	Não detectada	1,005	0,996 -1,015	0,294
Centro-Oeste				
Mudança de nível	Redução abrupta	0,692	0,606-0,791	<0,0001
Mudança de tendência	Não detectada	1,002	0,999-1,005	0,119
Brasil				
Mudança de nível	Elevação abrupta	1,223	1,036 -1,444	0,020
Mudança de tendência	Redução Progressiva	0,992	0,988-0,996	0,001
Homicídios de mulheres por objeto cortante, penetrante ou contundente				
Localidade	Interpretação	RR^a	IC95%^b	p-valor
Norte				
Mudança de nível	Não detectada	0,944	0,871-1,024	0,171
Mudança de tendência	Elevação progressiva	1,005	1,003 -1,007	<0,0001
Nordeste				
Mudança de nível	Elevação abrupta	1,057	1,021 - 1,095	0,003
Mudança de tendência	Redução Progressiva	0,998	0,997 -0,999	<0,0001
Sudeste				
Mudança de nível	Elevação abrupta	1,106	1,050 -1,165	0,000
Mudança de tendência	Redução Progressiva	0,995	0,994 -0,997	<0,0001
Sul				

Mudança de nível	Redução abrupta	0,685	0,497 -0,945	0,024
Mudança de tendência	Não detectada	1,004	0,996- 1,012	0,291
Centro-Oeste				
Mudança de nível	Não detectada	1,066	0,968 -1,175	0,200
Mudança de tendência	Não detectada	0,999	0,997 -1,001	0,331
Brasil				
Mudança de nível	Não detectada	0,999	0,968-1,032	0,958
Mudança de tendência	Redução Progressiva	0,998	0,997-0999	0,012

Legenda:^aRisco Relativo obtido por meio da exponenciação da estimativa gerada pela regressão segmentada por meio da família Quasi-Poisson, considerando a sazonalidade e a presença de autocorrelação serial; ^b Intervalo de Confiança de 95%

Discussão

A análise de séries temporais interrompidas revelou que a pandemia de COVID-19 promoveu mudanças tanto no nível quanto na tendência dos homicídios de mulheres no Brasil. Na mudança de nível houve aumento abrupto das taxas mensais de homicídios de mulheres no início da pandemia seguida por redução progressiva ao longo da pandemia.

A pandemia da COVID-19 provocou uma elevação abrupta nas taxas de homicídios de mulheres em domicílio em nível nacional, seguida de uma redução progressiva ao longo do período pandêmico. Quando estratificados por método de perpetração, os casos por arma de fogo também exibiram um aumento imediato e posterior queda, enquanto os incidentes envolvendo objetos cortantes mantiveram-se estáveis no ponto de intervenção e apresentaram declínio gradual. Regionalmente, o Nordeste destacou-se pelo aumento mais pronunciado e subsequente contenção, ao passo que o Norte contrariou a tendência nacional ao registrar uma redução abrupta sem alteração de tendência ao longo da pandemia. No contexto das armas de fogo, o Sudeste também mostrou um aumento inicial mais intenso seguido de reversão da tendência ao longo da pandemia, enquanto o Centro-Oeste passou por uma redução pontual que se manteve estável. Por fim, na tipificação por objetos cortantes, o Nordeste e o Sudeste apresentaram aumento abrupto das taxas mensais seguido de redução progressiva, o Norte apresentou uma tendência de aumento sustentado e o Sul evidenciou uma diminuição pontual, revelando heterogeneidade regional nos efeitos da crise sanitária nos homicídios de mulheres nos domicílios brasileiros.

Esses achados diferentes ao observado no Chile, Peru, México, Espanha e Turquia, identificamos aumento das taxas mensais de homicídios de mulheres no início da pandemia. Nesses países, houve redução ou estabilidade das taxas de tentativas de feminicídios e feminicídios durante a pandemia^{9,10-14}. A redução ou estabilidade dos eventos fatais não representou redução na violência de gênero nesse período, pois houve aumento de denúncias de violência física e psicológica, aumento das internações relacionados à violência doméstica e aumento das tentativas de feminicídio¹⁰⁻¹⁴.

A pandemia de COVID-19 foi caracterizada como uma sindemia, pois as medidas implementadas para mitigar a transmissão do SARS-CoV-2 e reduzir a sobrecarga dos sistemas de saúde geraram uma crise econômica, aumento da prevalência de transtornos mentais e do consumo de álcool e substâncias psicoativas. Fatores que podem desencadear e agravar o ciclo de violência ao qual muitas mulheres já estavam expostas antes da pandemia⁹⁻¹⁴.

O isolamento social pode ter exacerbado a violência doméstica, uma vez que a convivência prolongada com parceiros íntimos pode favorecer conflitos. A maior convivência com o possível agressor, aliado à redução do suporte social prestado por amigos, familiares e serviços de saúde e de proteção às mulheres, pode ter contribuído para o aumento da violência doméstica e dos homicídios femininos⁹⁻¹⁴. Além disso, durante a pandemia, as mulheres foram particularmente afetadas pela perda de renda e pelo desemprego, devido à sua maior inserção no mercado de trabalho informal e em setores severamente impactados pelas medidas de isolamento e distanciamento social⁹⁻¹⁴. Essa condição pode ter intensificado a dependência econômica, dificultando a interrupção de ciclos de violência⁹⁻¹⁴.

No Brasil, os efeitos da pandemia na intensificação da vulnerabilidade das mulheres em situação de violência podem ter sido agravados pela política antigênero do governo Bolsonaro e pela ascensão de uma onda conservadora, que atuou de forma regressiva na agenda de direitos das mulheres e igualdade de gênero. Esse movimento, que busca restaurar papéis tradicionais de gênero, encontrou respaldo em setores religiosos, políticos, culturais e midiáticos²⁶⁻²⁷.

Fatores que somados à frágil e escassa estrutura de proteção às mulheres em situação de violência nos municípios brasileiros podem ter contribuído para a elevação abrupta das taxas mensais de homicídios de mulheres nos domicílios brasileiros durante a pandemia. Neste contexto, também é importante destacar as medidas do Governo Federal que facilitaram o acesso às armas de fogo, e podem ter contribuído para o aumento das taxas mensais de homicídios nos domicílios do Brasil por arma de fogo no início da pandemia, com destaque para o aumento identificado nas regiões Sudeste e Nordeste²⁶⁻²⁷.

O cenário exposto no presente estudo reforça a importância da revisão das políticas vigentes no enfrentamento à violência, além de suas estratégias utilizadas para o enfrentamento em rede da violência contra as mulheres. Para isso, entende-se que é indispensável o aumento quantitativo e qualitativo das casas-abrigo, centros de referência e delegacias especializadas no atendimento às mulheres (DEAM's). Outro fator importante à qualificação no atendimento às mulheres vítimas é a formação continuada e capacitação dos profissionais da rede proteção social, de saúde, do judiciário e dos agentes policiais, proporcionando a melhoria no acolhimento das vítimas; bem como, cumprir as medidas de proteção e punição previstas na Lei Maria da Penha.

Referências bibliográficas

1. Safiotti HI. Gênero, patriarcado, violência. São Paulo: Fundação Perseu Abramo; 2004.
2. Cisne M. Direitos humanos e violência contra as mulheres: uma luta contra a sociedade patriarcal-racista-capitalista. *Serv Soc Rev.* 2015;18(1):138–54.
3. Federici S. Mulheres e caça às bruxas. São Paulo: Boitempo; 2019.
4. Carcedo A. No olvidamos y ni aceptamos: femicidio en Centroamérica (2000–2006). San José: Asociación Centro Feminista de Información y Acción (CEFEMINA); 2010. Disponível em: <https://www.sica.int/busqueda/Noticias.aspx?IDItem=49743&IDCat=3&IdEnt=401&Idm=1&IdmStyle=1>
5. Carcedo A, Montserrat S. Femicidio en Costa Rica: 1990–1999. *Colección Teórica.* 2010;1(1):1–83.
6. Gomes IS. Femicídios: Um longo debate. *Rev Estud Fem.* 2018;26(2):e39651.
7. Lagarde M. Del femicidio al feminicidio. *Desde el Jardín de Freud.* 2006;6(1):216–25.
8. Segato RL. Gênero e colonialidade: em busca de chaves de leitura e de um vocabulário estratégico descolonial. *e-Cad CES.* 2012;18(1):106–31. doi:10.4000/eces.1533
9. Viero A, Barbara G, Montisci M, Kustermann K, Cattaneo C. Violence against women in the COVID-19 pandemic: A review of the literature and a call for shared strategies to tackle health and social emergencies. *Forensic Sci Int.* 2020;319:110650. doi:10.1016/j.forsciint.2020.110650

10. Vives-Cases C, Parra-Casado DL, Estévez JF, Torrubiano-Domínguez J, Sanz-Barbero B. Intimate partner violence against women during the COVID-19 lockdown in Spain. *Int J Environ Res Public Health*. 2021;18:4698. doi:10.3390/ijerph18094698
11. Sánchez OR, Vale DB, Rodrigues L, Surita FG. Violence against women during the COVID-19 pandemic: An integrative review. *Int J Gynaecol Obstet*. 2020;151:180–7. doi:10.1002/ijgo.13365
12. Cantor E, Salas R, Torres R. Femicide and attempted femicide before and during the COVID-19 pandemic in Chile. *Int J Environ Res Public Health*. 2022;19:8012. doi:10.3390/ijerph19138012
13. Calderon-Anyosa RJ, Bilal U, Kaufman JS. Variation in non-external and external causes of death in Peru in relation to the COVID-19 lockdown. *Yale J Biol Med*. 2021;94:23–40.
14. Hoehn-Velasco L, Silverio-Murillo A, de la Miyar JRB. The great crime recovery: Crimes against women during, and after, the COVID-19 lockdown in Mexico. *Econ Hum Biol*. 2021;41:100991. doi:10.1016/j.ehb.2021.100991
15. Roman S, Aguiar-Palma M, Machado C. A tale of two cities: Heterogeneous effects of COVID-19 quarantine on domestic violence in Brazil. *Soc Sci Med*. 2023;331:116053. doi:10.1016/j.socscimed.2023.116053
16. Cerqueira D, Ferreira H, Bueno S, coordenadores. Atlas da violência 2024. São Paulo: Ipea; FBSP; IJSN; 2023.
17. Fórum Brasileiro de Segurança Pública. 18º Anuário Brasileiro de Segurança Pública. São Paulo: FBSP; 2024.
18. Meira KC, Simões TC, Guimarães RM, Silva PGB, Mendonça AB, Jesus JC, et al. Female homicides in Brazil and its major regions (1980–2019): an analysis of age, period, and cohort effects. *Violence Against Women*. 2023;Online ahead of print:1–26.
19. Stevens GA, Alkema L, Black RE, Boerma JT, Collins GS, Ezzati M, et al. Guidelines for Accurate and Transparent Health Estimates Reporting: the GATHER statement. *Lancet*. 2016;388:e19–23. doi:10.1016/S0140-6736(16)30388-9
20. Garcia LP, Freitas LRS, Silva GDM, Höfelmann DA. Estimativas corrigidas de feminicídios no Brasil, 2009 a 2011. *Rev Panam Salud Publica*. 2015;37(4-5):251–7. PMID:26208193
21. Mathers CD, Bernard C, Iburg KM, Inoue M, Fat DM, Shibuya K, et al. Global burden of disease in 2002: data sources, methods and results. *Glob Programme Evid Health Policy Disc Pap*. Geneva: World Health Organization; 2004.
22. Kontopantelis E, Doran T, Springate DA, Buchan I, Reeves D. Regression based quasi-experimental approach when randomisation is not an option: interrupted time series analysis. *BMJ*. 2015;350:h2750. doi:10.1136/bmj.h2750

23. Bernal JL, Cummins S, Gasparrini A. Corrigendum to: Interrupted time series regression for the evaluation of public health interventions: a tutorial. *Int J Epidemiol.* 2021;50:1045.
doi:10.1093/ije/dyw098