



Ciência & Saúde Coletiva

ISSN: 1413-8123

cienciasaudecoletiva@fiocruz.br

Associação Brasileira de Pós-Graduação
em Saúde Coletiva

Brasil

Ramos de Souza, Edinilda; Cardoso Meira, Karina; Peixoto Ribeiro, Adalgisa; dos Santos, Juliano; Mendonça Guimarães, Raphael; Borges, Laiane Felix; Veríssimo e Oliveira, Lannuzza; Simões, Taynána César

Homicídios de mulheres nas distintas regiões brasileiras nos últimos 35 anos: análise do efeito da idade-período e coorte de nascimento

Ciência & Saúde Coletiva, vol. 22, núm. 9, septiembre, 2017, pp. 2949-2962

Associação Brasileira de Pós-Graduação em Saúde Coletiva

Rio de Janeiro, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=63052677016>

- ▶ Como citar este artigo
- ▶ Número completo
- ▶ Mais artigos
- ▶ Home da revista no Redalyc

redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe , Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

Homicídios de mulheres nas distintas regiões brasileiras nos últimos 35 anos: análise do efeito da idade-período e coorte de nascimento

Homicides among women in the different Brazilian regions in the last 35 years: an analysis of age-period-birth cohort effects

Edinilsa Ramos de Souza¹

Karina Cardoso Meira²

Adalgisa Peixoto Ribeiro¹

Juliano dos Santos³

Raphael Mendonça Guimarães⁴

Laiane Felix Borges²

Lannuzya Veríssimo e Oliveira²

Taynâna César Simões⁵

Abstract The aim of this study is to estimate the effects of age-period-birth cohort (APC) on female homicides. This is an ecological study which analyzed the violence-related death records of women aged 10 years and older, in the Brazilian geographic regions, between 1980 and 2014. Data on mortality were extracted from the Mortality Information System. The trend analysis was conducted using negative binomial regression and APC effects were analyzed using estimable functions. The average mortality rate for the period was 5.13 deaths per 100,000 women, with the highest rates observed in the Central-West (7.98 deaths), followed by the Southeast (4.78 deaths), North (4.77 deaths), Northeast (4.05 deaths) and South (3.82 deaths) regions. All regions presented a decrease in the risk of death in the period from 2010 to 2014, except for the Northeast region ($RR = 1.06$, 95% CI 1.02 to 1.10). There was a progressive increase in the homicide risk for women born from 1955 to 1959 in all Brazilian regions. Younger women are at higher risk of dying from homicides in all Brazilian geographic regions. The upward trend of homicide mortality rates according to birth cohort was significant and the highest risk was observed in women born between 2000 and 2004.

Key words Feminicide, Cohort effect, Period effect, Age effect, Logistic models

Resumo Objetivou-se analisar o efeito da idade-período e do coorte de nascimento (APC) nos homicídios em mulheres. Estudo ecológico, que analisou os registros de óbitos por agressão em mulheres com 10 ou mais anos, nas regiões geográficas brasileiras, entre 1980 a 2014. Os dados foram extraídos do Sistema de Informação Sobre Mortalidade. A análise da tendência se deu por meio da regressão binomial negativa e os efeitos APC foram analisados utilizando funções estimáveis. A taxa de mortalidade média para o período foi de 5,13 óbitos por 100.000 mulheres, sendo as maiores taxas observadas na região Centro-Oeste (7,98 óbitos), Sudeste (4,78 óbitos), Norte (4,77 óbitos), Nordeste (4,05 óbitos) e Sul (3,82 óbitos). Todas as regiões apresentaram redução do risco de morte no período de 2010 a 2014, exceto a Nordeste ($RR = 1,06$, IC 95% 1,02- 1,10). Verificou-se aumento progressivo do risco de homicídio para as mulheres nascidas de 1955 a 1959, em todas as regiões brasileiras. As mulheres mais jovens apresentam maior risco de morrer por homicídios em todas as regiões geográficas brasileiras. Foi expressivo o perfil ascendente das taxas de mortalidade por homicídio segundo coorte de nascimento, sendo o maior risco verificado em mulheres nascidas em 2000-2004.

Palavras-chave Feminicídos, efeito de coorte, Efeito período, Efeito idade, Modelos logísticos

¹ Departamento de Estudos sobre Violência e Saúde
Jorge Careli/Claves, Escola Nacional de Saúde Pública, Fiocruz. Av. Brasil 4036/7º, Manguinhos. 21040-210 Rio de Janeiro RJ Brasil.
edinilsaramos@gmail.com

² Escola de Saúde, Universidade Federal do Rio Grande do Norte. Natal RN Brasil.

³ Instituto Nacional do Câncer. Rio de Janeiro RJ Brasil.

⁴ Escola Politécnica Joaquim Venâncio, Fundação Oswaldo Cruz. Rio de Janeiro RJ Brasil.

⁵ Centro de Pesquisa René Rachou, Fundação Oswaldo Cruz, Belo Horizonte MG Brasil.

Introdução

Entende-se como violência de gênero as ações praticadas em ambiente público ou privado e, nos mais distintos contextos, contudo, é no ambiente doméstico que, frequentemente ocorre. Usualmente, é perpetrada por homens da família que exercem relações de poder sobre as vítimas e, ao serem resguardados pelos laços afetivos, podem levar ao extremo as relações de dominações¹⁻³.

De acordo com a OMS, a violência contra as mulheres configura-se como um problema de saúde pública⁴ e pode se apresentar na forma psicológica, sexual, física, econômica e patrimonial culminando com o assassinato, expressão máxima da opressão de gênero, denominado feminicídio ou femicídio^{5,6}.

O termo feminicídio ou feminicídio foi utilizado pela primeira vez na década de 1970, representando um termo de cunho legal e político, para conceituar seja qual for a demonstração de exercício de relações de desigualdade de poder entre homens e mulheres que resultem na morte de uma ou mais mulheres⁶⁻⁸. De acordo com Meneghel et al.⁶, podem ser classificados como feminicídio os homicídios de mulheres que ocorrem em diversas situações: mortes perpetradas por parceiros íntimos, crimes seriais, violência sexual seguida de morte, crimes de vingança, sobretudo em localidades de grande desigualdade socioeconômica e dominadas pelo crime organizado.

Existem diferenças regionais nas taxas de mortalidade por feminicídio entre os países. Todavia, observa-se aumento deste tipo de violência nas localidades onde a cultura patriarcal se perpetua e nos quais o Estado é negligente⁶⁻⁸. Neste contexto, evidenciam-se diferenças nos tipos de feminicídios cometidos: nos Estados Unidos da América e Reino Unido os crimes foram perpetrados especialmente por parceiros ou ex-parceiros⁹⁻¹¹, enquanto no México tem forte relação com o narcotráfico e a violência estrutural¹².

No Brasil, de acordo com dados do Mapa da Violência, Homicídio de mulheres¹³, verificou-se aumento progressivo do número de óbitos por homicídio feminino, entre os anos de 1980 a 2013, consistindo em uma elevação de 111,1% neste período. Ainda, no triênio de 2011 a 2013 ocorreram 17.581 homicídios contra o sexo feminino, representando uma taxa de 5,87 óbitos por 100.000 mulheres¹⁴. Acredita-se que esta realidade tem relação com a compreensão de que os crimes relacionados às mulheres são justificados como sendo assuntos privados, pela impunidade historicamente estabelecida nestes casos e pela

falta de vontade política para enfrentar de forma específica e adequada a violência contra elas^{7,15-18}.

Atento a tal demanda, o Estado brasileiro tem desenvolvido ações objetivando combater a violência contra as mulheres. Nessa perspectiva, destacam-se a Lei Maria da Penha, que criou mecanismos para coibir a violência contra a mulher¹⁵, e a Lei 13.104 que incluiu o feminicídio como crime hediondo, prevendo penas mais severas¹⁸. No entanto, embora exista um aparato legal para reprimir esse tipo de violência, há uma lacuna entre a legislação e o que é posto em prática, desde a invisibilidade que a permeia, culminando com a subnotificação¹⁶, até a dificuldade de articular uma rede de cuidados resolutiva no combate a tal situação^{19,20}.

Os estudos mais recentes publicados no Brasil avaliaram a tendência de mortalidade por homicídio em mulheres por meio de taxas resumidas por idade e período do óbito^{5,13,15,17,18}. Estes foram de grande importância para dar visibilidade à problemática da violência de gênero em nosso País^{5,13,16,18}, no entanto não avaliaram o efeito da coorte de nascimento, um importante fator na evolução das taxas de incidência e mortalidade de doenças e agravos à saúde²¹⁻²³.

Diante do exposto, e por considerar as recomendações da Agenda Nacional de Prioridades de Pesquisa em Saúde²⁴, que traz no seu escopo recomendações no tocante ao desenvolvimento de pesquisas acerca de mortalidade por violência contra mulheres, desenvolveu-se este estudo com o objetivo de analisar o efeito da idade-período e coorte de nascimento sobre a mortalidade feminina por homicídio nas distintas regiões brasileiras, nos últimos 35 anos.

Metodologia

Este estudo realiza uma análise dos homicídios de mulheres nas cinco regiões geográficas brasileiras, no período de 1980 a 2014. Foram utilizados dados oficiais de mortalidade por homicídio extraídos do Sistema de Informações Sobre Mortalidade (SIM/Datasus), do Ministério da Saúde. As informações sobre homicídios consideraram os códigos E960 a E969 da Classificação Estatística Internacional das Doenças e Problemas Relacionados à Saúde, nona revisão (CID -9) e os códigos X85 a Y09 da Classificação Estatística Internacional das Doenças e Problemas Relacionados à Saúde, décima revisão (CID-10).

Neste estudo, o número total de homicídios de mulheres será utilizado como uma aproxi-

mação para aqueles ocasionados por violência de gênero. Acredita-se que esta metodologia não superestima a ocorrência de feminicídio, pois há uma compensação devido aos problemas de subnotificação de óbitos e alta proporção destes registrados como evento cuja intenção é indeterminada, sobretudo nas regiões mais pobres do país^{6,13,15,17,18}. Ainda, foram extraídos do SIM/Datasus dados a respeito do meio pelo qual o homicídio foi perpetrado, segundo região geográfica, assim como o local no qual o óbito ocorreu.

A evolução da tendência de mortalidade de doenças e agravos à saúde sofre a influência de mudanças na certificação dos registros de óbito e da qualidade dos sistemas de informação de mortalidade²¹⁻²³. Nesse sentido, no presente estudo, buscou-se avaliar também a tendência de mortalidade por evento cuja intenção é indeterminada, representado pela codificação E980 a E989, da CID-9 e Y10 a Y34, na CID-10.

Os dados populacionais foram obtidos junto ao Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde do Brasil (DATASUS) com base nos censos populacionais de 1980, 1991, 2000 e 2010. As projeções para as populações de 1º de julho dos anos intercensitários foram as estimadas pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Obtidos os registros de óbito e os dados populacionais, calcularam-se taxas específicas por faixa etária, por ano, e padronizadas pelo método direto, tendo como padrão a população brasileira do Censo de 2010.

As faixas etárias foram agrupadas em intervalos de cinco anos, iniciando com a de 10 a 14 e finalizando com de 75 e mais anos, totalizando quatorze grupos etários. Os períodos também foram agrupados em intervalos de cinco anos e constituíram sete períodos (1980 a 1984, 1985 a 1989, 1990 a 1994, 1995 a 1999, 2000 a 2004, 2005 a 2009 e 2010 a 2014). Finalmente, as coortes de nascimento tiveram início em 1905 e terminaram em 2000, perfazendo 20. Neste estudo, utilizou-se como referência a coorte de 1950 a 1954, e o período de 1995 a 1999.

Com o objetivo de avaliar a evolução das taxas de mortalidade ao longo dos 35 anos, analisou-se a tendência de mortalidade por homicídio e evento cuja intenção é indeterminada, em mulheres nas faixas etárias de 10 a 14 anos a 75 e mais anos, no período de 1980 a 2014, por meio da regressão binomial negativa, uma vez que o número de óbitos representam dados provenientes de contagem.

Para análise, o número de óbitos esperados para cada ano foi a variável dependente e o ano

calendário centralizado, a independente. A tendência é classificada em estacionária, decrescente ou ascendente de acordo com o valor do risco relativo (RR), obtido pela exponencial do coeficiente da regressão, e seu respectivo intervalo de confiança de 95% (IC95%). Foram consideradas séries com tendência estacionária quando o limite inferior do intervalo de confiança foi menor do que 1 e o superior maior. Enquanto que as séries com tendência descendente são aquelas que apresentaram RR, limites inferior e superior do IC95% inferiores a um. E as séries ascendentes mostraram valores de RR maior que 1 e limites inferior e superior maior do que 1²⁵.

Os efeitos idade-período-coorte de nascimento (APC) foram analisados para a mortalidade por homicídios, para as cinco regiões geográficas, supondo-se uma distribuição de Poisson para o número de óbitos e que os efeitos temporais (idade-período e coorte de nascimento) atuam de forma multiplicativa sobre a taxa²¹⁻²³. Sendo assim o logaritmo do valor esperado da taxa é uma função linear do efeito da idade, do período e da coorte:

$$\ln(E[r_{ij}]) = \ln\left(\frac{\theta_{ij}}{N_{ij}}\right) = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k,$$

onde $(E[r_{ij}])$ denota a taxa de mortalidade esperada na idade i e período j , θ_{ij} o número de óbitos na idade i e período j , e N_{ij} denota a população sob risco de morte na idade i e período j ; μ representa a média do efeito, α_i representa o efeito do grupo idade i , β_j representa o efeito do período j e γ_k o efeito da coorte k^{21-23} .

A estimativa dos parâmetros do efeito APC apresenta como principal limitação o problema da não estimativa do modelo completo, conhecido como *no identifiability problem*. Este problema ocorre devido à relação linear exata entre os efeitos temporais (idade-período e coorte de nascimento)²¹⁻²³. Destaca-se que não há consenso na literatura sobre a melhor metodologia a ser utilizada para corrigir esse problema, sendo assim, no presente trabalho, optou-se por estimar os parâmetros do efeito APC por meio das funções estimáveis²¹⁻²³. O ajuste dos modelos aos dados foi verificado por meio da *deviance*, na qual consideram-se estatisticamente significativos os resultados com $p \leq 0,05$. As análises para estimativa do modelo APC foram realizadas por meio da biblioteca Epi 1.1.18 e do programa R versão 3.2.1.

A utilização de modelos age-period-cohort (APC) possibilita desagregar o efeito da idade, período e coorte de nascimento, e analisar qual

desses fatores tem mais impacto na evolução das taxas de incidência e mortalidade de doenças e agravos à saúde²¹. Ainda, é possível levantar hipóteses a respeito dos fatores que podem ter contribuído para estas modificações na tendência de mortalidade como a melhoria na qualidade na certificação dos óbitos, a implementação de leis (Lei Maria da Penha) e de políticas públicas (efeito do período). Ou se estas alterações nas taxas podem ser correlacionadas aos diferentes níveis de exposição das distintas gerações a fatores de risco, como o tráfico de drogas, a urbanização rápida e não planejada, a existência de iniquidades socioeconómicas aumentando a vulnerabilidade de certos grupos populacionais (efeito coorte de nascimento).

Resultados

Nos últimos trinta e cinco anos, o Brasil registrou mais de 100 mil óbitos de mulheres por homicídios, representando uma taxa média padronizada de 5,13 óbitos por 100.000 mulheres. Neste período, as maiores taxas de mortalidade médias padronizadas, por 100.000 mulheres, foram observadas na região Centro-Oeste (7,98 óbitos), nas demais regiões elas se mostraram um pouco menores: Sudeste (4,78 óbitos), Norte (4,77 óbitos), Nordeste (4,05 óbitos) e Sul (3,82 óbitos). Destaca-se que em todas as regiões houve aumento progressivo nas taxas de mortalidade ao longo dos quinquênios em estudo, e as maiores foram evidenciadas no período de 2010 a 2014, com exceção da região Sudeste, na qual a maior ocorreu no período de 1995 a 1999.

Em relação ao meio pelo qual o homicídio foi perpetrado destacaram-se as armas de fogo, seguidas pelos objetos cortantes e contundentes e o estrangulamento. As mortes provocadas por armas de fogo representaram 44,03% das causadas por homicídios na região Norte, 56,04% na região Nordeste, 45,97% na região Sudeste, 48,60% na região Sul e 46,8% na Centro-Oeste. Os objetos cortantes e contundentes foram responsáveis por 40,61% das mortes na região Norte, 33,62% no Nordeste, 22,43% no Sudeste, 31,8% no Sul e 35,57% no Centro-Oeste. Enquanto que a proporção dos óbitos provocados por estrangulamento variou de 3,76% (região Nordeste) a 6,78% (região Sul). Destaca-se que esse perfil manteve-se em todos os quinquênios analisados.

No tocante ao local onde a morte ocorreu, destaca-se que no Brasil nos últimos 35 anos houve distribuição semelhante entre domicí-

lio (28,89%), hospital (28,32%) e via pública (26,58%). O que não se evidenciou nas regiões geográficas: no Sul, Norte e Centro-Oeste a maior proporção dos óbitos ocorreu no domicílio (37,56%, 30,30% e 33,82%, respectivamente); seguido pelo hospital (23,61%, 27,43% e 26,29%, respectivamente). Em contrapartida, na região Nordeste a via pública foi o principal local de ocorrência dos óbitos (31,03%), seguido pelo domicílio (27,58%); na região Sudeste os principais locais de ocorrência do óbito foram o hospital (32,05%), e com menor percentual a via pública (26,83%), e o domicílio (26,04%). Ainda, destaca-se que nos quinquênios analisados verificou-se uma modificação entre o principal local de ocorrência do óbito.

No período de 1980 a 2014, a evolução das taxas de mortalidade por homicídios em mulheres na região Sul do Brasil sugere tendência ascendente a partir do ano de 1994, momento no qual se observa redução nas taxas por evento cuja intenção é indeterminada. Do mesmo modo, na região Norte verificou-se aumento nas taxas de mortalidade por homicídio e redução para evento cuja intenção é indeterminada, sobretudo a partir de 1999. Em contrapartida, na região Nordeste, observou-se elevação nas taxas tanto para homicídios quanto para evento cuja intenção é indeterminada a partir de 1995 (Figura 1).

A tendência das taxas de mortalidade na região Sudeste apresentou redução até o ano de 1997, momento a partir do qual ocorreu elevação das mesmas até 2005, e redução nos anos seguintes. Destaca-se que a mortalidade por evento cuja intenção é indeterminada apresentou comportamento contrário ao daquela por homicídio: quando uma aumentava a outra reduzia, e vice-versa. No Centro-Oeste, verificou-se redução importante nas taxas de mortalidade por evento cuja intenção é indeterminada, sobretudo, nos anos 1980 e na segunda metade dos anos 1990 (Figura 1).

No que diz respeito à mortalidade, segundo idade e períodos em análise, verificou-se aumento progressivo nas suas taxas a partir dos 15 anos, atingindo o pico de incidência na faixa etária de 30 a 34 anos, idade a partir da qual ocorre redução progressiva, o que foi observado em todas as regiões geográficas brasileiras. Ainda, evidenciaram-se as menores taxas, em todas as faixas etárias, no período de 1980 a 1984 e as maiores no período de 2010 a 2014, exceto na região Sudeste, na qual nas de 20-24 anos a 35-39 anos, as maiores taxas de mortalidade foram verificadas no período de 1995-1999 (Figura 2).

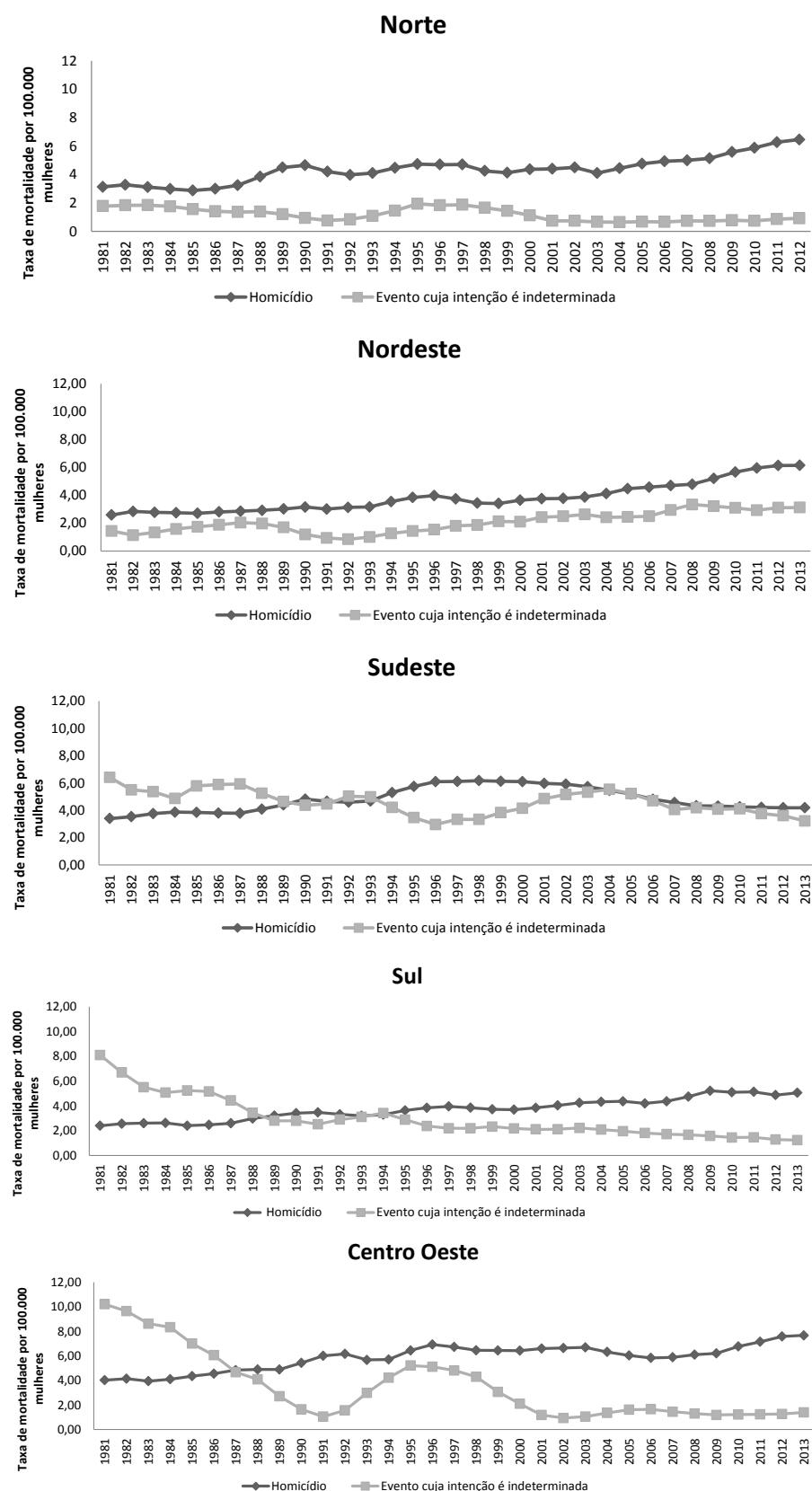


Figura 1. Taxas de mortalidade de mulheres por homicídios e evento cuja intenção é indeterminada, segundo regiões brasileiras, suavizadas por médias móveis trienais, no período de 1980 a 2014.

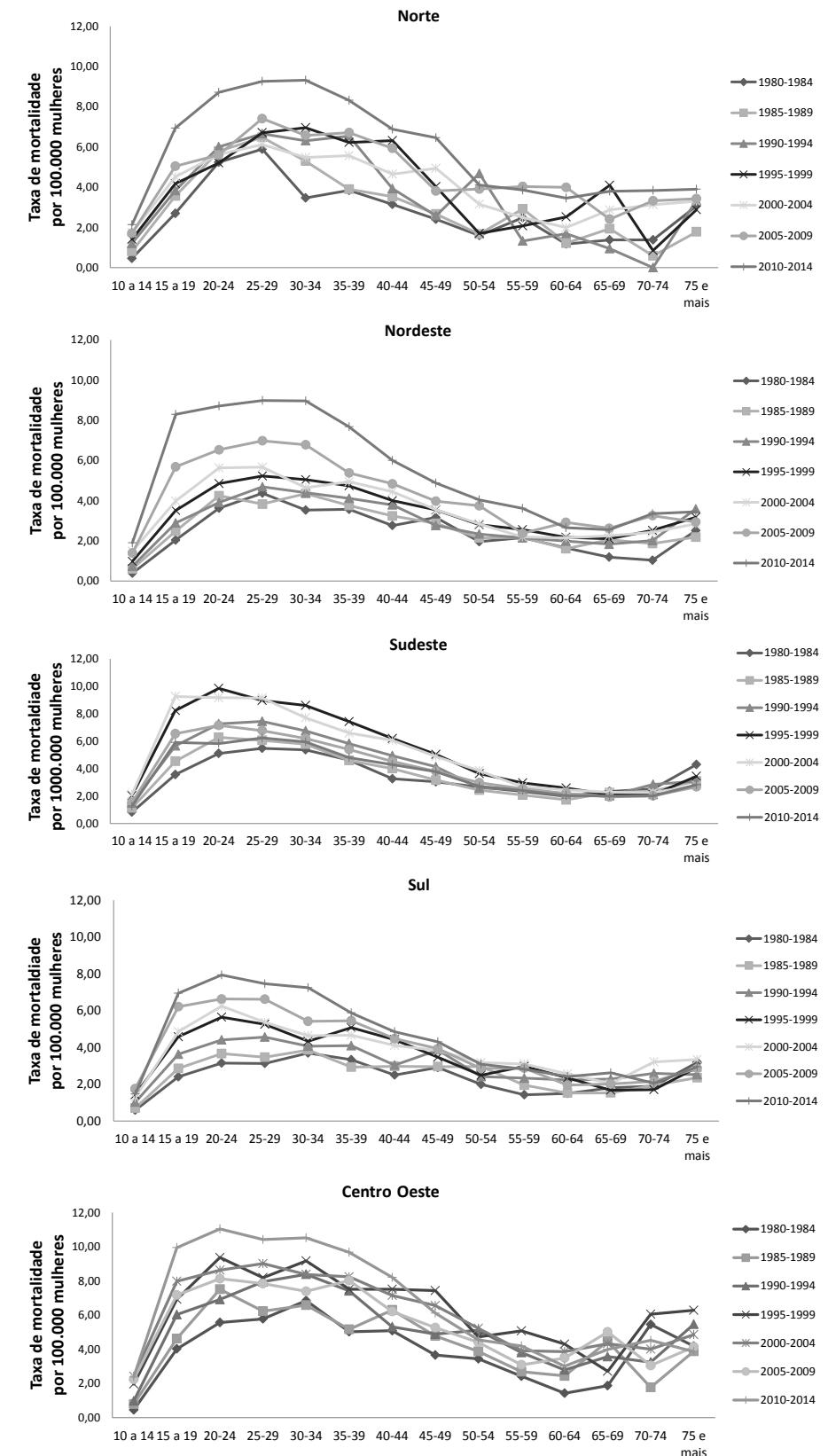


Figura 2. Taxas de mortalidade de mulheres por homicídio nas regiões brasileiras, segundo faixa etária e período do óbito, 1980 a 2014.

Em relação às taxas de mortalidade por homicídio segundo a coorte de nascimento e faixa etária, em todas as regiões brasileiras, é expressivo o perfil ascendente das mesmas em mulheres nascidas a partir da década de 1950, sendo as maiores verificadas em mulheres da geração de 1980, na faixa etária de 30 a 34 anos (Figura 3).

A análise da regressão binomial negativa evidenciou tendência ascendente nas taxas de mortalidade por homicídio de mulheres nas regiões Centro-Oeste (RR = 1,10, IC95% 1,003-1,103), Norte (RR = 1,02, IC95% 1,01-1,04), Nordeste (RR = 1,03, IC95% 1,01-1,04) e Sul (RR = 1,02, IC95% 1,01-1,03); e no Sudeste a evolução foi estacionária (RR = 0,99, IC95% 0,98-1,001). No mesmo período, a evolução das taxas por eventos cuja intencionalidade não era determinada foi descendente nas regiões Centro-Oeste (RR=0,95, IC95% 0,96-0,97), Norte (RR = 0,98, IC95% 0,97-0,99) e Sul (RR = 0,98, IC95% 0,96-0,98); e ascendente no Nordeste (RR = 1,003, IC95% 1,001-1,004) e Sudeste (RR = 1,003, IC95% 1,001-1,004).

Em relação ao resultado da análise APC, verificou-se que em todas as regiões os modelos idade-coorte (AC) e idade-período (AP) se ajustaram melhor aos dados quando comparado ao modelo apenas com a idade e o modelo idade-drift. O modelo completo foi significativamente melhor do que o com dois fatores AP ($p < 0,0001$) e AC ($p < 0,0001$). Destaca-se que o modelo AC tem como hipótese nula a não influência do efeito do período nas taxas de mortalidade e o modelo AP a não influência do efeito da coorte de nascimento.

Após o ajuste dos modelos APC verificou-se em todas as regiões que as mulheres mais jovens apresentam maior risco de morrer por homicídio quando comparadas às mais velhas, com o pico de incidência na faixa etária de 30 a 34 anos (Tabela 1 e Figura 4).

Em relação ao efeito do período ajustado pelo efeito da idade e coorte de nascimento, verificou-se que nas regiões Centro-Oeste, Sul e Sudeste o risco de morte por homicídio foi menor que 1, em todos os períodos quando comparado ao período de referência (1995 a 1999) (Tabela 1 e Figura 4). Em contrapartida, evidenciou-se aumento no risco de morte, na região Norte, nos períodos 1985 a 1989, 1990 a 1994 e 2010 a 2014, no entanto, observa-se que o mesmo foi estatisticamente significativo apenas no período de 1990 a 1994 (RR = 1,06, IC95% 1,008-1,11); nos demais, apresentou-se menor que 1, sendo estatisticamente significativo apenas nos quinquênios

da década de 2000. Do mesmo modo, na região Nordeste houve aumento do risco de morte nos períodos de 1980-1984 a 1990-1994, e no 2010-2014, destes o aumento foi estatisticamente significativo apenas no último em análise (RR = 1,06, IC 95% 1,02- 1,10) (Tabela 1 e Figura 4).

No que tange ao efeito da coorte de nascimento, após o ajuste pelo efeito do período e da idade, verificou-se aumento progressivo do risco de morte para as mulheres nascidas entre 1955 e 1959, quando comparada à coorte de referência (1950 a 1954), em todas as regiões brasileiras, exceto na região Nordeste na qual o aumento ocorreu a partir da coorte de 1960 a 1964. Destaca-se que o maior risco foi observado entre as mulheres nascidas na coorte de 2000 a 2004 (Tabela 1 e Figura 4).

Discussão

Em uma sociabilidade cada vez mais marcada por diversas e desumanas manifestações da violência, as mulheres destacam-se como um dos grupos mais vulneráveis, juntamente com as crianças e os idosos^{15,17,18}. Nesta realidade, o feminicídio representa a expressão mais cruel da violência de gênero, sendo considerado um grave problema de saúde pública influenciado por aspectos socioculturais e políticos.

No presente estudo, observou-se que o local de maior frequência de óbito variou de acordo com a região geográfica, tendo sido o domicílio, a via pública e o hospital. Estudiosos advogam que essas características sinalizam que esse homicídio seja causado por violência de gênero por ter o domicílio entre os principais locais de ocorrência^{5,15,17,18}, no entanto, a via pública tem apresentado crescente importância como local onde esses óbitos ocorrem, pois muitos parceiros ou ex-parceiros sabendo da rotina da vítima podem agredi-la na saída de casa, do trabalho ou de atividades educacionais. Ainda, em locais de grande vulnerabilidade social mulheres podem ser mortas pelo narcotráfico^{6,12}, muitas vezes envolvendo crimes de vingança, o que também se configura feminicídio⁶.

Em todas as regiões brasileiras, nos quinquênios analisados, a agressão foi perpetrada em maior proporção por arma de fogo, seguida de objetos cortantes/contundentes e estrangulamento. E estão em consonância com a realidade evidenciada nos Estados Unidos da América^{9,26} e no Brasil^{5,13,15,17,18}; no entanto, diferem dos achados de estudo realizado na Inglaterra e País de Gales,

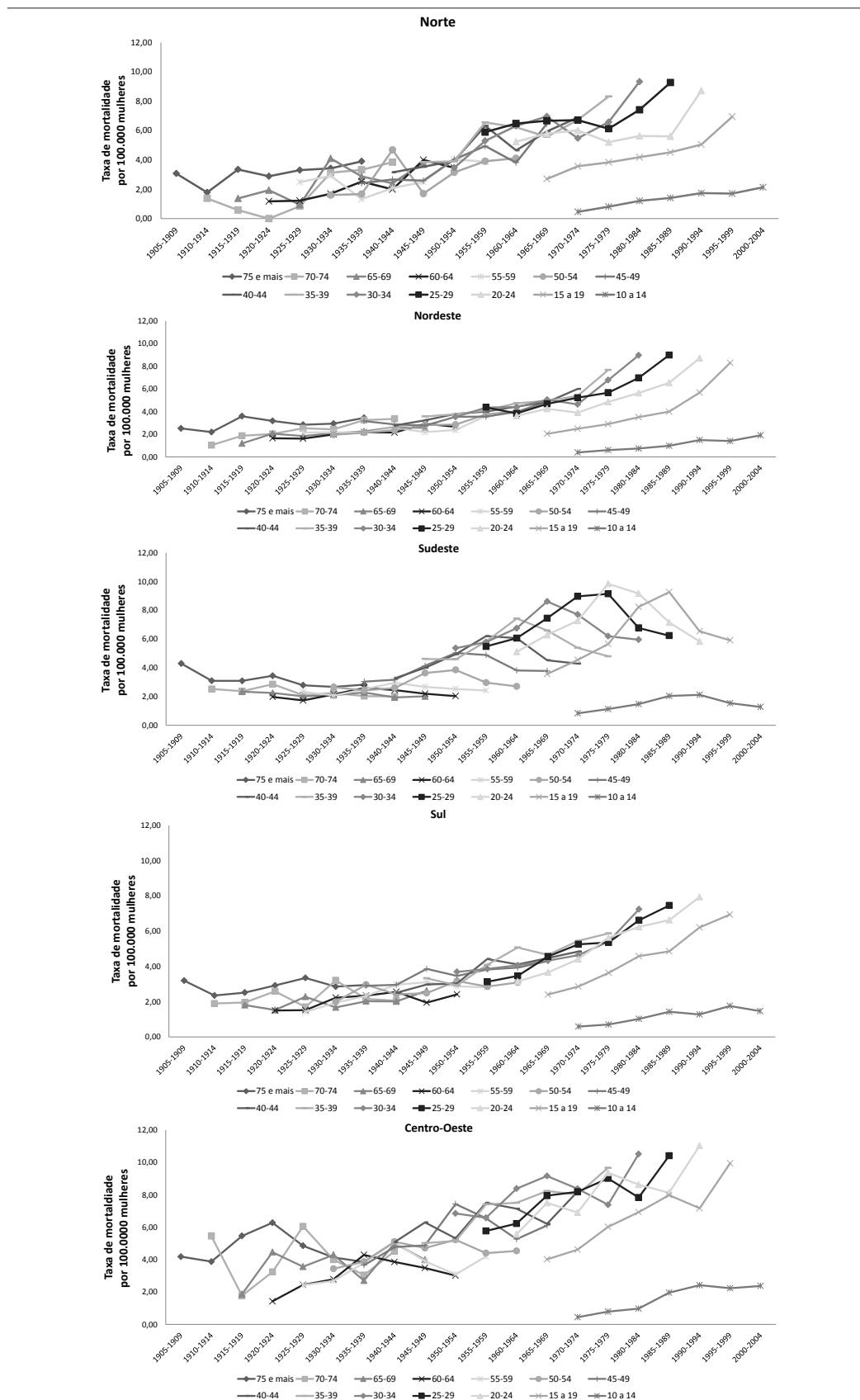


Figura 3. Taxa de mortalidade de mulheres por homicídio nas regiões brasileiras, segundo coorte de nascimento e faixa etária, no período de 1980 a 2014.

Tabela 1. Estimativas das taxas de mortalidade de mulheres por homicídios, por faixa etária, e do risco relativo com seus respectivos intervalos de confiança de 95% para o período e coorte de nascimento, após o ajuste do modelo APC, segundo regiões brasileiras, no período de 1980 a 2014.

	N	NE	SE	S	CO
Idade					
Taxa de mortalidade (IC95%)					
10 a 14	0.74(0.63 -0.85)	0.41 (0.37- 0.44)	1.81 (1.70 -1.91)	0.58 (0.51- 0.65)	1.11 (0.98- 1.27)
15 a 19	2.06 (1.84 -2.30)	1.40 (1.31- 1.48)	5.15 (4.93- 5.39)	1.83 (1.68- 2.00)	3.63(3.29 -4.01)
20 a 24	3.87 (3.48- 4.29)	2.88 (2.73- 3.05)	8.64 (8.28- 9.01)	3.40 (3.14- 3.68)	6.74 (6.15- 7.38)
25 a 29	4.25 (3.84- 4.71)	3.06 (2.90- 3.24)	7.30 (7.00- 7.61)	3.14 (2.91- 3.40)	6.14 (5.60- 6.72)
30 a 34	4.88 (4.44- 5.36)	3.74 (3.55- 3.94)	7.66 (7.37- 7.96)	3.66 (3.41- 3.92)	7.47 (6.88- 8.11)
35 a 39	4.71 (4.31- 5.150)	3.85 (3.66- 4.04)	7.01 (6.76- 7.26)	3.96 (3.70- 4.23)	7.65 (7.09- 8.26)
40 a 44	4.06 (3.75- 4.39)	3.41 (3.28- 3.56)	5.58 (5.42- 5.75)	3.71 (3.50- 3.93)	6.55(6.14- 7.00)
45 a 49	3.70 (3.40- 4.02)	3.11 (2.99- 3.24)	4.59 (4.45- 4.73)	3.3 (3.15- 3.52)	5.74 (5.37- 6.14)
50 a 54	3.63 (3.33- 3.95)	2.99 (2.87- 3.13)	3.99 (3.86- 4.12)	3.10 (2.92- 3.29)	5.32 (4.95 -5.70)
55 a 59	3.77 (3.43- 4.13)	3.01 (2.87- 3.16)	3.64 (3.51- 3.78)	3.02 (2.83- 3.23)	5.13 (4.74- 5.55)
60 a 64	4.06 (3.62- 4.55)	3.14 (2.98- 3.32)	3.45 (3.30- 3.60)	3.06 (2.84- 3.29)	5.12 (4.65-5.64)
65 a 69	4.45 (3.83- 5.18)	3.37 (3.15- 3.60)	3.36 (3.18- 3.55)	3.18 (2.90- 3.49)	5.22 (4.60- 5.92)
70 a 74	4.90 (4.03- 5.96)	3.67 (3.37- 4.01)	3.34 (3.11- 3.59)	3.37 (2.99- 3.80)	5.38(4.56- 6.34)
75 e mais anos	5.39 (4.23- 6.88)	4.05 (3.62- 4.52)	3.35 (3.06- 3.66)	3.60 (3.09- 4.20)	5.55 (4.51-6.83)
Período (IC95%)					
1980-1984	0.93 (0.86- 1.02)	1.01 (0.96- 1.06)	0.63 (0.61- 0.65)	0.86 (0.81-0.91)	0.77 (0.71- 0.83)
1985-1989	1.02 (0.97- 1.08)	1.01 (0.99- 1.04)	0.68 (0.66- 0.70)	0.90 (0.86- 0.95)	0.83 (0.80- 0.87)
1990-1994	1.06 (1.008- 1.11)	1.01 (0.99- 1.02)	0.80 (0.78- 0.82)	0.95 (0.91-1.006)	0.91 (0.87 -0.95)
1995-1999	1				
2000-2004	0.91(0.88- 0.95)	0.96(0.93- 0.99)	0.93(0.90- 0.95)	0.95 (0.92- 0.98)	0.92 (0.89 -0.95)
2005-2009	0.90 (0.84- 0.97)	0.97(0.93- 1.01)	0.68(0.66- 0.70)	0.88 (0.83- 0.93)	0.73 (0.69- 0.78)
2010-2014	1.07 (0.99- 1.14)	1.06 (1.02- 1.10)	0.60(0.58- 0.62)	0.87 (0.83- 0.92)	0.83 (0.78-0.88)
Coorte de Nascimento (IC95%)					
1905-1909	0.25 (0.17- 0.38)	0.48 (0.40- 0.57)	1.007 (0.87- 1.15)	0.63 (0.49- 0.80)	0.72 (0.52- 1.012)
1910-1914	0.29 (0.20- 0.42)	0.52 (0.45- 0.61)	0.99 (0.88- 1.12)	0.65 (0.53-0.81)	0.75 (0.56-1.002)
1915-1919	0.34 (0.25- 0.47)	0.56 (0.49- 0.64)	0.98 (0.89- 1.09)	0.69 (0.57- 0.82)	0.77 (0.60-0.99)
1920-1924	0.40 (0.31- 0.52)	0.61 (0.54- 0.67)	0.97 (0.89- 1.06)	0.72 (0.62- 0.83)	0.79 (0.64- 0.98)
1925-1929	0.47 (0.38- 0.58)	0.65 (0.60- 0.71)	0.96 (0.90- 1.03)	0.75 (0.67- 0.84)	0.82 (0.69- 0.97)
1930-1934	0.55 (0.46- 0.64)	0.71 (0.66- 0.75)	0.95 (0.91- 1.007)	0.79 (0.72- 0.86)	0.84 (0.74- 0.96)
1935-1939	0.64 (0.57- 0.72)	0.76 (0.73 -0.80)	0.95 (0.92- 0.98)	0.82 (0.78- 0.87)	0.87 (0.80-0.95)
1940-1944	0.74 (0.69- 0.80)	0.83 (0.81- 0.85)	0.95 (0.93- 0.97)	0.87 (0.84- 0.90)	0.90 (0.86- 0.95)
1945-1949	0.86 (0.84- 0.89)	0.84 (0.82-0.88)	0.97 (0.96- 0.97)	0.93 (0.91 -0.94)	0.94 (0.92 -0.97)
1950-1954	1				
1955-1959	1.14 (1.11- 1.17)	0.90 (0.89- 0.92)	1.05 (1.03- 1.06)	1.08 (1.06- 1.11)	1.07 (1.04 -1.09)
1960-1964	1.29 (1.22- 1.36)	1.11 (1.09- 1.12)	1.12 (1.08- 1.15)	1.20 (1.14- 1.26)	1.16 (1.09- 1.23)
1965-1969	1.43 (1.31 -1.56)	1.24 (1.20- 1.29)	1.15 (1.11- 1.19)	1.33 (1.25- 1.42)	1.25 (1.15- 1.36)
1970-1974	1.52 (1.37 -1.68)	1.40 (1.33- 1.47)	1.13 (1.09- 1.17)	1.49 (1.39- 1.59)	1.33 (1.23- 1.44)

* N (Norte), NE (Nordeste), SE (Sudeste), S (Sul) e CO (Centro-Oeste).

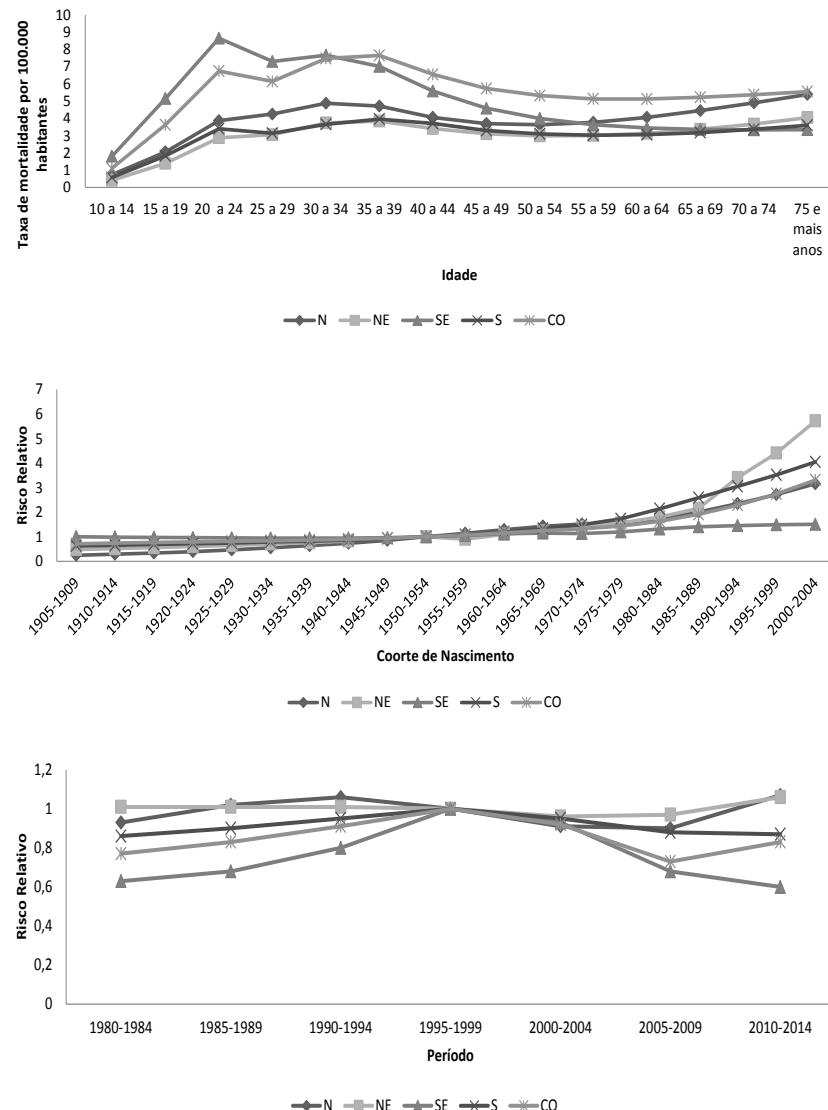


Figura 4. Resultados ajustados do modelo APC^a para a mortalidade de mulheres por homicídio nas regiões geográficas brasileiras, no período de 1980 a 2014.

^aOs modelos chamados de APC (age-period-cohort) levam em conta a interação entre idade, período e coorte de nascimento. N = Norte; NE = Nordeste; SE = Sudeste; S = Sul; CO = Centro-Oeste.

nos quais os óbitos foram perpetrados por objeto cortante e estrangulamento⁹.

A faixa etária e o local de ocorrência dos óbitos de mulheres nas regiões brasileiras apresentaram perfil semelhante ao que foi encontrado entre aquelas vítimas de violência doméstica, atendidas em serviços de urgência e emergência no país, em 2008 e 2009²⁶, e também em duas

emergências do município do Rio de Janeiro, estudadas por Deslandes et al.²⁷.

A evolução das taxas de mortalidade por agravos à saúde refletem mudanças na estrutura etária da população, assim como alterações na exposição aos fatores de risco e proteção estruturais e conjunturais, o que pode em parte explicar as diferenças observadas nas regiões geográficas

brasileiras, por isso a importância de se analisar o efeito da idade-período e coorte de nascimento²¹⁻²³. Ainda, é importante destacar o papel desempenhado pela melhoria na qualidade dos sistemas de informação sobre mortalidade, e os achados deste estudo podem ser influenciados por esta realidade. Técnicas estão sendo propostas para corrigir os registros de óbitos por causas externas⁵, as quais também possuem fragilidades. Neste sentido, o presente trabalho optou por avaliar a tendência da mortalidade tanto de óbitos por agressão quanto por evento cuja intenção é indeterminada.

Em relação ao efeito da idade, evidenciaram-se as maiores taxas de mortalidade em mulheres jovens, sobretudo na segunda e terceira década de vida. Esses achados são corroborados por outros estudos desenvolvidos no Brasil^{5,13,15,16,18}, nos Estados Unidos²⁶, na Argentina²⁹, na Colômbia²⁹ e no México²⁹. As mortes nessa fase causam prejuízo socioeconômico, pois há grande perda de anos potenciais de vida para essas populações, além de ônus jurídicos, carcerários, bem como para a saúde pública, com intenso sofrimento físico e psicológico para os familiares das vítimas^{15,30,31}.

A tendência estacionária observada nas taxas de mortalidade de mulheres na região Sudeste deve ser analisada com cautela, pois aquelas por evento, cuja intenção é indeterminada, mostraram-se ascendentes, o que pode estar subestimando as taxas de homicídio feminino nesta região. Do mesmo modo, as taxas de mortalidade por homicídios de mulheres na região Nordeste podem estar subestimadas devido à ascendência daquelas por evento com intenção indeterminada, sinalizando para os problemas nos registros de óbitos por causas externas. Vale a pena destacar que, percentualmente, os óbitos por causas de intenção indeterminada têm reduzido ao longo do tempo no Brasil, mas isso ocorre de forma diferenciada entre as regiões geográficas. Nordeste e Centro-Oeste foram as regiões com reduções menores no período de 2009 a 2013, influenciados fortemente pelo incremento percentual desses casos ocorridos no Estado de Pernambuco (72,6%) e no Distrito Federal (228,2%)¹³.

A análise do efeito do período após o ajuste pelo efeito da idade e da coorte de nascimento mostrou-se protetivo para o risco de morte por homicídio entre as mulheres residentes na região Centro-Oeste, Sul e Sudeste, em relação ao período de referência. Nas regiões Sul e Sudeste a redução dos mesmos foi progressiva com o menor valor no último período em análise (2010 a 2014). Enquanto que nas demais regiões não houve um

padrão definido, no entanto chama a atenção a realidade da região Nordeste que não apresentou redução do risco de óbito por homicídio no período de 2005 a 2014.

Os resultados evidenciados nas regiões Sul e Sudeste podem ser reflexo da redução da violência estrutural que ocorreu nessas regiões, sobretudo nos anos 2000, e segundo alguns autores a mesma foi devido às políticas públicas mais amplas e de segurança pública específicas como a campanha do Desarmamento^{5,29}, enquanto nas demais regiões observou-se uma elevação das taxas de violência estrutural, a chamada interiorização da violência. E segundo Meneghel e Hirata¹⁸, há uma relação entre violência urbana (estrutural) e a violência de gênero, pois no estudo destas, no período de 2003 a 2007, os estados brasileiros com as maiores taxas de violência urbana apresentaram as maiores taxas de feminicídio.

As disparidades observadas na evolução das taxas e no efeito do período para as taxas de mortalidade por feminicídio nas regiões geográficas brasileiras podem ser relacionadas às dificuldades na execução da Lei Maria da Penha, tendo em vista o número reduzido de serviços especializados para atender estas demandas, possivelmente corroboram com a não redução na tendência da mortalidade por este evento^{15,17}.

A redução progressiva no risco de morte por essa causa foi observada nas regiões brasileiras que concentram a maior quantidade de serviços especializados para a proteção à mulher em situação de violência. Nesse sentido, chama a atenção o fato das regiões Norte e Nordeste não apresentarem redução do risco para homicídio em mulheres no último período em análise, no qual a Lei Maria da Penha já encontrava-se em execução desde o ano de 2006. Contudo, a existência de uma lei não é capaz de promover mudanças expressivas na realidade, caso não haja esforços para mudança na cultura patriarcal na qual as assimetrias nas relações de gênero são consideradas normais, sendo ainda necessários esforços para qualificar os recursos humanos que atendem as mulheres em situação de violência, pois muitas vezes acabam por contribuir para um ciclo vicioso entre a violência doméstica e a institucional^{5,6,15,31}.

Outro fator que deve ser considerado ao avaliar estes resultados é a qualidade da informação dos óbitos por causas externas. A tendência ascendente e o risco de morte, aumentado ou reduzido, observado nas taxas de mortalidade destas localidades, podem ser reflexo tanto do aumento real do número de óbitos por homicídios em

mulheres, quanto do efeito de período de melhoria na qualidade dos registros de óbitos, tendo em vista a tendência descendente das taxas de mortalidade classificados como evento cuja intenção é indeterminada em todas as regiões, exceto nas Sudeste e Nordeste³².

No que diz respeito ao efeito da coorte de nascimento, evidenciou-se aumento expressivo das taxas e do risco de morte para as coortes de nascimento mais jovens. Tais achados coincidem com os descritos nos Estados Unidos²⁶, neste foi identificado aumento do risco de morte tanto para mulheres quanto para homens nascidos a partir de 1965, sendo responsável pelo aumento dos homicídios entre 1985-1994. No Brasil, o crescimento do risco ocorreu para ambos os sexos, para a mortalidade. Estudo de Araújo Júnior³³ mostra diferenciações do efeito de coorte de nascimento quando se analisam os estados brasileiros, no período de 1981 a 1996. Nos estados em que a tendência da taxa de homicídios é crescente, o efeito coorte é ascendente ao passo que naqueles nos quais houve declínio, o efeito coorte é descendente. Os achados de todos destes estudos estão de acordo com o fato de que a curva idade-crime não muda em relação a período, localidade, tipo de crime ou sexo.

Alguns fenômenos que aconteciam no Brasil e no mundo podem ajudar a entender os resultados aqui encontrados. As décadas de 1950 e 1960 foram períodos que tiveram a influência mundial do denominado *baby boom*, que se caracterizou pelo grande número de nascimento de crianças no pós-segunda guerra mundial (também chamados bebês da guerra) com consequente incremento do número absoluto e proporcional de jovens nas décadas seguintes. E as alterações no tamanho das coortes podem influenciar grandemente o volume de crimes, pois as mais velhas têm oportunidade de vida restrita³³.

No Brasil, esse fenômeno de crescimento das coortes mais jovens coincidiu com o processo de urbanização acelerada e mal planejada de suas cidades, para onde migraram amplas parcelas populacionais vindas de áreas rurais e de regiões menos desenvolvidas do país, que foram empurradas para as periferias. Passados mais de 50 anos, nessas localidades ainda persiste extrema precariedade dos equipamentos sociais necessários à sobrevivência e a uma vida digna³⁴. O País se urbanizava e industrializava com grandes iniquidades, a fim de realizar seu processo de desenvolvimento nos moldes capitalista, sendo que durante a ditadura militar grande parte da população se viu excluída das benesses advindas desse

desenvolvimento. As desigualdades históricas já existentes se reproduziram, intensificaram e se tornaram mais visíveis nesses espaços urbanos, gerando conflitos e expressões de distintas formas de violências, que inclusive se manifestam na de gênero^{5,12,18,29}. E sabe-se que as regiões de maior vulnerabilidade social estão mais expostas ao poder do crime organizado e do narcotráfico, aumentando a violência estrutural e com ela a doméstica^{5,12,18}.

Assim, o efeito protetor para homicídio em mulheres observado nas nascidas até 1955-1959 deixou de existir, e aquelas nascidas a partir da década 1960 passaram a ter um risco relativo maior que 1, cujo maior valor foi alcançado na coorte das nascidas entre 2000-2004, que em 2014 estavam na faixa etária dos 10 a 14 anos.

Outra hipótese a ser levantada é o fato de que as gerações mais jovens de homens, sobretudo nas regiões de maior vulnerabilidade social, estão mais suscetíveis ao uso abusivo de álcool e outras drogas, e com isso os expõem a serem vítimas e perpetradores de violência, inclusive de gênero^{5,6,11,26}. Essa tese é corroborada por estudos de revisão sistemática que têm comprovado que o fato do parceiro ser consumidor pesado de álcool aumenta a chance da mulher ser vítima de violência doméstica fatal e não fatal^{9,11,35}.

Ainda, as mudanças promovidas pela Revolução Sexual e dos Costumes na década de 1960 e 1970, que questionaram as relações desiguais e de gênero, e o papel que era naturalmente esperado para as mulheres em uma sociedade patriarcal, pode ter aumentado a exposição destas à violência de gênero. Segundo Bandeira⁷, a resistência feminina à cultura patriarcal faz a mesma ser pressionada por estar fora da norma predominante, e qualquer conduta feminina que questione a ordem vigente, como por exemplo a separação, pode ser punida até com a morte^{5,7,16,18}. Nesse mesmo sentido, estudo realizado no Brasil identificou menores taxas de mortalidade nos estados com maior taxa de fecundidade, os autores advogam que as mudanças nos papéis de gênero constituem fator de risco para morte de mulheres por homicídio¹⁸.

Este estudo apresenta como contribuição o fato de permitir a avaliação do efeito da idade -período e coorte de nascimento na mortalidade por homicídio em mulheres nas regiões geográficas brasileiras, permitindo entender a tendência temporal deste evento e com isso levantar hipóteses para sua evolução.

No entanto, é conhecida a disparidade entre as regiões geográficas brasileiras no que diz res-

peito à qualidade dos registros de óbito durante o período estudado, assim buscou-se analisar a tendência por evento cuja intenção é indeterminada, por saber que a proporção de registros com essa classificação interfere na tendência de mortalidade por homicídio.

Também, é importante destacar as limitações relacionadas aos modelos APC, pois os mesmos ainda se encontram em desenvolvimento e não há consenso na literatura sobre a melhor metodologia para corrigir o problema de não identificação e estimativa do modelo completo. Assim, os achados variam conforme as suposições utilizadas na construção dos modelos²¹⁻²³.

Conclusão

O presente estudo evidenciou tendência ascendente de mortalidade por feminicídio para as todas as regiões geográficas brasileiras, exceto a Sudeste, assim como aumento do risco de morte por feminicídio para as mulheres das coortes a partir de 1960 em todas as regiões geográficas.

O cenário será mantido caso não sejam tomadas medidas em relação ao orçamento público destinado ao combate à violência contra a mulher, aumentando a quantidade de casas abrigo, delegacias da mulher, assim como medidas educativas para a capacitação dos profissionais de saúde, do judiciário e agentes policiais, para que os mesmos estejam preparados para acolher e direcionar as mulheres para as medidas de proteção. No mesmo sentido, é preciso que as medidas protetivas e punitivas previstas na Lei Maria da Penha sejam cumpridas.

Ainda é preciso uma ampla discussão sobre as desigualdades de gênero em nossa sociedade, sobretudo no ambiente escolar desde a pré-escola até o ambiente universitário. Destaca-se que no Plano Nacional de Educação a discussão de gênero havia sido contemplada, no entanto, em vários municípios essa discussão foi retirada do Plano Municipal de Educação, sobretudo por intensa pressão das bancadas religiosas, refletindo mais uma vez o caráter patriarcal e machista da sociedade brasileira.

Colaboradores

ER Souza, KC Meira, AP Ribeiro, J Santos, TC Simões e RM Guimarães participaram da concepção do estudo. LF Borges coletou os dados, calculou as taxas e montou os bancos de dados. TC Simões, KC Meira e RM Guimarães contribuíram com as análises estatísticas, descrição e discussão das mesmas. ER Souza, KC Meira, AP Ribeiro, J Santos, LV Oliveira e LF Borges participaram da estruturação e análise crítica do manuscrito. Todos os autores analisaram e aprovaram a versão final do artigo.

Referências

1. Gomes ICR. Enfrentamento de mulheres em situação de violência doméstica após agressão. *Revista Baiana de Enfermagem* 2014; 28(2):134-144.
2. Edelstein A. Culture transition, acculturation and intimate partner homicide. *Springer Plus* 2013; 2(338):1-12.
3. Costa MC, Lopes MJM, Soares JSF. Violência contra mulheres rurais: gênero e ações de saúde. *Esc. Anna Nery* 2015; 19(1):162-168.
4. World Health Organization (WHO). *Multi-country study on women's health and domestic violence against women. Initial results on prevalence, health outcomes and women's responses*. Geneva: WHO; 2011.
5. Garcia LP, Freitas LRS, Silva GDM, Hofelmann DA. Estimativas corrigidas de feminicídios no Brasil, 2009 a 2011. *Rev Panam Salud Pública* 2015; 37(4/5):251-257.

6. Meneghel SN, Ceccon RF, Hesler LZ, Margarites AF, Rosa S, Vasconcelos VD. Femicídios: narrativas de crimes de gênero. *Interface (Botucatu)* 2013; 17(46):523-533.
7. Bandeira L. Três décadas de resistência feminista contra o sexismo e a violência feminina no Brasil: 1976 a 2006. *Sociedade e Estado* 2009; 24(2):401-438.
8. Leites GT, Meneghel SN, Hirakata VN. Homicídios femininos no Rio Grande do Sul, Brasil. *Rev. bras. Epidemiol.* 2014; 17(3):642-653.
9. Aldridge ML, Browne. Perpetrators of spousal homicide: a review. *Trauma, Violence & Abuse* 2003; 4(3):256-257.
10. Garcia L, Soria C. Homicides and intimate partner violence: a literature review. *Trauma, violence, & abuse* 2007; 8(4):370-383.
11. Eckhardt K, Pridemore WA. Differences in female and male involvement in lethal violence in Russia. *J Crime Justice* 2009; 37(2):55-64.
12. Wright MW. Necropolitics, narcopolitics, and femicide: gendered violence on the Mexico-U.S. border. *Signs* 2011; 36(3):707-731.
13. Waisfisz JJ. *Mapa da Violência 2015: homicídio de mulheres no Brasil*. Brasília: Flacso; 2015. [acessado 2016 nov 20]. Disponível em: http://www.onumulheres.org.br/wp-content/uploads/2016/04/MapaViolencia_2015_mulheres.pdf
14. Albarran J. Referentes conceptuales sobre femicidio / feminicidio: Su incorporación en la normativa jurídica Venezolana. *Comunidad y Salud* 2015; 13(2):75-80.
15. Garcia LP, Freitas LRS, Hofelmann DA. Avaliação do impacto da Lei Maria da Penha sobre mortalidade de mulheres por agressões no Brasil, 2001-2011. *Epidem. serv. Saúde* 2011; 22(3):383-394.
16. Saffiotti HIB. Já se mete a colher em briga de marido e mulher. *São Paulo em Perspectiva* 1999; 13(4):81-92.
17. Garcia LP, Silva GBM. *Mortalidade de mulheres por agressão no Brasil: perfil e estimativas corrigidas (2011-2013)*. Rio de Janeiro: Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA); 2016. Texto para discussão.
18. Meneghel SN, Hirata VN. Feminicídio: homicídios femininos no Brasil. *Rev Saude Publica* 2011; 45(3):564-574.
19. Brasil. Lei nº 13.104, de 9 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* 2015; 10 mar.
20. Meinhardt YM, Maia GF. Não é uma rede que flui - da invisibilidade às possibilidades de novos modos de cuidar: a violência contra as mulheres na saúde mental. *Barbaró* 2015; 44(Ed. esp.):120-136.
21. Holford TR. Understanding the effects of age, period, and cohort on incidence and mortality rates. *Annu Rev Publ Health* 1991; 12:425-457.
22. Holford TR. The estimation of age, period and cohort effects for vital rates. *Biometrics* 1983; 39(2):311-324.
23. Robertson C, Gandini S, Boyle P. Age-Period-Cohort Models: A Comparative Study of Available Methodologies. *J Clin Epidemiol* 1999; 52(6):569-583.
24. Brasil. Ministério da Saúde (MS). *Agenda Nacional de Prioridades e Pesquisa em Saúde*. 3ª ed. Brasília: MS; 2011.
25. Conceição GMS, Saldiva PHN, Singer JM. Modelos MLG e MAG para análise da associação entre poluição atmosférica e marcadores de morbi-mortalidade: uma introdução baseada em dados da cidade de São Paulo. *Rev. Bras. Epidemiol.* 2001; 3(4):206-219.
26. Shahpar C, Li G. Homicide Mortality in the United States, 1935-1994: Age, Period, and Cohort Effects. *Am J Epidemiol* 1999; 150(11):1213-1222.
27. Brasil. Ministério da Saúde (MS). *Viva: vigilância de violências e acidentes, 2008 e 2009*. Brasília: MS; 2010.
28. Deslandes SF, Gomes R, Silva CMPF. Caracterização dos casos de violência doméstica contra a mulher atendidos em dois hospitais públicos do Rio de Janeiro. *Cad Saude Publica* 2000; 16(1):129-137.
29. Souza ER, Melo NA, Silva JG, Franco SA, Alazraqui M, González-Peres GJ. Estudo multicêntrico da mortalidade por homicídios em países da América Latina. *Cien Saude Colet* 2012; 17(12):3183-3193.
30. Fernandes MCC. A tutela penal patriarcal: por que a criminalização do feminicídio não é uma conquista para o feminismo? *Revista Transgressões-Ciências criminais em debate* 2015; 3(1):131-149.
31. Vilella WV, Vieira TF, Vieira ML, Vianna LAC, Sala DCP, Lima LFP, Oliveira EM. Ambiguidades e contradições no atendimento de mulheres que sofrem violência. *Saúde Soc.* 2011; 20(1):113-123.
32. Alazraqui MA, Spinelli H, Zunino MG, Souza ER. Calidad de los sistemas de información de mortalidad por violencias en Argentina y Brasil - 1990-2010. *Cien Saude Colet* 2012; 17(12):3279-3288.
33. Araujo Júnior AF. Decomposição dos efeitos idade, período e coorte de taxas de homicídios: uma análise por Estados – 1981-1996. *Economia & Gestão* 2002; 2(3):91-108.
34. Castellanos PL. Epidemiologia, Saúde Pública, Situação de Saúde e Condições de Vida. Considerações Conceituais. In: Barata RB, organizador. *Condições de Vida e Situação de Saúde*. Rio de Janeiro: Ed. Abrasco; 1997. p. 31-75.
35. Sharps PW, Campbell J, Campbell D, Gary F, Webster D. The Role of Alcohol Use in Intimate Partner Femicide. *Am J Addict* 2001; 10(2):122-135.

Artigo apresentado em 05/01/2017

Aprovado em 18/04/2017

Versão final apresentada em 22/05/2017