

Associação ecológica entre características dos municípios e o risco de homicídios em homens adultos de 20-39 anos de idade no Brasil, 1999-2010

Ecological association between characteristics of the municipalities and the risk of homicide in adult males aged 20 to 39 in Brazil: 1999-2010

Elisabeth Carmen Duarte ¹

Leila Posenato Garcia ²

Lúcia Rolim Santana de Freitas ³

Nereu Henrique Mansano ⁴

Rosane Aparecida Monteiro ⁵

Walter Massa Ramalho ⁶

Abstract *Homicide mortality remains a major public health problem in Brazil, especially among young adult males. The aim of this study was to assess the homicide mortality risk (HMR) among males aged 20 to 39, and its association with selected socio-demographic characteristics of the Brazilian municipalities. This is an ecologic study in which all the municipalities in Brazil were the unit of analysis. Time trends (from 1999-2002) and adjusted associations between HMR and socio-demographic characteristics of municipalities were estimated in a cross-sectional analysis for 2007-2010 in this study. Between 1999-2002 and 2007-2010, an increasing trend of mean HMR rates from 22.7 to 35.5 per 100,000 inhabitants was observed in Brazil. In 2007-2010, HMR rates were significantly higher ($p < 0.001$) in the largest cities, with higher fertility rates, lower literacy rates, higher social inequality (as estimated by the 20/40 income ratio) and more-urbanized municipalities. Considering the proportion of low income population and the average per capita income, associations with HMR identified greater risks in the intermediary categories of these independent variables. Findings from this study may support the implementation of focal policies directed to more vulnerable municipalities.*

Key words *Homicide, Mortality rate, Men, Adult, Ecological studies*

Resumo *No Brasil, a mortalidade por homicídios persiste como importante problema de saúde pública, principalmente entre homens adultos jovens. O objetivo do presente estudo foi analisar o risco de morte por homicídios entre homens de 20-39 anos de idade e sua associação com características sociodemográficas dos municípios brasileiros. Foi realizado estudo ecológico, tendo como unidades de análise todos os municípios do País. Foram estudadas as tendências temporais entre 1999-2010 e as associações do desfecho com indicadores dos municípios em análise transversal referente ao quadriênio 2007-2010. Entre os quadriênios 1999-2002 e 2007-2010, houve aumento das taxas medianas de mortalidade por homicídios entre homens de 20-39 anos, de 22,7 para 35,5 por 100 mil habitantes. No quadriênio 2007-2010, os riscos de homicídios foram estatisticamente superiores ($p < 0,001$) nos municípios de maior porte populacional, maior taxa de fecundidade, baixa proporção de alfabetizados, maior desigualdade aferida pela renda 20/40 e maior urbanização. Para a proporção da população de baixa renda e renda média per capita, as associações indicam excessos nas estimativas de risco de homicídios nos municípios com valores intermediários desses indicadores. Os achados podem auxiliar na focalização de políticas públicas.*

Palavras-chave *Homicídio, Coeficiente de mortalidade, Homens, Adulto, Estudos ecológicos*

¹ Área de Medicina Social, Faculdade de Medicina, Universidade de Brasília (UnB). Campus Universitário Darcy Ribeiro Gleba A FM/FS Bloco C Térreo, Centro. 70910-900 Brasília DF. eduarte@unb.br

² Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA).

³ Núcleo de Medicina Tropical, Faculdade de Medicina, Universidade de Brasília (UnB).

⁴ Faculdade de Ciências da Saúde, Universidade de Brasília (UnB).

⁵ Departamento de Medicina Social, Faculdade de Medicina de Ribeirão, Universidade de São Paulo (USP).

⁶ Faculdade de Ceilândia, Universidade de Brasília (UnB).

Introdução

A violência é um problema de saúde pública importante e crescente no mundo¹. Sobre esse tema, o Brasil apresenta padrão diferente da maioria dos países membros da Organização Mundial da Saúde (OMS), nos quais grande parte dos óbitos por essas causas são decorrentes de suicídios ou estão relacionados a guerras e conflitos civis¹. No Brasil, o aumento da mortalidade relacionada à violência, observada a partir da década de 1980, é atribuído aos homicídios em contextos urbanos, cujos agressores e vítimas são principalmente os homens jovens, tendo nas desigualdades sociais um de seus principais determinantes^{2,3}.

Segundo Minayo, a violência é um fenômeno sócio-histórico, não sendo primariamente uma questão de saúde pública. Porém, esse evento transforma-se em um problema para a área da saúde pública, uma vez que além de afetar a saúde individual e coletiva, demanda a formulação de políticas e práticas específicas desse setor⁴. Além disso, pode ser considerado um evento evitável, na medida em que os fatores que contribuem para as respostas violentas – sejam eles relativos às atitudes e comportamentos, ou às condições sociais, políticas e culturais mais amplas – podem ser eliminados e/ou modificados¹.

A violência se manifesta de diferentes maneiras, mas é nos indicadores de mortalidade a expressão máxima desse problema em uma sociedade. Descrever a magnitude da mortalidade por violência e sua distribuição em um território pode ser de grande utilidade. A identificação das características dos municípios com maior risco de homicídios entre grupos populacionais definidos pode auxiliar na identificação de contextos mais vulneráveis e na definição e focalização de políticas públicas para o enfrentamento deste grave problema social e de saúde pública. Nessa perspectiva, este estudo teve como objetivo estimar o risco de morte por homicídios em homens adultos de 20 a 39 anos de idade no Brasil e analisar sua associação com características sociodemográficas dos municípios brasileiros.

Métodos

Trata-se de um estudo ecológico de múltiplos grupos e tendências temporais, com etapas descritiva e analítica, sobre o risco de morte precoce por homicídios entre homens adultos, de 20 a 39 anos de idade, em todos os municípios brasileiros, entre 1999 e 2010⁵. A unidade de análise do presente estudo é o município. Considerando a

existência de um grande número de municípios brasileiros de pequeno porte e a grande instabilidade de suas taxas de homicídios produzida em consequência aos seus pequenos números, optou-se por incluir apenas o grupo de homens na faixa de idade de 20-39 anos de idade, grupo esse que concentra a maior incidência do evento. Além disso, as taxas foram agregadas em três quadriênios (1999-2002, 2003-2006 e 2007-2010), buscando também alcançar maior estabilidade dos indicadores calculados e dos riscos estimados. A exclusão de municípios por fragilidade de informações não foi feita uma vez que esses são principalmente os municípios de pequeno porte, e a variável “porte populacional” era de interesse para a análise.

As variáveis independentes, que caracterizam os municípios estudados, foram: porte populacional (em 2010), taxa de fecundidade (número médio de filhos que uma mulher teria ao terminar o período reprodutivo, no ano de 2000), proporção de alfabetizados (% pessoas acima de 15 anos de idade que são alfabetizadas, ou seja, que sabem ler e escrever pelo menos um bilhete simples, no ano de 2000), proporção de população de baixa renda (% pessoas com renda domiciliar *per capita* inferior a R\$75,50, equivalente a 1/2 salário mínimo vigente em agosto de 2000 – o universo de indivíduos é limitado àqueles que vivem em domicílios particulares permanentes), renda *per capita* (razão entre o somatório da renda familiar *per capita* de todos os domicílios e o número total de domicílios no município, em reais – a renda familiar *per capita* de cada domicílio é definida como a razão entre a soma da renda mensal de todos os indivíduos da família residentes no domicílio e o número dos mesmos – refere a 1º agosto de 2000), renda 20/40 (razão entre a renda dos 20% mais ricos e os 40% mais pobres – é uma medida do grau de desigualdade existente na distribuição de indivíduos segundo a renda domiciliar *per capita*, em 2000); proporção da população residente em área urbana (população residente por situação do domicílio “urbano” segundo os municípios, em 2010), razão de sexo (razão entre a população de homens pela população de mulheres – população residente por razão de sexo segundo os municípios, em 2010). As variáveis populacionais (porte populacional, proporção da população residente em área urbana e razão de sexo) são originadas dos resultados do universo do Censo Demográfico de 2010⁶. Todas as demais variáveis que caracterizam os municípios brasileiros foram originadas das bases de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)⁷.

Sem pressupor linearidade nas associações de interesse, para toda a análise, todas as variáveis foram categorizadas com base em “quartis aproximados”, exceto a variável “porte populacional”. Para essa variável, foi utilizada a mesma categorização adotada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE)⁶, a saber: (1) pequeno porte 1 = municípios com até 20.000 habitantes (n=3.914), (2) pequeno porte 2 = municípios com 20.001 a 50.000 habitantes (n=1.043), (3) médio porte = municípios com 50.001 a 100.000 habitantes (n=325), (4) grande porte = municípios com 100.001 a 900.000 habitantes (n=266) e (5) metrópoles = municípios com mais de 900.000 habitantes (n=17).

A variável dependente foi calculada com base nos dados de mortalidade obtidos do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) sob a gestão da Secretaria de Vigilância em Saúde (Ministério da Saúde), acessado em março de 2012⁸. Para a seleção das causas de morte foram identificados os seguintes agrupamentos da décima revisão da Classificação Internacional de Doenças (CID10)⁹: homicídios (agressões incluindo lesões resultantes de intervenções legais e operações de guerra – X85 a Y09, Y35 a Y36). Os municípios de análise desses eventos referem-se aos municípios de residência. Os riscos de morte por homicídios na população de referência (homens de 20-39 anos de idade) para cada quadriênio foram calculados com base na somatória dos óbitos dos quatro anos do quadriênio para essa população de referência (numerador), dividida pela somatória da população de referência dos quatro anos do quadriênio (na base 100 mil homens). Os denominadores (população de homens de 20-39 anos de cada município entre 1999 e 2010) foram obtidos a partir das estimativas realizadas pelo IBGE e do Censo Demográfico dos anos 2000 e 2010, disponibilizadas no sítio do Datasus (Ministério da Saúde)⁸.

Na etapa descritiva, as distribuições das taxas de mortalidade por homicídios (por 100 mil habitantes) entre homens de 20-39 anos de idade, segundo períodos de tempo (quatriênios) e segundo características dos municípios, foram descritas com base nas suas medianas, quartis (primeiro=Q1 e terceiro=Q3) e medidas de variação no tempo.

Na etapa analítica, modelos bi e multivariados de regressão foram estimados, tendo como variável dependente as taxas de mortalidade por homicídios na população de estudo em municípios brasileiros. Para essa etapa de análise apenas o quadriênio agregado de 2007 a 2010 foi utilizado. Como variáveis independentes, foram consideradas as

características selecionadas dos municípios, descritas anteriormente. Todos os 5.565 municípios brasileiros foram incluídos nessa análise.

Inicialmente, foram testados modelos de regressão linear com a variável dependente em seu formato original. Em análise de resíduo para aferição dos pressupostos inerentes à regressão linear, as principais violações identificadas foram as da homocedasticidade e normalidade. A transformação logarítmica da variável dependente minimizou tal violação. Todavia, na análise de resíduos estes modelos não se mostraram adequados, em decorrência principalmente da quantidade de observações com valor igual a zero da variável dependente (n=1.324 municípios). Devido a esse fato, o modelo logit fracional foi utilizado. Este é um caso particular dos modelos de quase-verossimilhança, propostos por Wedderburn¹⁰, os quais são utilizados para controlar a variabilidade dos dados¹¹. O modelo logit fracional requer valores de 0 a 1 para a variável dependente e, portanto, as taxas de homicídios foram utilizadas em forma de proporções (restringindo seus valores de 0 a 1). Foram calculadas as variações das diferenças absolutas nas taxas de homicídios, associadas com a mudança marginal em cada variável independente, por meio dos efeitos marginais do modelo logit fracional. Para avaliar a qualidade do ajuste do modelo, foram utilizados os gráficos dos resíduos de Pearson propostos por McCullagh e Nelder¹². Semelhante a outros diagnósticos de resíduos, o modelo pressupõe uma distribuição aleatória dos resíduos em torno do eixo zero. Nessas análises de resíduos foi possível aceitar que os pressupostos do modelo foram atendidos, ou seja, que a função de variância era adequada. Análise de observações influentes (“outliers”) não detectou nenhum município que deveria ser excluído dos modelos estimados por excessivamente influenciar os seus resultados.

As análises neste estudo foram feitas com auxílio do software STATA versão 11 (2009)¹³.

O presente estudo foi realizado exclusivamente com dados secundários, de acesso público, obtidos a partir do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM)⁸, sem identificação dos sujeitos, e seus procedimentos estão de acordo com os princípios da ética na pesquisa envolvendo seres humanos.

Resultados

Nos anos de 1999 e 2010 ocorreram, respectivamente, 42.947 e 50.152 óbitos por homicídios no Brasil. Destes, cerca de 60% (26.162 em 1999 e

30.553 em 2010) ocorreram precocemente na faixa etária de 20 a 39 anos, em particular entre homens: 24.309 mortes (56,6% do total e 92,9% no grupo etário) em 1999 e 28.261 mortes (56,3% do total, e 92,5% no grupo etário) em 2010.

Nos períodos estudados, a mediana da taxa de mortalidade por homicídios em homens de 20 a 39 anos de idade no Brasil (TMH20-39), passou de 22,7 (1999-2002) a 35,5 (2007-2010) por 100 mil habitantes ($p < 0,001$) (Tabela 1). Estima-se um incremento nessa TMH20-39 mediana de 8,5 mortes por 100 mil habitantes, se comparados os períodos de 1999-2002 e 2003-2006; e de 12,2 mortes por 100 mil habitantes, se comparados os períodos de 1999-2002 e 2007-2010. No entanto, vale destacar que houve certa desaceleração no crescimento desse indicador no último quadriênio de análise, em comparação ao quadriênio anterior.

Comparando as medianas das TMH20-39 no Brasil entre os quadriênios 1999-2002 e 2007-2010, a regra geral foi de incremento significativo desse indicador nas diferentes categorias de municípios analisados (Tabela 2). Algumas exceções, com ausência de incremento mediano significativo, são destacadas a seguir. Apesar de apresentarem altas TMH20-39, os municípios de grande porte e as metrópoles não apresentaram incremento desse indicador no período de análise ($p > 0,40$). Além disso, também não apresentaram tendências crescentes nas medianas das TMH20-39, os municípios com indicadores associados às melhores condições socioeconômicas, a saber: municípios com taxas de fecundidade muito baixas ($< 2,3$ filhos por mulher; $p = 0,212$), com proporção de alfabetizados acima de 90% ($p = 0,38$) e com renda média *per capita* de R\$ 300 ou mais ($p = 0,134$). Também os municípios cujas razões de sexo (homem:mulher) foram superiores à 1,1, indicando superioridade da população masculina em relação à feminina, não apresen-

taram incrementos nas TMH20-39 nesse período de análise ($p = 0,497$) (Tabela 2). Vale destacar que foi entre os municípios com as menores razões de sexo (indicando inferioridade da população masculina em relação à feminina) onde se observaram as maiores TMH20-39 (46,6 por 100 mil homens em 2007-2010), com importante tendência de incremento no período.

Em 2007-2010, no Brasil, medianas das TMH20-39 acima de 40 óbitos por 100 mil habitantes foram observadas nos municípios com população acima de 20 mil habitantes, com elevadas taxas de fecundidade (de 2,8 filhos por mulher ou superior), com importante desigualdade de renda (renda 20/40 acima de 12 vezes) e altamente urbanizados ($> 80\%$ de população residente em área urbana) (Tabela 2). Além disso, também apresentaram medianas desse indicador acima de 40 óbitos por 100 mil habitantes (2007-2010) os municípios com intermediárias proporções de alfabetizados (de 60% a 80%), de população de baixa renda (50% a $< 70\%$) e de renda média *per capita* (100 a $< 200R\$$), assim como aqueles municípios onde a população masculina é inferior à feminina, como mencionado anteriormente (Tabela 2).

Merece destaque o fato de que, para as variáveis que mensuram condições socioeconômicas em termos absolutos, tal como a proporção de população de baixa renda, observou-se incremento das medianas das TMH20-39 até as suas categorias intermediárias (20 a $< 70\%$ de população de baixa renda), e redução dessas medianas nas categorias extremas (Figura 1). Esse padrão pode ser observado, também, para a proporção de alfabetizados (com a maior mediana do risco de morte observada na categoria intermediária de 60 a 80% de taxa de alfabetização) e renda média *per capita* (com a maior mediana de risco de morte na categoria intermediária de R\$ 100 a < 200) (Tabela 2 e Figura 1). Por outro

Tabela 1. Taxa de mortalidade por homicídios (por 100 mil habitantes) entre homens de 20 a 39 anos de idade, segundo períodos de análise (1999-2010), em municípios Brasileiros ($n = 5.565$)

Período	Taxa de mortalidade		Modelo ^(a)		
	Mediana	Quartis (Q1 - Q3)	Diferença de risco (x100 mil) ^(b)	IC95%	Valor de p
1999-2002 ($n = 5561$)	22,7	0,0 - 53,2	Ref.	-	-
2003-2006 ($n = 5565$)	31,9	0,0 - 65,1	8,5	6,4 - 10,7	$< 0,001$
2007-2010 ($n = 5565$)	35,5	8,3 - 69,2	12,2	10,0 - 14,3	$< 0,001$

(a) Resultados do modelo de regressão logit fracional. (b) As diferenças absolutas de risco entre os quadriênios foram estimadas por meio dos efeitos marginais do modelo logit fracional (dy/dx) (e seus respectivos Intervalos de 95% de Confiança - IC95% - e significância estatística - valor de p -): indicam a mudança média (x100 mil) da taxa, por unidade (0-1) de mudança discreta da variável "dummy".

lado, incrementos constantes nas medianas das TMH20-39 foram observados à medida que crescem as desigualdades de renda até as categoriais mais extremas. Por exemplo, em 2007-2010, a mediana desse indicador passou de 21,7 mortes por 100 mil habitantes entre os municípios me-

nos desiguais (razão de renda dos 20% mais pobres sobre os 40% mais ricos inferior a 10 vezes), até 44,1 mortes por 100 mil habitantes nos agregados de municípios mais desiguais (> 16 vezes para esse mesmo indicador de desigualdade) (Tabela 2 e Figura 2).

Tabela 2. Taxa (e variação) de mortalidade por homicídios (por 100 mil habitantes) entre homens de 20 a 39 anos de idade, segundo períodos (1999-2002 e 2007-2010) e variáveis ecológicas selecionadas, em municípios Brasileiros (n = 5.565)

Variável (n) ^(a)	1999-2002		2007-2010		Diferença de risco (entre os períodos) ^(b)
	Mediana	Quartis (Q1 - Q3)	Mediana	Quartis (Q1 - Q3)	
Porte populacional:					
Pequeno porte 1 (n = 3.914)	13,41	(0,00 - 42,93)	27,40	(0,0 - 56,48)	10,0 (p < 0,001)
Pequeno porte 2 (n = 1.043)	32,36	(15,33 - 59,95)	48,92	(26,48 - 86,80)	18,1 (p < 0,001)
Médio porte (n = 325)	41,13	(21,25 - 79,85)	60,85	(35,17 - 115,08)	19,4 (p < 0,001)
Grande porte (n = 266)	82,24	(46,43 - 153,78)	85,19	(48,03 - 143,48)	-3,57 (p = 0,602)
Metrópoles (n = 17)	102,12	(72,01 - 182,73)	130,59	(112,40 - 145,41)	16,8 (p = 0,477)
Taxa de fecundidade					
< 2,3 (n = 1317)	19,6	(0,0 - 50,6)	26,2	(0,0 - 54,7)	2,5 (p = 0,212)
2,3 a < 2,8 (n = 1882)	22,9	(0,0 - 51,3)	34,1	(0,0 - 67,6)	11,0 (p < 0,001)
2,8 a < 3,2 (n = 927)	27,7	(0,0 - 60,4)	43,0	(16,1 - 80,5)	14,9 (p < 0,001)
3,2 e mais (n = 1438)	20,9	(0,0 - 53,5)	41,3	(17,1 - 80,4)	17,9 (p < 0,001)
Proporção de alfabetizados					
< 60% (n = 618)	19,2	(0,0 - 54,4)	36,3	(7,9 - 76,4)	14,2 (p < 0,001)
60-80% (n = 1918)	18,8	(0,0 - 49,6)	42,7	(16,7 - 80,6)	21,0 (p < 0,001)
>80-90% (n = 2025)	25,2	(0,0 - 54,3)	32,6	(0,0 - 64,4)	8,2 (p < 0,001)
>90% (n = 1003)	26,0	(0,0 - 56,3)	28,8	(3,2 - 56,1)	-2,14 (p = 0,380)
Proporção de população de baixa renda:					
70% ou mais (n = 1217)	13,4	(0,0 - 38,6)	33,8	(11,6 - 64,2)	18,3 (p < 0,001)
50 a < 70% (n = 1287)	24,8	(0,0 - 58,1)	48,5	(20,3 - 91,5)	21,3 (p < 0,001)
20 a < 50% (n = 2183)	27,2	(0,0 - 58,3)	36,3	(0,0 - 69,9)	8,7 (p < 0,001)
< 20% (n = 877)	21,2	(0,0 - 49,4)	23,6	(0,0 - 46,8)	-6,1 (p = 0,008)
Renda média per capita					
< 100 R\$ (n = 1786)	14,4	(0,0 - 42,7)	35,1	(11,2 - 67,3)	17,4 (p < 0,001)
100 a < 200 R\$ (n = 1823)	26,1	(0,0 - 59,0)	44,4	(10,6 - 83,6)	16,0 (p < 0,001)
200 a < 300 R\$ (n = 1431)	24,8	(0,0 - 52,3)	28,6	(0,0 - 57,0)	4,0 (p = 0,03)
300 R\$ ou mais (n = 524)	33,8	(13,1 - 60,8)	31,1	(15,5 - 58,7)	4,6 (p = 0,134)
Renda 20/40					
< 10 (n = 1686)	10,3	(0,0 - 41,0)	21,7	(0,0 - 49,8)	6,3 (p < 0,001)
10 a 12 (n = 1052)	25,0	(0,0 - 51,3)	38,7	(14,7 - 70,3)	10,5 (p < 0,001)
> 12 a 16 (n = 1428)	29,8	(8,9 - 62,0)	42,7	(17,9 - 78,5)	12,8 (p < 0,001)
> 16 (n = 1398)	24,2	(0,0 - 59,5)	44,1	(17,8 - 83,7)	16,9 (p < 0,001)
Proporção da população residente em área urbana					
0 a 50% (n = 1620)	12,0	(0,0 - 42,7)	27,3	(0,0 - 56,3)	8,2 (p < 0,001)
51 a 70% (n = 1553)	19,3	(0,0 - 47,6)	37,1	(0,0 - 69,6)	13,4 (p < 0,001)
71 a 80% (n = 793)	23,3	(0,0 - 52,5)	37,1	(11,0 - 77,8)	16,5 (p < 0,001)
> 80% (n = 1599)	34,3	(12,4 - 66,8)	43,3	(20,2 - 81,2)	10,2 (p < 0,001)
Razão de sexos					
< 1 (n = 2143)	30,7	(10,6 - 66,0)	46,6	(20,3 - 87,3)	12,9 (p < 0,001)
1 a 1,1 (n = 2943)	15,7	(0,0 - 44,1)	29,9	(0,0 - 58,1)	11,8 (p < 0,001)
>1,1 (n = 479)	18,9	(0,0 - 57,3)	29,7	(0,0 - 59,1)	2,4 (p = 0,497)

(a) As categorias das variáveis contínuas referem-se à quartis aproximados (exceto para "porte populacional" onde os grupos foram conformados segundo classificação do IBGE); O número de municípios indicado na primeira coluna corresponde aos municípios analisados no período de 2007 a 2010. (b) As diferenças de risco foram estimadas por meio dos efeitos marginais do modelo logit fracional (dy/dx), e indicam a mudança média (x100 mil) da taxa, por unidade (0-1) de mudança discreta da variável "dummy". O teste de significância diz respeito à tendência temporal dos resultados observada entre 1999-2002 e 2007-2010.

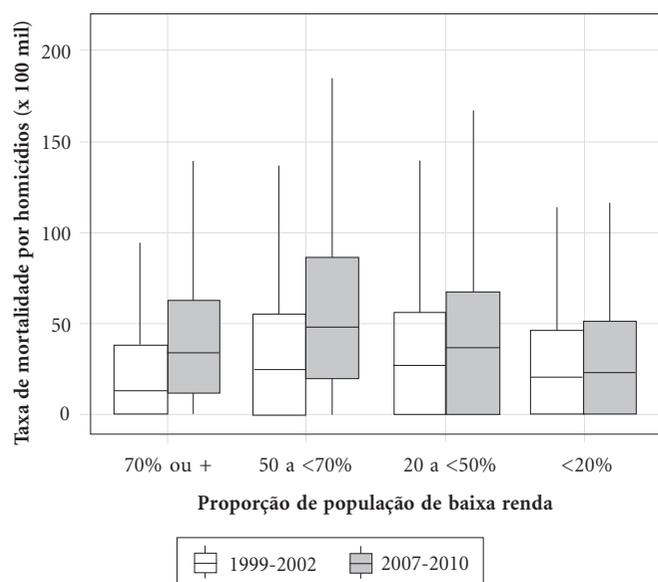


Figura 1. Distribuição das taxas de mortalidade por homicídios (por 100 mil habitantes) entre homens de 20-39 anos de idade, segundo proporção de população de baixa renda em municípios brasileiros, 1999-2002 e 2007-2010^a

^a Proporção de população de baixa renda se refere ao percentual de pessoas com renda domiciliar *per capita* inferior a R\$75,50 (ou 1/2 salário mínimo, em agosto de 2000); as observações extremas (“outliers”) foram omitidas dos gráficos

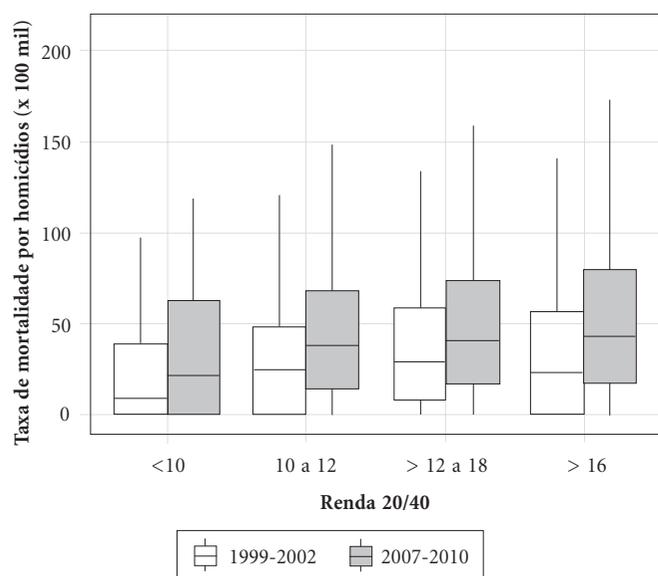


Figura 2. Distribuição das taxas de mortalidade por homicídios (por 100 mil habitantes) entre homens de 20-39 anos de idade, segundo renda 20/40 em municípios brasileiros, 1999-2002 e 2007-2010^a

^a Renda 20/40 se refere à razão entre a renda dos 20% mais ricos e os 40% mais pobres, em 2000; as observações extremas (“outliers”) foram omitidas dos gráficos.

Quando examinadas as associações ecológicas ajustadas (em modelo multivariado) entre as características municipais e a TMH20-39, no quadriênio 2007-2010, persistem gradientes tipo dose-resposta que merecem ser discutidos (Tabela 3).

No Brasil, as TMH20-39, no quadriênio de 2007 a 2010, foram maiores (em relação às categorias de referência) à medida que se observa aumento do porte populacional dos municípios, da taxa de fecundidade, das desigualdades aferidas pela renda 20/40 e da proporção de população urbana (Tabela 3). Além disso, à medida que aumentam as proporções de alfabetizados nos municípios brasileiros, observa-se um gradiente persistente de redução das TNH20-39, mesmo após ajustadas as demais características socio-demográficas dos municípios. Em relação à razão de sexo, observou-se resultado também protetor para os municípios com valores próximos a 1 (~ 1 homem para cada 1 mulher), indicando uma população de certa forma balanceada entre os sexos.

Novamente, vale destacar a associação positiva observada entre a TMH20-39 e as desigualdades de renda, aferidas pela variável renda 20/40 – medida relativa de nível socioeconômico. Municípios, onde a renda dos 20% mais ricos superava entre 10 a 12 vezes a renda dos 40% mais pobres, apresentaram excesso médio da TMH20-39 de 9,3 (IC95%: 5,3 a 13,3) mortes por 100 mil habitantes, em comparação aos municípios onde esta relação era inferior a 10 vezes (Tabela 3). De maneira mais acentuada, municípios onde a renda dos 20% mais ricos era mais de 12 vezes superior a dos 40% mais pobres, apresentaram excessos médios da TMH20-39 de mais de 11 mortes por 100 mil habitantes, em comparação aos municípios com menor desigualdade de renda (renda dos 20% mais ricos menos de 10 vezes superior à dos 40% mais pobres).

Também nessa análise foi possível notar que as variáveis “proporção de população de baixa renda” e “renda média *per capita*” – medidas absolutas de nível socioeconômico – descrevem associações peculiares (cúbicas) com a TMH20-39, no quadriênio de 2007 a 2010, no Brasil (Tabela 3). Por exemplo, para proporção de população de baixa renda, municípios no agregado intermediário desse indicador (20 a 50% da população), apresentam excessos médios de 14,1 óbitos por 100 mil habitantes ($p < 0,001$) nas estimativas da TMH20-39, quando comparados aos municípios de referência (com 70% ou mais de população de baixa renda). Curiosamente, não são estatisticamente diferentes ($p = 0,83$) as esti-

mativas das TMH20-39, para a população de estudo, nos agregados de municípios com a menor e com a maior proporção de população de baixa renda: < 20% e > 70%. Interpretação semelhante pode ser obtida da análise da variável “renda média *per capita*”, que igualmente apresenta em suas categorias extremas (< R\$100 e de R\$200 ou mais) estimativas semelhantes da

TMH20-39 no grupo populacional estudado ($p > 0,12$) (Tabela 3).

Discussão

No presente estudo, identificamos que no Brasil, entre os quadriênios de 1999-2002 e 2007-2010,

Tabela 3. Associações ecológicas entre as taxas de mortalidade por homicídios (por 100 mil habitantes) entre homens de 20 a 39 anos de idade e variáveis selecionadas, em municípios brasileiros, no período 2007-2010 ($n = 5.564$)^(a)

Variável (categoria de referência) ^(c)	Modelo Logit fracional (bruto)			Modelo Logit fracional (ajustado)		
	Diferença de risco (x100 mil hab.) ^(b)	IC95%	Valor de p	Diferença de risco (x100 mil hab.) ^(b)	IC95%	Valor de p
Porte populacional:						
(pequeno porte 1 – até 20 mil hab.)						
Pequeno porte 2 (n = 1.043)	29,97	25,7 a 34,2	< 0,001	21,2	17,6 a 24,8	< 0,001
Médio porte (n = 325)	50,44	42,2 a 58,7	< 0,001	37,1	30,1 a 44,2	< 0,001
Grande porte (n = 266)	76,19	65,9 a 86,5	< 0,001	77,7	66,3 a 89,2	< 0,001
Metrópoles (n = 17)	124,05	84,6 a 163,5	< 0,001	169,9	127,3 a 212,4	< 0,001
Taxa de fecundidade (< 2,3 filhos)						
2,3 a < 2,8	10,0	5,7 a 14,4	< 0,001	8,2	4,6 a 11,7	< 0,001
2,8 a < 3,2	20,1	14,3 a 25,9	< 0,001	17,5	12,2 a 22,9	< 0,001
3,2 e mais	19,5	14,5 a 24,5	< 0,001	20,6	15,1 a 26,1	< 0,001
Proporção de alfabetizados (< 60%)						
60-80%	3,7	-1,2 a 8,6	0,137	-9,7	-13,6 a -5,9	< 0,001
> 80-90%	-7,9	-12,6 a -3,3	0,001	-18,0	-23,3 a -12,8	< 0,001
> 90%	-10,8	-15,6 a -6,1	< 0,001	-22,3	-27,0 a -17,6	< 0,001
Proporção de população de baixa renda (70% ou mais):						
50 a < 70%	16,4	11,9 a 20,9	< 0,001	9,9	5,1 a 14,7	< 0,001
20 a < 50%	3,5	-0,3 a 7,2	0,070	14,4	7,5 a 21,3	< 0,001
< 20%	-15,4	-19,2 a -11,7	< 0,001	-1,2	-9,3 a 6,9	0,830
Renda média <i>per capita</i> (< 100 R\$)						
100 a < 200 R\$	9,4	5,8 a 13,0	< 0,001	4,6	0,2 a 9,0	0,041
200 a < 300 R\$	-6,9	-10,5 a -3,3	< 0,001	-5,0	-10,4 a 0,4	0,071
300 R\$ ou mais	-4,5	-9,0 a 0,05	0,053	-7,9	-14,6 a -1,1	0,022
				Teste da variável		< 0,001
Renda 20/40 (< 10)						
10 a 12	19,6	14,4 a 24,9	< 0,001	7,7	3,8 a 11,5	< 0,001
> 12 a 16	27,9	22,9 a 33,0	< 0,001	8,6	4,7 a 12,4	< 0,001
> 16	28,2	23,2 a 33,3	< 0,001	8,8	4,7 a 12,9	< 0,001
Taxa de urbanização (0-50%)						
51 a 70%	11,9	7,8 a 15,9	< 0,001	8,6	5,1 a 12,2	< 0,001
71 a 80%	22,3	16,1 a 28,5	< 0,001	18,5	12,8 a 24,1	< 0,001
> 80%	27,0	22,4 a 31,6	< 0,001	24,2	18,9 a 29,5	< 0,001
Razão de sexos (< 1)						
1 a 1,1	-21,4	-24,4 a -18,5	< 0,001	-7,0	-9,7 a -4,3	< 0,001
> 1,1	-16,0	-19,9 a -12,2	< 0,001	-2,9	-7,5 a 1,8	0,229

(a) As categorias das variáveis contínuas referem-se à quartis aproximados (exceto para “porte populacional” onde os grupos foram conformados segundo classificação do IBGE); (b) As diferenças de risco foram estimadas por meio dos efeitos marginais do modelo logit fracional (dy/dx), e indicam a mudança média (x 100 mil) da taxa, por unidade (0-1) de mudança discreta da variável “dummy”. Todos os valores de p globais de todas as variáveis incluídas no modelo foram estatisticamente significativos ($p < 0,001$). (c) As categorias de referência de cada variável estão indicadas entre parênteses, na frente do nome da variável.

houve aumento do risco de homicídios entre homens de 20-39 anos de idade, de uma mediana de 22,7 para 35,5 mortes por 100 mil habitantes, respectivamente; com certa desaceleração desse incremento no período mais recente. Incrementos temporais significativos desse indicador, entre 199-2002 e 2007-2010, foram observados principalmente em municípios de pequeno a médio porte e naqueles caracterizados por menor desenvolvimento socioeconômico e maior desigualdade econômica. Ademais, maiores estimativas de risco de homicídio na população de estudo em anos recentes (quatriênio de 2007-2010) foram identificadas nos municípios de médio a grande porte, incluindo especialmente as metrópoles, nos municípios muito urbanizados, com taxas de fecundidade elevadas, baixas proporções de alfabetizados, importante desigualdade econômica (renda 20/40), e nos municípios com categorias intermediárias das taxas de pobreza e de renda média *per capita*.

Na região das Américas, em 2000, o peso do grupo das causas externas, sendo os acidentes e as violências as duas causas de morte mais frequentes, compromete mais Anos Potenciais de Vida Perdidos (APVP) do que as doenças infecciosas, as neoplasias e as doenças do aparelho circulatório¹⁴. Isso é verdade inclusive para o Brasil, assim como para a grande maioria dos demais países dessa região. A importante magnitude e o incremento no risco de morte precoce por homicídios, entre homens adultos no Brasil, nas últimas décadas, tem sido também objeto de estudo por diferentes autores¹⁵⁻¹⁶. Nesse contexto, as populações de homens jovens são as mais afetadas, em especial aquelas que vivem em comunidades pobres, à margem do consumo, estigmatizadas por sua origem, e que sofrem os efeitos das desigualdades sociais e da falta de serviços que atendam adequadamente às suas necessidades^{18,19}. Aliado a esse contexto de desigualdades sociais e opressão, a análise da violência nesse grupo populacional inclui ainda a compreensão da relação entre gênero e violência em uma cultura latina historicamente machista, como a do Brasil. Esses aspectos delineiam um cenário de vulnerabilidade do gênero masculino, tanto como autor, quanto como vítima da violência^{18,19}.

No presente estudo, municípios de maior porte populacional e com maior urbanização apresentaram maiores taxas de homicídio na população estudada, reforçando a ideia do papel desses atributos demográficos como componentes explicativos do crescimento da violência no Brasil. Desde a década de 1960, estudos tem identificado a associação desta com tal conjuntura de

urbanização, aumento rápido da população e crescimento das periferias urbanas, historicamente com presença precária ou ausência completa do Estado como provedor de políticas públicas, proteção e serviços^{15,19,20}. A boa notícia é que, apesar de apresentarem altas taxas de mortalidade por homicídios no grupo estudado, os municípios de grande porte, incluindo as metrópoles, não apresentaram incremento do risco de morte por homicídios na população de estudo entre 1999-2001 a 2007-2010, em contraponto com a tendência nacional de incremento desse indicador. Por outro lado, chama a atenção o fato de que os municípios de pequeno e médio porte, apesar de apresentarem menores valores para esse indicador, apresentam rápido crescimento nas medianas de risco de morte por homicídios na população e no período de análise. Esse achado traz à luz um problema emergente que deve ser mais bem estudado, além de alertar gestores para prevenir seu agravamento.

Finalmente, vale discutir que os maiores riscos de homicídios na população estudada foram observados nos municípios com maiores desigualdades sociais, mas com valores intermediários de nível socioeconômico em termos de renda e pobreza absolutas. Esse achado destaca a maior associação da violência às populações mais heterogêneas e com maiores desigualdades sociais, do que aos municípios mais homogêneos internamente ainda que com indicadores extremos de pobreza absoluta. Segundo Barata e Ribeiro²⁰, as desigualdades sociais vêm sendo valorizadas por explicar a epidemia de violência mais do que a pobreza em termos absolutos, aliada às questões da urbanização e do crescimento populacional exagerado. Souza e Minayo¹⁵ reforçam que não existe dúvida de que o contexto favorecedor das várias formas de violência em que os jovens são vítimas e agressores é o das desigualdades sociais e das desigualdades de oportunidades; e destacam que é nesse contexto que se deve agir¹⁵. De fato, no presente estudo, e em outros com abordagem semelhante, esse fenômeno pode ser quantificado²¹. Andrade et al.²¹, estudando os municípios do Paraná, identificaram correlação estatisticamente significativa entre a mortalidade por homicídios em homens de 15 a 29 anos de idade e o índice de Gini dos municípios; e identificaram ausência de correlação entre esse indicador de mortalidade e a taxa de pobreza dos municípios estudados²¹. No presente estudo conduzido para todo o Brasil, nos agregados de municípios com grande desigualdade de renda (a renda dos 20% mais ricos representa mais de 16 vezes a renda dos 40% mais pobres), o risco de morte entre

homens adultos de até 39 anos de idade apresentou excesso médio de 11,8 óbitos por 100 mil habitantes em relação ao agregado de municípios onde esse indicador de desigualdade era mais discreto (< 10 vezes). Por outro lado, foram nos municípios em categorias intermediárias de pobreza e renda média *per capita* onde se observaram as maiores medianas das taxas de mortalidade por homicídios, na população do presente estudo. Descrevem-se, dessa forma, associações cúbicas entre o risco de homicídios e as variáveis de pobreza e renda absolutas nos municípios, o que limita a eventual investigação de associações ou correlações lineares.

O presente estudo apresenta as limitações inerentes às pesquisas com dados secundários e análises ecológicas, se limitando a apontar hipóteses explicativas para o fenômeno da violência no Brasil. Entre essas limitações, destacam-se a possibilidade de confundimento residual devido à ausência de controle das associações por variáveis não disponíveis nas bases de dados, as dificuldades de definição da temporalidade entre os eventos analisados e as dificuldades em atribuir ao nível individual às mesmas associações ecológicas aqui identificadas. Porém, vale lembrar, que se trata de estudar o risco de homicídios como um fenômeno coletivo nos municípios brasileiros, cujas explicações avaliadas são também principalmente fenômenos coletivos (desigualdades de renda, urbanização, entre outras). Outra limitação é que a maior parte das variáveis independentes estudadas foi derivada do Censo realizado no ano 2000, enquanto o desfecho foi considerado em períodos posteriores. Todavia, essa limitação não afeta consideravelmente a validade dos resultados, pois essas variáveis independentes estudadas representam exposições com relativa estabilidade ao longo do tempo. Além disso, as atuais taxas de homicídios refletem não apenas as exposições atuais, como também são consequências de processos históricos crônicos e persistentes, que determinam exposições cumulativas, ao longo do tempo.

Com respeito à possibilidade de confundimento residual citado anteriormente, devemos discutir a existência de contextos favoráveis ou desfavoráveis, em municípios, não considerados nessa análise, que refletem o fato de que a violência, em centros urbanos, é fenômeno multicausal, incluindo fatores individuais (biológicos e de personalidade), familiares, comunitários e sociais, tais como as desigualdades econômicas, as sociais e as culturais¹⁵; assim como é influenciada por fatores relacionados às políticas públicas, à ética e à moral vigentes, entre outros. Por exem-

plo, um estudo exploratório recente identificou associação positiva entre um índice de impunidade e as taxas de homicídios em estados Brasileiros²². Além disso, adicionando complexidade a essa questão, vale destacar contextos geográficos tais como a proximidade de fronteiras, ou de rodovias que ligam estas fronteiras aos grandes centros urbanos do país, as áreas dominadas pelo tráfico de drogas e/ou que sofrem a influência da violência associada ao tráfico de drogas, o processo de ocupação dos espaços urbanos que podem ter consequências sociais importantes (tais como a existência de garimpos), associados à inexistência de políticas públicas adequadas ao enfrentamento da pobreza e à prevenção da violência, entre outros fatores^{21,23-26}.

Dessa forma, os achados do presente estudo deverão orientar outros futuros que aprofundem o entendimento dessa multiplicidade de contextos e diferentes níveis de determinação desse fenômeno. Além disso, deverão apoiar na focalização das necessárias ações intersetoriais, tendo a equidade com um de seus eixos norteadores, para aprimorar o enfrentamento do problema da mortalidade por homicídios no Brasil.

Colaboradores

EC Duarte trabalhou na concepção do estudo, definição dos indicadores, análise dos dados e redação da primeira versão do manuscrito; LP Garcia e LRS de Freitas na análise estatística dos dados e revisão do manuscrito; NH Mansano apoiou a redação e revisão do manuscrito, e na busca e análise de referências bibliográficas; RA Monteiro trabalhou na construção da base de dados e revisão do manuscrito; e, WM Ramalho na elaboração das figuras, padronização bibliográfica e revisão do manuscrito.

Agradecimentos

Agradecemos a colaboração de Alice Cristina Medeiros na busca de material bibliográfico de grande relevância para a elaboração do presente artigo.

Referências

- Krug EG, Dahlberg LL, Mercy JA, Zwi AB, Lozano R, editors. *World report on violence and health*. Geneva: World Health Organization; 2002. [site na Internet]. [acessado 2012 abr 30]. Disponível em: <http://www.opas.org.br/cedoc/hpp/ml03/0329.pdf>
- Reichenheim ME, Souza ER, Moraes CL, Jorge MHLPM, Silva CMFPF, Minayo MCS. Violência e lesões no Brasil: efeitos, avanços alcançados e desafios futuros. *Saúde no Brasil*. The Lancet; Maio 2011. [site na Internet]. [acessado 2012 abr 30]. Disponível em: <http://download.thelancet.com/flatcontentassets/pdfs/brazil/brazilpor5.pdf>
- Barata RB, Ribeiro MCSA, Sordi M. Desigualdades sociais e homicídios na cidade de São Paulo, 1998. *Rev. bras. epidemiol.* 2008; 11(1):3-13.
- Minayo MCS. Violência: um problema para a saúde dos brasileiros. In: Ministério da Saúde (MS). *Impacto da violência na saúde dos Brasileiros*. Brasília: MS; 2005. p. 9-41.
- Morgenstern H. Ecologic studies in Epidemiology: concepts, principles, and methods. *Annu Rev Public Health* 1995; 16:61-81.
- Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). Censo Demográfico de 2010. [site na Internet]. [acessado 2012 maio 20]. Disponível em: <http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/populacao/censo2010>
- Instituto de Pesquisas Econômicas Aplicadas (IPEA). *Banco de dados*. [site na Internet]. [acessado 2012 maio 20]. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>
- Brasil. Ministério da Saúde. *Sistema de Informações sobre Mortalidade*. [acessado 2012 abr 24]. Disponível em: <http://www2.datasus.gov.br/DATASUS/index.php>
- Organização Mundial da Saúde (OMS). *Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde*. 10ª Revisão. São Paulo: Centro Brasileiro de Classificação de Doenças; 1993.
- Wedderburn RWM. Quasi-likelihood functions, generalized linear models and the Gauss-Newton method. *Biometrika* 1974; 61(3):439-447.
- Paula GA. *Modelos de regressão com apoio computacional*. São Paulo: Universidade de São Paulo; 2004.
- McCullagh P, Nelder JA. *Generalized Linear Models*. 2nd Edition. London: Chapman and Hall; 1989.
- StataCorp. *Stata Statistical Software*. Release 11. College Station, TX: Stata Corp LP. 2009.
- Fraade-Blanc L, Concha-Eastman A, Baker T. Injury in the Americas: the relative burden and challenge. *Rev. Panam. Salud Públ* 2007; 22(3):254-259.
- Souza ER, Minayo MCS. Mortalidade de jovens de 15 a 29 anos por violências e acidentes no Brasil: situação atual, tendências e perspectivas. In: Rede Interagencial de informações para a saúde. *Demografia e saúde: contribuição para análise de situação e tendências*. Brasília: OPAS; 2009. p. 113-142.
- Minayo MCS. A violência social sob a perspectiva da Saúde Pública. *Cad Saude Publica* 1994; 10(Supl. 1):7-18.
- Souza ER. Homicídios no Brasil: o grande vilão da saúde. *Cad Saude Publica* 1994; 10(Supl.1):45-60.
- Greig A 2001. *Political connections: men, gender and violence*. United Nations International Research and Training Institute for the Advancement of Women. Working Paper n. 1. [página na Internet]. [acessado 2012 abr 30]. Disponível em: http://www.engagingmen.net/files/resources/2010/Caroline/Political_Connections_-_Men_Gender_and_Violence.pdf.
- Souza ER. *Masculinidade e violência no Brasil: contribuições para a reflexão no campo da saúde*. *Cien Saude Colet* 2005;10(1):59-70.
- Barata RB, Ribeiro MCSA. Relação entre homicídios e indicadores econômicos em São Paulo, Brasil, 1996. *Rev Panam Salud Publica* 2000; 7(2):118-124.
- Andrade SM, Soares DA, Souza RKT, Matsuo T, SouzaHD. Homicídios de homens de quinze a 29 anos e fatores relacionados no estado do Paraná, de 2002 a 2004. *Cien Saude Colet* 2011; 16(Supl. 1):1281-1288.
- Nadanovsky P, Celeste RK, Wilson M, Daly M. Homicídio e impunidade: análise ecológica em nível de estado no Brasil. *Rev Saude Publica* 2009; 43(5):733-742.
- Gadelha CAG, Costa L. Integração de fronteiras: a saúde no contexto de uma política nacional de desenvolvimento. *Cad Saude Publica* 2007; 23(Supl.): 214-226.
- Beato Filho CC, Assunção RM, Silva BFA, Marinho FC, Reis IA, Almeida MCM. Conglomerados de homicídios e o tráfico de drogas em Belo Horizonte, Minas Gerais, Brasil, de 1995 a 1999. *Cad Saude Publica* 2001; 17(5):1163-1171.
- Zaluar A, Noronha JC, Albuquerque C. Violência: pobreza ou fraqueza institucional? *Cad Saude Publica* 1994; 10(Supl. 1):S213-S217.
- Duarte EC, Tauil PL, Duarte E, Sousa MC, Monteiro RA. Mortalidade por acidentes de transporte terrestre e homicídios em homens jovens das capitais das Regiões Norte e Centro-Oeste do Brasil, 1980-2005. *Epidemiol Serv Saúde* 2008; 17(1):7-20.

Artigo apresentado em 03/06/2012

Aprovado em 18/06/2012

Versão final apresentada em 17/07/2012