

Lenice de Castro Mendes Villela^I

Suzana Alves de Moraes^{II}

Claudio Shigueki Suzuki^{III}

Isabel Cristina Martins de Freitas^{III}

Tendência da mortalidade por homicídios em Belo Horizonte e Região Metropolitana: 1980-2005

Homicide mortality trends in Belo Horizonte and Metropolitan Area: 1980- 2005

RESUMO

OBJETIVO: Analisar a evolução das taxas de mortalidade por homicídio em Belo Horizonte e Região Metropolitana no período de 1980 a 2005.

MÉTODOS: Estudo de série temporal, cujos dados sobre óbitos foram obtidos do Sistema de Informações sobre Mortalidade e as estimativas populacionais segundo sexo, idade e anos-calendário, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Os coeficientes específicos de mortalidade, segundo sexo e faixa etária, foram calculados anualmente para cada região geográfica. A análise de tendência foi realizada por meio da construção de modelos de regressão polinomial para séries históricas, adotando-se nível de significância de 0,05.

RESULTADOS: Houve elevada magnitude das taxas de mortalidade por homicídios em Belo Horizonte e Região Metropolitana, principalmente para o sexo masculino, permitindo identificar, em relação à tendência secular, crescimento acelerado dessas taxas em ambos os sexos e em quase todas as faixas etárias, mais expressivamente a partir do início da década de 1990, na Região Metropolitana da capital.

CONCLUSÕES: Os resultados indicam a necessidade de implementação de políticas públicas conjuntas, direcionadas para o controle da violência. Recomendam-se investimentos em educação e garantia de acesso ao emprego, visando o controle da ascensão acelerada da mortalidade por homicídios, principalmente, entre os jovens do sexo masculino, residentes na Região Metropolitana.

DESCRITORES: Homicídio. Mortalidade, tendências. Causas Externas. Zonas Metropolitanas. Estudos de Séries Temporais.

^I Departamento Materno Infantil e de Saúde Pública. Escola de Enfermagem. Universidade Federal de Minas Gerais. Belo Horizonte, MG, Brasil

^{II} Departamento Materno-Infantil e Saúde Pública. Escola de Enfermagem de Ribeirão Preto (EERP). Universidade de São Paulo (USP). Ribeirão Preto, SP, Brasil

^{III} Programa de Pós-Graduação em Enfermagem e Saúde Pública. EERP-USP. Ribeirão Preto, SP, Brasil

Correspondência | Correspondence:
Suzana Alves de Moraes
Campus Universitário - USP
Av. dos Bandeirantes, 3900
14040-902 Ribeirão Preto, SP, Brasil
E-mail: samoraes@usp.br

Recebido: 25/3/2009
Aprovado: 14/10/2009

Artigo disponível em português e inglês em:
www.scielo.br/rsp

ABSTRACT

OBJECTIVE: To analyze the evolution of homicide mortality rates in Belo Horizonte and its metropolitan area, Southeastern Brazil, from 1980 to 2005.

METHODS: Deaths by homicide were obtained from the SIM (Mortality Information System). Population estimates by sex, age group and calendar-years were obtained from the Brazilian Institute of Geography and Statistics (IBGE). The specific mortality rates for sex and age groups were calculated annually for each geographic region. The trends analysis was carried out using polynomial regression models for time series data, with a significance level $\alpha \leq 0.05$.

RESULTS: There were high homicide mortality rates in Belo Horizonte and the metropolitan area, principally amongst males. Secular trends showed an accelerated growth of the rate ratios in both sexes and in almost all age groups, most evidently from the beginning of the 1990s in the metropolitan area.

CONCLUSIONS: The results show the need to implement organized public policies for the control of violence. Investing in education and guaranteeing access to employment are recommended for the control of the accelerated increase in homicide mortality, principally among male youth residents of the metropolitan area.

DESCRIPTORS: Homicide. Mortality, trends. External Causes. Metropolitan Zones. Time Series Studies.

INTRODUÇÃO

Nas últimas décadas, a transição demográfico-epidemiológica tem gerado grandes transformações nos padrões da saúde e doença da população brasileira. A redução da mortalidade infantil e da mortalidade por doenças infecciosas, ao lado de participação crescente das doenças crônico-degenerativas no cenário de morbimortalidade desta população, trouxeram novos desafios para os profissionais da área de saúde, entre os quais está o aumento simultâneo das taxas de morbidade e de mortalidade por causas externas.^{8,13}

Segundo Briceño-Leon,³ os custos diretos com a violência no Brasil, em 2000, foram de aproximadamente 3,3% do PIB, o que equivale a três vezes mais do que se investe em ciência e tecnologia no País.

Para Mello Jorge et al,^a até o final da década de 1980, as taxas de mortalidade por acidentes de trânsito colocavam este grupo de causas como o principal responsável pela mortalidade por causas externas. Concomitantemente, as taxas de mortalidade por homicídios evoluíram até ultrapassar as taxas de mortalidade por acidentes de trânsito, haja vista que, no início da década de 1990, o aumento percentual de mais de 60% colocou os homicídios em primeiro lugar nas estatísticas de mortalidade por causas externas, especialmente

nas grandes capitais brasileiras. Esse fenômeno ocorreu também em outros países, como México, Colômbia, Porto Rico e Venezuela e, em menor frequência, nos Estados Unidos, constituindo-se em sério problema de saúde pública.

Segundo Minayo,¹⁸ nos últimos 20 anos, os homicídios, no Brasil, tiveram um crescimento proporcional de mais de 200%. O mais elevado incremento ocorreu na década de 1980, porém, a partir da década de 1990, os percentuais mantiveram uma tendência de crescimento, embora com menor intensidade.

Souza,²³ estudando a mortalidade por homicídios, no Brasil, no período de 1980 a 1988, observou um crescimento proporcional em todas as idades, notadamente no sexo masculino que representava 90% das vítimas. Embora coeficientes de maior magnitude tenham sido observados na faixa etária de 15 a 19 anos, seguidos pelos da faixa de dez a 14 anos, o incremento percentual da mortalidade por essa causa, no período, foi de 93,3% para a faixa etária de dez a 14 anos e de 43,6% para a faixa de 15 a 19 anos, denotando uma visível alteração no perfil etário da mortalidade por este grupo de causas, entre os jovens.

^a Mello Jorge MHP, Gotlieb SLD, Laurenti R, editores. A saúde no Brasil: análise do período 1996 a 1999. Brasília: Organização Pan-Americana da Saúde; 2001. Análise por tipo de doença ou agravo; p. 203-20.

Mello Jorge et al,¹⁶ no período de 1996 a 1999, ao compararem as taxas de mortalidade por homicídios na América Latina, destacaram o Brasil como o país detentor das mais altas taxas, sobressaindo-se a região Sudeste, onde os respectivos coeficientes de mortalidade, para os estados do Rio de Janeiro, Espírito Santo, São Paulo e Minas Gerais foram, respectivamente, 52,6; 51,9; 44,0 e 9,2 por 100.000 habitantes.

Embora o estado de Minas Gerais apresente menores taxas de mortalidade por homicídios que outras regiões do Brasil, sua capital se classifica entre as cinco primeiras, na mortalidade por este grupo de causas.¹⁷ Por outro lado, estudos de mortalidade por homicídios, realizados no município de Belo Horizonte, evidenciaram que a ocorrência de óbitos por este grupo de causas diferencia-se, segundo as suas regiões geográficas. Ishitani et al,¹⁰ em 2000, identificaram na regional centro-sul de Belo Horizonte que a mortalidade por homicídios ocorreu, principalmente, em pessoas jovens e residentes em favelas. Ao considerar o indicador “anos potenciais de vida perdidos” (APVP), obtiveram um percentual de 61,5%, em relação aos demais grupos de causas. Segundo os autores, a mortalidade por homicídios nessa regional foi 16 vezes maior nas áreas que concentravam favelas do que nos respectivos bairros.

O objetivo do presente estudo foi analisar a evolução das taxas de mortalidade por homicídio em Belo Horizonte e Região Metropolitana, no período de 1980 a 2005.

MÉTODOS

O estudo teve delineamento ecológico (séries temporais),¹⁹ e foi desenvolvido com dados correspondentes ao município de Belo Horizonte, MG, e sua Região Metropolitana, no período de 1980 a 2005.

Os óbitos por homicídios, segundo causa básica, sexo, idade, regiões geográficas e anos-calendário foram extraídos do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), do Ministério da Saúde.^b Para os óbitos ocorridos de 1980 a 1995, utilizaram-se os códigos (E960-E969) da 9ª Classificação Internacional de Doenças (CID-9)²⁰ e para aqueles ocorridos entre 1996 e 2004, utilizaram-se os códigos (X85-Y09) da CID-10.²¹ A classificação definitiva da causa básica nas Declarações de Óbitos em Belo Horizonte e Região Metropolitana é submetida a procedimentos de revisão e re-classificação de modo padronizado, o que minimiza a possibilidade de erros de classificação.

As estimativas populacionais segundo sexo, idade e regiões geográficas para o período de 1980 a 2005 foram obtidas a partir dos censos demográficos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE).

Os coeficientes específicos de mortalidade foram calculados, anualmente, em cada região geográfica, segundo o sexo, e em seis faixas etárias: “15-19”; “20-29”; “30-39”; “40-49”; “50-59” e “60-69 anos”. Os coeficientes de mortalidade foram calculados dividindo-se o número de óbitos pela população estimada em 1º de julho, em cada ano-calendário, apresentando-se os resultados em base de 100.000 habitantes. Ao avaliar os indicadores para a Região Metropolitana, excluiu-se o município de Belo Horizonte.

Na análise de tendência, inicialmente, para minimizar a correlação seriada entre os termos da equação de regressão, realizou-se a centralização da variável “ano”, a partir do ponto médio da série histórica. Portanto, para o período compreendido entre 1980 e 2005, o termo (X-1992,5) representa a variável centralizada. Assim, para o modelo linear, tem-se:

$$Y_T = \beta_0 + \beta_1 (X - 1992,5)$$

onde Y_T = coeficiente de mortalidade; β_0 = coeficiente médio do período; β_1 = incremento médio anual; X = ano calendário centralizado.

Para suavizar a série histórica, em função da oscilação dos pontos proveniente do pequeno número de óbitos (ruído branco), principalmente em faixas etárias mais avançadas, optou-se pelo cálculo das médias móveis centradas em três e em cinco termos.¹⁹ Neste processo, para a média móvel centrada em três termos, o coeficiente alisado do ano i (Y_{ai}) correspondeu à média aritmética dos coeficientes no ano anterior ($i-1$), do próprio ano (i) e do ano seguinte ($i+1$):

$$Y_{ai} = \frac{Y_{i-1} + Y_i + Y_{i+1}}{3}$$

e para a média móvel centrada em cinco termos, o respectivo coeficiente foi obtido aplicando-se a fórmula:

$$Y_{ai} = \frac{Y_{i-2} + Y_{i-1} + Y_i + Y_{i+1} + Y_{i+2}}{5}$$

Em seguida, foram analisados os diagramas de dispersão observando-se os coeficientes de mortalidade por homicídios, em relação aos anos-calendário, para identificar a função que mais se ajustava à trajetória do processo para cada sexo, faixa etária e região geográfica. A aderência à distribuição normal foi testada.

O estudo de tendência foi conduzido utilizando-se modelos de regressão polinomial para séries históricas, sendo a variável dependente o coeficiente de mortalidade por homicídios (Y), com média móvel centrada em cinco termos e a variável independente o ano centralizado (X). Optou-se por realizar o estudo

^b Ministério da Saúde. Datasus. Sistema de informação sobre mortalidade (1980-2004). [citado 2008 ago 15]. Disponível em: <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS>

de tendência por meio de modelos de regressão, diante da maior facilidade de formulação e interpretação dos resultados, visando encontrar a equação de regressão que melhor descrevesse a relação existente entre a variável dependente (Y) e a independente (X).¹¹ O nível de significância adotado (α) foi de 0,05.

Foi realizada a modelagem pela técnica de regressão linear, iniciando-se pelo modelo de menor ordem ($Y=\beta_0+\beta_1X$), testando-se, em seguida, modelos mais complexos, como o de segunda ordem ($Y=\beta_0+\beta_1X+\beta_2X^2$) e terceira ordem ($Y=\beta_0+\beta_1X+\beta_2X^2+\beta_3X^3$). Estas três etapas foram inicialmente geradas para cada faixa etária e sexo, totalizando a construção de 72 modelos.

A escolha do melhor modelo teve como pressupostos: análise dos diagramas de dispersão; valores p para a estatística F; valores do coeficiente de determinação ajustado (r_a^2) e análise dos resíduos que deveriam

apresentar distribuição normal e variância constante (homocedasticidade).¹¹ Com base nestes pressupostos, optou-se, sempre que possível, pelos modelos de menor ordem.

Para padronizar as escalas para os eixos das ordenadas, os valores estimados dos coeficientes por homicídios foram transformados em logaritmos naturais (ln).

Todas as análises foram conduzidas com o aplicativo Stata 8.2.

RESULTADOS

As Tabelas 1 e 2 exibem os coeficientes observados de mortalidade por homicídios para ambos os sexos e nas seis faixas etárias, ao longo da série histórica, no município de Belo Horizonte e região Metropolitana, respectivamente. No período estudado, observou-se maior magnitude dos coeficientes no sexo masculino,

Tabela 1. Coeficientes de mortalidade por homicídios (x100.000), segundo sexo e faixa etária. Belo Horizonte, MG, 1980 - 2005.

Idade (anos)	15-19		20-29		30-39		40-49		50-59		60-69	
	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F
1980	35,74	2,67	58,3	3,51	44,79	3,27	47,36	3,53	42,24	0	15,8	5,68
1981	24,9	5,36	36,4	2	46,18	5,54	45,11	1,15	14,45	1,69	11,37	0
1982	16,06	1,8	36,3	5,96	28,31	6,11	27,64	2,22	32,04	0	18,25	0
1983	18,22	3,64	26,4	3,46	32,35	4,42	15,93	1,08	23,34	4,78	3,52	2,52
1984	19,38	4,6	35,5	5,41	21,68	8,54	27,51	6,29	20,8	4,66	10,19	0
1985	17,48	2,79	30	2,94	25,68	2,75	17,52	2,04	9,2	0	6,57	0
1986	18,66	3,75	34,2	0,97	20,39	5,33	22,84	6,95	21,49	0	12,72	0
1987	26,12	1,89	38,9	5,82	23,48	4,53	20,11	2,9	13,97	4,31	6,17	0
1988	26,32	2,87	36,6	6,28	25,7	2,51	19,69	5,66	13,63	1,4	5,99	0
1989	36,07	3,86	46	2,88	28,51	3,06	26,8	5,53	19,99	0	8,73	2,05
1990	23,52	2,92	40,1	3,35	31,21	3,57	25,23	3,6	14,66	0	17,01	0
1991	28,04	2,96	56,2	4,76	40,25	5,2	27,78	1,76	25,43	2,62	19,27	1,93
1992	25,14	3,85	40	4,31	39,08	5,71	31,9	2,55	24,86	1,28	13,33	1,89
1993	31,71	0,97	45,8	4,67	39,46	4,53	31,26	4,3	20,25	2,57	2,7	3,79
1994	31,36	2,87	45,3	5,08	30,7	3,36	25,93	2,95	7,7	2,54	10,67	1,87
1995	42,39	3,78	65,5	2,74	40,5	3,88	32,55	5,05	25,91	5,03	23,75	5,56
1996	33,44	2,62	62,8	6,91	46,84	5,93	35,03	2,22	22,63	3,52	9,34	1,7
1997	40,52	5,2	64,9	3,92	53,17	7,49	23,44	7,35	32,26	2,33	18,53	0
1998	46,64	5,16	91,1	7,78	65,54	9,03	30,18	2,19	23,68	4,62	27,6	3,34
1999	51,76	15,38	96,7	8,21	59,05	9,49	33,39	5,07	22,13	3,44	13,7	0
2000	106,81	13,24	125	8,52	66	5,71	30,87	6,34	21,8	2,95	22,35	2,99
2001	98,55	3,5	132	7,11	79,3	5,66	42,53	4,4	32,4	4,87	26,17	1,48
2002	137,14	7,78	154	3,96	84,13	5,6	43,53	3,73	30,85	1,93	21,9	1,46
2003	177,5	16,28	217	13,5	108,87	7,06	62,87	4,31	36,44	3,82	37,62	1,45
2004	183,35	18,68	256	9,5	116,87	10,49	67,36	4,27	43,1	2,84	19,54	7,18
2005	185,69	9,15	210	13,1	94,67	7,83	57,48	6,58	36,52	1,85	26,8	7,04

considerando-se que as quatro primeiras faixas etárias (15-19, 20-29, 30-39 e 40-49 anos) concentraram os valores mais elevados destes coeficientes, em ambos os sexos.

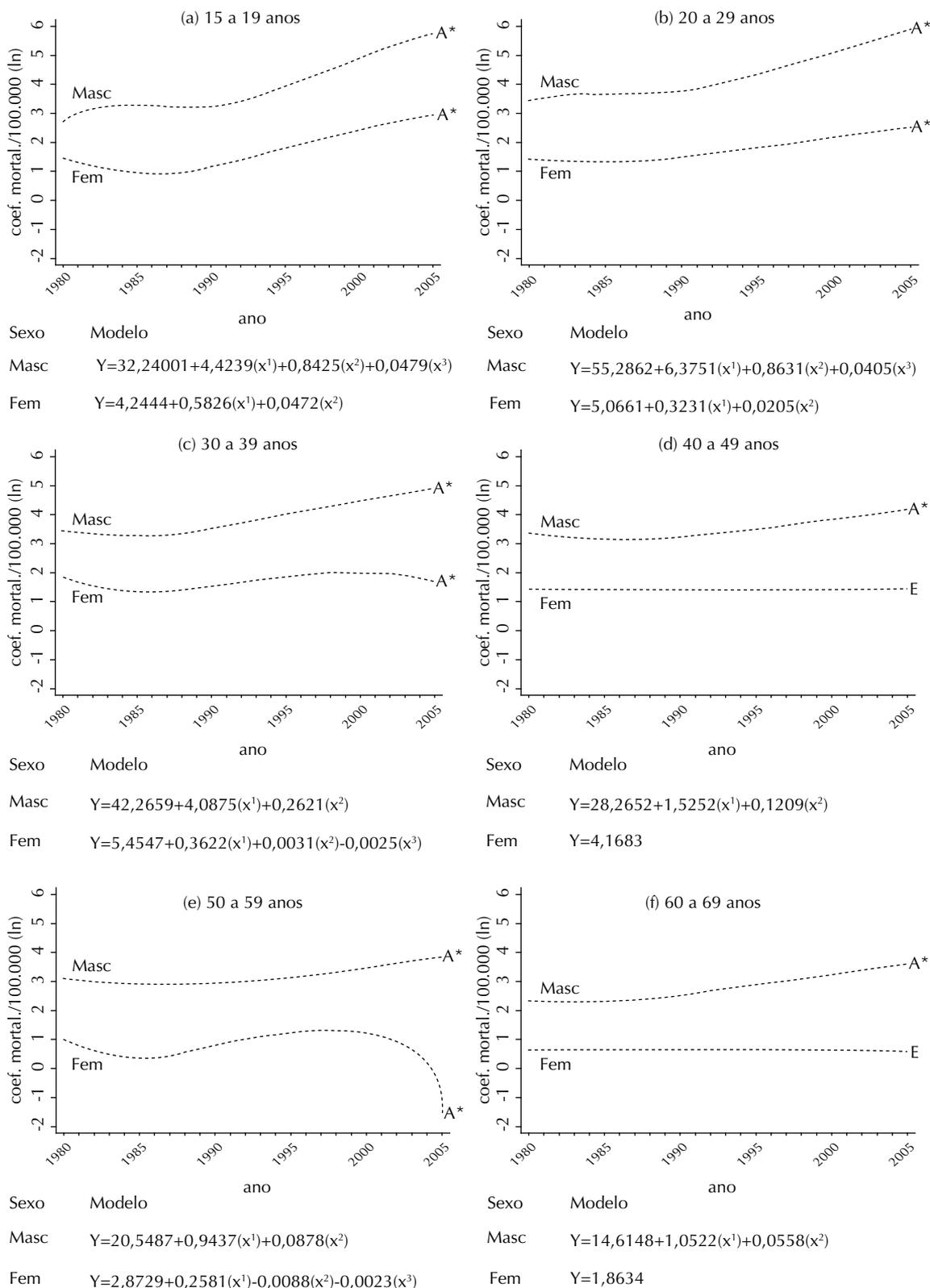
As Figuras 1 e 2 apresentam os modelos de regressão, em cada região estudada, segundo sexo e faixa etária. Os coeficientes de determinação ajustados variaram de 0,75 a 0,99 e a maioria dos modelos apresentou termos quadráticos ou cúbicos, denotando trajetórias com diferentes padrões de aceleração, em alguns períodos da série. Séries estacionárias foram identificadas apenas para o sexo feminino, e corresponderam à faixa etária de 40-49 anos, no município de Belo Horizonte, e à de 60-69 anos, em ambas as regiões. Todos os modelos escolhidos para análise de tendência nas duas regiões apresentaram valores p descritivos <0,001 para a estatística F e foram selecionados somente após a confirmação de homocedasticidade dos resíduos.

No município de Belo Horizonte, considerando-se o sexo masculino, os modelos apresentaram trajetórias ascendentes em todas as faixas etárias, com períodos de aceleração, que se tornaram mais evidentes a partir do início da década de 1990, ou em anos próximos, não sendo observados períodos de declínio. Padrão diferente foi observado para o sexo feminino, em que as trajetórias dos indicadores apresentaram períodos de ascensão (1986-2000) seguidos por períodos de declínio, no final da série histórica, principalmente nas faixas etárias de 30-39 e 50-59 anos.

Na Região Metropolitana, observou-se tendência de ascensão dos coeficientes estimados, em ambos os sexos. No sexo masculino observou-se aceleração acentuada, no início da década de 1990, principalmente nas três primeiras faixas etárias. Por outro lado, não foi observado nenhum período de declínio ao longo da série estudada para o sexo feminino.

Tabela 2. Coeficientes de mortalidade por homicídios (x100.000), segundo sexo e faixa etária. Região Metropolitana de Belo Horizonte, MG, 1980-2005.

Idade (anos)	15-19		20-29		30-39		40-49		50-59		60-69	
	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F	M	F
1980	19,64	3,91	44,59	3,57	54,55	1,9	56,12	8,49	40,68	0	7,99	7,3
1981	32,17	3,77	36,91	4,51	25,22	5,2	32,59	5,27	25,54	0	7,49	0
1982	12,68	5,41	46,55	7,42	36,93	14,13	32,7	4,87	23,82	3,87	21,05	6,25
1983	12,15	3,46	35,11	5	46,79	2,87	43,71	9,05	29,76	0	32,98	0
1984	13,33	1,66	32,43	1,89	27,61	2,64	30,8	6,33	31,49	0	24,89	0
1985	14,43	1,6	33,65	6,3	22,07	1,22	21,31	1,98	16,52	0	17,67	10,24
1986	6,18	1,54	35,64	6	31,03	4,56	23,85	1,87	18,79	9,03	5,6	0
1987	16,41	1,49	34,16	4,09	32,47	1,07	24,4	1,76	23,82	0	5,33	4,58
1988	12,98	5,77	32,82	5,49	27,65	3,02	23,27	5,03	17,05	5,44	20,39	0
1989	29,36	0	45,49	4,52	28,21	6,67	25,44	4,79	32,64	0	14,66	4,16
1990	23,07	1,36	48,38	7,98	37,11	3,62	28,98	3,06	28,72	4,98	18,8	3,99
1991	22,31	0	49,38	2,09	29,94	6,86	39,35	2,91	17,47	0	18	3,8
1992	18,48	4,94	43,45	3,38	31,15	7,34	24,39	2,7	14,19	2,25	8,5	0
1993	32,17	7,43	55,34	3,94	36,5	6,46	21,98	4,12	14,15	4,49	34,07	0
1994	19,57	1,22	45,38	5,19	32,81	2,39	21,74	5,43	18,65	2,22	4,21	3,56
1995	33,88	2,42	53,47	4,49	44,63	7,9	33,6	8,06	25,37	6,59	16,66	3,52
1996	34,6	3,99	60,85	8,41	43,35	5,41	26,38	4,18	23,16	0	10,45	0
1997	36,15	4,8	74,08	8,68	45,16	8,46	30,49	3,02	24,21	1,8	16,82	2,85
1998	40,57	6,51	82,95	5,61	56,39	6,95	41,4	3,91	27,13	3,5	16,35	2,77
1999	39,36	4,51	84,28	9,25	56,01	4,9	36,35	5,7	26,38	1,7	15,91	2,69
2000	86,91	7,15	129,2	10,37	64,44	6,97	35,35	6,35	25,38	4,29	30,32	2,35
2001	100,86	6,88	131,43	9,51	80,72	7,27	52,22	3,06	37,35	2,75	29,15	2,26
2002	117,69	11,75	177,51	10,2	105,56	7,09	66,39	7,46	42,07	5,38	38,83	4,42
2003	186,69	17,16	230,34	13,09	123,92	13,28	83,47	5,82	53,33	9,18	42,71	4,31
2004	207,4	13,54	280,06	15,4	134,33	9,84	74,77	14,89	61,36	6,4	41,9	2,11
2005	183,22	12,8	219,68	14,97	130,61	10,78	72,12	8,05	50,56	6,07	30,39	2



* p<0,001

A: Tendência de ascensão

E: Tendência estacionária

Figura 1. Coeficientes estimados de mortalidade por homicídios (x100.000), segundo sexo e faixa etária. Belo Horizonte, MG, 1980-2005.

DISCUSSÃO

Os resultados apresentados revelaram elevada magnitude das taxas de mortalidade por homicídios, em Belo Horizonte e Região Metropolitana, principalmente para o sexo masculino. Foi possível identificar, em relação à tendência secular, crescimento acelerado destas taxas, em ambos os sexos, e em quase todas as faixas etárias, principalmente a partir do início da década de 1990, em ambas as regiões, sobretudo para a Região Metropolitana.

Pesquisas no Brasil têm apontado que, a partir de 1990, os homicídios vêm se constituindo no principal componente da mortalidade por causas externas¹⁵ e que suas vítimas se concentram entre jovens do sexo masculino e residentes na região sudeste.^{5,7,23} Para Gawryszewski et al⁸ o coeficiente geral de mortalidade por este grupo de causas, no Brasil, em 2000, correspondeu a 26,7 óbitos por 100.000 habitantes, sendo 35,1 para o sexo masculino e 3,1 para o sexo feminino. Segundo Barros et al,² o predomínio do sexo masculino na mortalidade por homicídios está relacionado à maior exposição deste estrato a potenciais fatores de risco como o consumo de álcool, consumo de drogas lícitas ou ilícitas, e utilização de armas de fogo. Segundo Caiaffa et al,⁴ as taxas de mortalidade por homicídios na Região Metropolitana têm apresentado maior incremento, em relação ao município de Belo Horizonte.

Lima et al,¹⁴ ao analisarem a distribuição espacial da mortalidade por homicídios, em 1998, em Recife e Região Metropolitana, identificaram coeficientes de maior magnitude nos bairros onde havia maior contraste social, apontando as desigualdades sociais como determinantes da violência. Resultados semelhantes foram encontrados por Szawarcwald & Bastos²⁴ ao pesquisarem a mortalidade por homicídios no Rio de Janeiro em 1999.

Duarte et al,⁶ ao estudarem a associação entre indicadores sociodemográficos e as taxas de homicídios, em 1999, na população brasileira, identificaram maiores taxas de mortalidade por homicídios em regiões com maior grau de urbanização. Segundo os autores, o processo de ocupação dos espaços urbanos e as desigualdades sociais intra-urbanas, nos municípios brasileiros, são fatores de risco para a violência.

Caiaffa et al,⁴ com base nos dados referentes ao município de Belo Horizonte, também relacionam a violência nas grandes metrópoles com as desigualdades das condições de sobrevivência nos espaços urbanos, baixos indicadores socioeconômicos e difícil acesso aos bens de serviços. Ishitani et al,¹⁰ em suas análises sobre os diferenciais de mortalidade nos espaços urbanos na década de 1990, em Belo Horizonte e Região Metropolitana, identificaram que residir em favelas associava-se a maiores taxas de mortalidade por homicídios, independentemente do sexo e da idade.

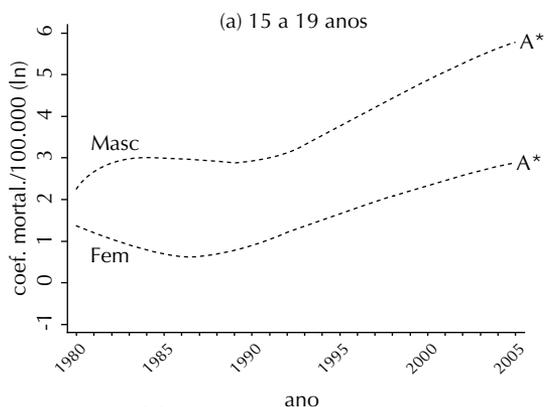
Segundo Souza,²³ em 2003, a razão de taxas de mortalidade por homicídios no Brasil foi 12,3 vezes maior no sexo masculino que no feminino. Na faixa etária de 20-24 anos, a razão de taxas de mortalidade, segundo o sexo foi de 17,2 e, entre os adultos jovens (25-29 anos), correspondeu a 15,2.

No presente estudo, observou-se tendência crescente da mortalidade por homicídios, ao longo da série estudada, em ambos os sexos e em quase todas as faixas etárias, principalmente a partir dos anos 1990 e na Região metropolitana, em função da magnitude e aceleração do crescimento dos respectivos indicadores de mortalidade. Diferentes estudos de séries temporais sobre a mortalidade por homicídios, no Brasil, entre 1980 e 2000, apontam na mesma direção, sendo os homicídios considerados um fenômeno urbano, com tendência de crescimento em todas as capitais brasileiras e em expansão em suas áreas periféricas.^{1,5,7,12}

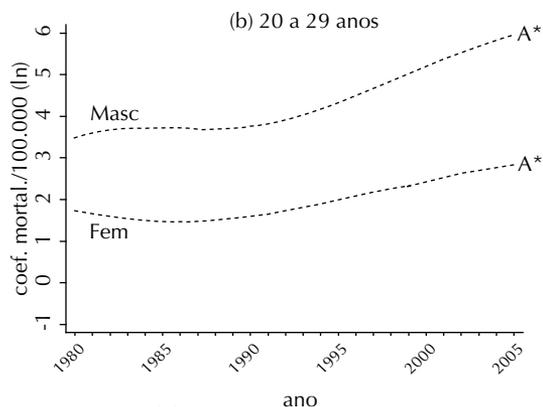
Segundo Vermelho & Mello Jorge,²⁵ a partir da década de 1990, no Brasil, as taxas de mortalidade por homicídios continuaram crescendo, e, embora em menor velocidade que na década de 1980, este foi o período que se destacou pela concentração da mortalidade em faixas etárias mais jovens (10 a 39 anos). Para Minayo,¹⁸ Gawryszewski & Costa,⁹ as vítimas são, na maioria das vezes, de baixa renda, sem qualificação profissional ou com falta de perspectivas no mercado de trabalho formal e residem em aglomerados urbanos subnormais de Regiões Metropolitanas (favelas), áreas reconhecidas como de precárias condições de sobrevivência da população.

Barata et al¹ estabeleceram uma relação entre mortalidade por homicídios, indicadores socioeconômicos e áreas geográficas e observaram que no município de São Paulo, no período entre 1988 e 1994, indivíduos que residiam em regiões de baixo nível econômico apresentaram taxas de mortalidade por homicídios três vezes maior do que aqueles que habitavam em áreas com melhores condições. Para Souza & Lima,²³ a mortalidade por homicídios no Brasil vem ocorrendo principalmente nos bairros pobres e, com menor frequência, nas áreas mais favorecidas. Os autores reforçam a tese de que as desigualdades nas condições de vida da população e na ocupação dos espaços urbanos são determinantes do aumento progressivo dos homicídios e que a violência é a expressão das necessidades da população, em relação à deficiência de ofertas sociais, econômicas e institucionais. As vítimas, na maioria das vezes, estão ausentes da escola, apresentam envolvimento com drogas e/ou com amigos ligados a atividades criminosas, circunstâncias estas que diminuem as oportunidades de crescimento pessoal e profissional e restringindo, portanto, suas garantias e direitos de cidadão.^{4,22}

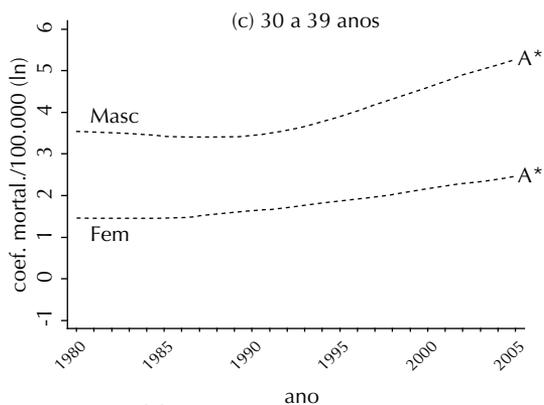
A indisponibilidade de informações sobre potenciais fatores de risco ou de proteção para a mortalidade



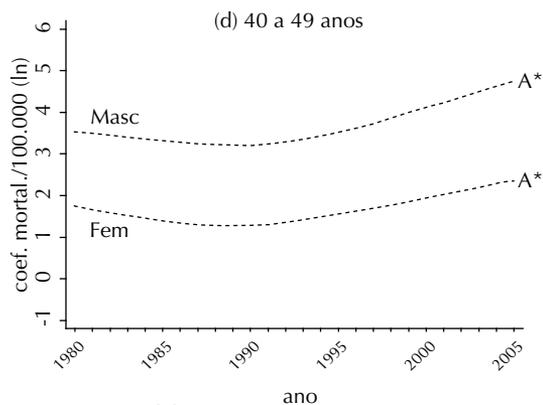
Sexo	Modelo
Masc	$Y=24,8976+4,4746(x^1)+0,8914(x^2)+0,0507(x^3)$
Fem	$Y=3,5666+0,5628(x^1)+0,0468(x^2)$



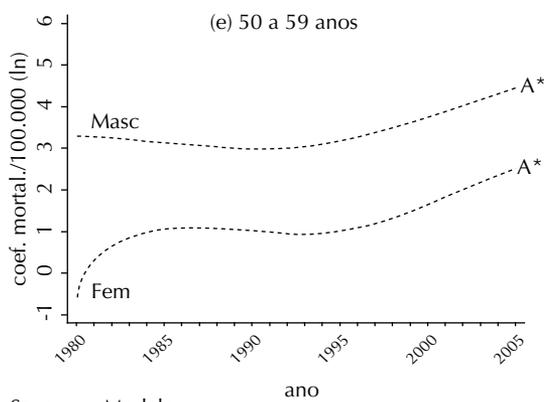
Sexo	Modelo
Masc	$Y=53,0587+6,2986(x^1)+1,0030(x^2)+0,0507(x^3)$
Fem	$Y=5,8665+0,4661(x^1)+0,0357(x^2)$



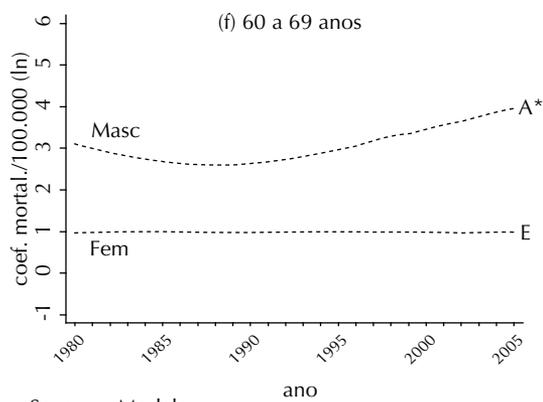
Sexo	Modelo
Masc	$Y=37,4594+3,4467(x^1)+0,4920(x^2)+0,0191(x^3)$
Fem	$Y=5,6831+0,2887(x^1)+0,0147(x^2)$



Sexo	Modelo
Masc	$Y=27,3903+1,6952(x^1)+0,2986(x^2)+0,0093(x^3)$
Fem	$Y=4,1533+0,2655(x^1)+0,0198(x^2)-0,0012(x^3)$



Sexo	Modelo
Masc	$Y=20,4433+0,7902(x^1)+0,2198(x^2)+0,0091(x^3)$
Fem	$Y=2,5856-0,0285(x^1)+0,0252(x^2)+0,0032(x^3)$



Sexo	Modelo
Masc	$Y=14,9565+0,7222(x^1)+0,1798(x^2)+0,0075(x^3)$
Fem	$Y=2,6577$

* p<0,001

A: Tendência de ascensão

E: Tendência estacionária

Figura 2. Coeficientes estimados de mortalidade por homicídios (x100.000), segundo sexo e faixa etária. Região Metropolitana de Belo Horizonte, MG, 1980-2005.

por homicídios em longas séries temporais limita a investigação de sua influência sobre os desfechos, impedindo inferências causais, mesmo em base agregada. Entretanto, pode-se supor que a crise econômica que se instalou no Brasil a partir da década de 1980, quando o mercado de trabalho formal tornou-se recessivo, seja uma possível explicação para a ascensão dos indicadores, em anos subseqüentes, em virtude do aumento do subemprego e do desemprego que contribuíram para o aumento dos bolsões de miséria.

A Região Metropolitana de Belo Horizonte, formada por 34 municípios, possui uma população estimada em 4.939.053 habitantes, sendo a terceira maior aglomeração populacional brasileira e a terceira em importância econômica da indústria nacional. Seu crescimento demográfico diminuiu nas últimas décadas, embora ainda permaneça superior à média do Estado, concentrando-se, cada vez mais, nos municípios periféricos, reduzindo-se, ano após ano, a participação de Belo Horizonte.^c A principal explicação para este fenômeno é o reduzido espaço territorial de Belo Horizonte que encarece o preço dos terrenos na cidade e leva a população a morar em municípios fora da capital. Desta forma, a

Região Metropolitana de Belo Horizonte destaca-se por apresentar elevadas taxas de imigração, urbanização e crescimento populacional, indicadores costumeiramente empregados na mensuração do nível de coesão social e que, certamente, vêm contribuindo para a expansão das taxas de mortalidade por homicídios.

Os resultados do presente estudo revelaram a magnitude e o crescimento acelerado das taxas de mortalidade por homicídios, principalmente em adultos jovens do sexo masculino residentes na Região Metropolitana de Belo Horizonte, confirmando os achados da literatura e sugerindo a necessidade de articulação de diferentes políticas públicas, centrada na “Política Nacional de Redução de Acidentes e Violências”, e em conjunto com profissionais e gestores dos serviços de saúde, representantes da comunidade e a população em geral.

A realidade dos grandes centros urbanos requer um olhar diferenciado para as suas áreas de risco, no sentido de que medidas específicas de promoção e prevenção possam ser implantadas, com vistas ao controle eficiente da mortalidade por homicídios e à detenção da violência nessas duas regiões ao longo do tempo.

^c Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Contagem da população 2007. Rio de Janeiro; 2007.

REFERÊNCIAS

1. Barata RB, Ribeiro MCSA, Moraes JC. Tendência temporal da mortalidade por homicídios na cidade de São Paulo, Brasil, 1979-1994. *Cad Saude Publica*. 1999;15(4):711-8. DOI:10.1590/S0102-311X1999000400005
2. Barros MDA, Ximenes R, Lima MLC. Mortalidade por causas externas em crianças e adolescentes: tendências de 1979 a 1995. *Rev Saude Publica*. 2001;35(2):142-9. DOI:10.1590/S0034-89102001000200007
3. Briceño-León R, compilador. Violencia, sociedad y justicia en América Latina. Buenos Aires: Consejo Latinoamericano de Ciencias Sociales; 2002. p.13-16.
4. Caiaffa WT, Almeida MCM, Oliveira CDL, Friche AAL, Matos SG, Dias MAS, et al. The urban environment from the health perspective: the case of Belo Horizonte, Minas Gerais, Brazil. *Cad Saude Publica*. 2005;21(3):958-67. DOI:10.1590/S0102-311X2005000300032
5. Camargo ABM, Ortiz LP, Fonseca LAM. Evolução da mortalidade por acidentes e violência em áreas metropolitanas. In: Monteiro CA. Velhos e novos males da saúde no Brasil: evolução do país e suas doenças. 2. ed. São Paulo: Hucitec; 2000. p.256-67.
6. Duarte EC, Schneider MC, Paes-Sousa R, Ramalho WM, Sardinha L MV, Silva Júnior JB, et al. Epidemiologia das desigualdades em saúde no Brasil: um estudo exploratório. Brasília: OPAS; 2002.
7. Duarte EC, Duarte E, Sousa MC, Tauil PL, Monteiro RA. Mortalidade por acidentes de transporte terrestre e homicídios em jovens das capitais das regiões Norte e Centro-Oeste do Brasil, 1980-2005. *Epidemiol Serv Saude*. 2008;17(1):7-20.
8. Gawryszewski VP, Koizumi MS, Mello-Jorge MHP. As causas externas no Brasil no ano 2000: comparando a mortalidade e a morbidade. *Cad Saude Publica*. 2004;20(4):995-1003. DOI:10.1590/S0102-311X2004000400014
9. Gawryszewski VP, Costa LS. Homicídios e desigualdades sociais no município de São Paulo. *Rev Saude Publica*. 2005;39(2):191-7. DOI:10.1590/S0034-89102005000200008
10. Ishitani LH, Rezende EM, Mendonça ML, Lopes HMRO, Souza DAP, Miranda PSC. Mortalidade por homicídios em bairros e favelas na região Centro-Sul de Belo Horizonte. *Rev Med Minas Gerais*. 2001;11:7-10.
11. Kleinbaum DG, Kupper LL, Muller KE, Nizam A. Applied regression analysis and other multivariable methods. Pacific Grove: Duxbury; 1998.
12. Krug EG, Dahlberg LL, Mercy JA, Zwi AB, Lozano R, editors. World report on violence and health. Geneva: World Health Organization; 2002.
13. Laurenti R, Jorge MHPM, Gotlieb SLD. Perfil epidemiológico da morbi-mortalidade masculina. *Cienc Saude Coletiva*. 2005;10(1):35-46. DOI:10.1590/S1413-81232005000100010
14. Lima MLC, Souza ER, Ximenes R, Alburquerque MFPM, Bitoun J, Barros MDA. Evolução de homicídios por área geográfica em Pernambuco entre 1980 e 1988. *Rev Saude Publica*. 2002;36(4):462-9. DOI:10.1590/S0034-89102002000400012
15. Lima MLC, Ximenes R. Violência e morte: diferenciais da mortalidade por causas externas no espaço urbano do Recife, 1991. *Cad Saude Publica*. 1998;14(4):829-40. DOI:10.1590/S0102-311X1998000400025
16. Jorge MHPM, Gawryszewski VP, Latorre MRDO. Análise dos dados de mortalidade. *Rev Saude Publica*. 1997;31(4 Supl):5-25. DOI:10.1590/S0034-89101997000500002
17. Minayo MCS. Violência social sob a perspectiva da saúde pública. *Cad Saude Publica*. 1994;10(Supl 1):7-18. DOI:10.1590/S0102-311X1994000500002
18. Minayo MCS. Violência, um problema social que afeta a saúde pública. *Divulg Saude Debate*. 2006;(35):23-35.
19. Morettin PA, Toloi CMC. Análise de séries temporais. São Paulo: Edgar Blücher; 2006.
20. Organização Mundial de Saúde. Centro Colaborador da OMS para Classificação das Doenças em Português. Manual de classificação estatística internacional de doenças, lesões e causas de óbitos. 9. Rev. São Paulo; 1980.
21. Organização Mundial de Saúde. Centro Colaborador da OMS para Classificação das Doenças em Português. CID-10 Classificação estatística internacional de doenças e problemas relacionados à saúde. 10. Rev. São Paulo; 1995.
22. Peres MFT, Santos PC. Mortalidade por homicídios no Brasil na década de 90: o papel das armas de fogo. *Rev Saude Publica*. 2005;39(1):58-66. DOI:10.1590/S0034-89102005000100008
23. Souza ER, Lima MLC. Panorama da violência no Brasil e suas capitais. *Cienc Saude Coletiva*. 2007;11(Supl):1211-22. DOI:10.1590/S1413-81232006000500011
24. Szwarcwald CL, Bastos FI, Viacava, ACL. Income inequality and homicide rates in Rio de Janeiro, Brazil. *Am J Public Health*. 1999;89(6):845-50. DOI:10.2105/AJPH.89.6.845
25. Vermelho LL, Jorge MHPM. Mortalidade de jovens: análise do período de 1930 a 1991 (a transição epidemiológica para a violência). *Rev Saude Publica*. 1996;30(4):319-31. DOI:10.1590/S0034-89101996000400005