

Cerqueira, Daniel; Coelho, Danilo Santa Cruz; Fernandes, Marcelo; Pinto Junior, Jony

Working Paper

Armas de fogo e suicídios

Texto para Discussão, No. 2254

Provided in Cooperation with:

Institute of Applied Economic Research (ipea), Brasília

Suggested Citation: Cerqueira, Daniel; Coelho, Danilo Santa Cruz; Fernandes, Marcelo; Pinto Junior, Jony (2016) : Armas de fogo e suicídios, Texto para Discussão, No. 2254, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), Brasília

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/177470>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

2254

TEXTO PARA DISCUSSÃO

ARMAS DE FOGO E SUICÍDIOS

Daniel Cerqueira
Danilo Santa Cruz Coelho
Marcelo Fernandes
Jony Pinto Junior



ARMAS DE FOGO E SUICÍDIOS¹

Daniel Cerqueira²

Danilo Santa Cruz Coelho³

Marcelo Fernandes⁴

Jony Pinto Junior⁵

1. Agradecemos a Áureo de Paula, João Manoel de Pinho Mello, Duda Mendes, Vladimir Ponczek, Rodrigo Reis Soares e Andrea Tesei pelas muitas discussões úteis, bem como aos participantes do encontro do Lacea 2014, por seus valiosos comentários. Danilo Coelho reconhece o apoio financeiro do Ministério da Ciência, Tecnologia e Inovação (MCTI), por meio da bolsa produtividade em pesquisa do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq). Assumimos total responsabilidade por quaisquer erros.

2. Técnico de planejamento e pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia (Diest) do Ipea.

3. Técnico de planejamento e pesquisa da Diest/Ipea.

4. Professor da Escola de Economia de São Paulo da Fundação Getúlio Vargas (EESP/FGV) e da Queen Mary University of London.

5. Professor da Universidade Federal Fluminense (UFF).

Governo Federal

Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão
Ministro interino Dyogo Henrique de Oliveira

ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada ao Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente

Ernesto Lozardo

Diretor de Desenvolvimento Institucional, Substituto

Carlos Roberto Paiva da Silva

Diretor de Estudos e Políticas do Estado, das Instituições e da Democracia

João Alberto De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas

Claudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais

Alexandre Xavier Ywata de Carvalho

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura

Fernanda De Negri

Diretora de Estudos e Políticas Sociais

Lenita Maria Turchi

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais

Sérgio Augusto de Abreu e Lima Florêncio Sobrinho

Chefe de Gabinete

Márcio Simão

Assessora-chefe de Imprensa e Comunicação

Regina Alvarez

Ouvidoria: <http://www.ipea.gov.br/ouvidoria>

URL: <http://www.ipea.gov.br>

Texto para Discussão

Publicação cujo objetivo é divulgar resultados de estudos direta ou indiretamente desenvolvidos pelo Ipea, os quais, por sua relevância, levam informações para profissionais especializados e estabelecem um espaço para sugestões.

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2016

Texto para discussão / Instituto de Pesquisa Econômica
Aplicada.- Brasília : Rio de Janeiro : Ipea , 1990-

ISSN 1415-4765

1. Brasil. 2. Aspectos Econômicos. 3. Aspectos Sociais.
I. Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada.

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade dos autores, não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou do Ministério do Planejamento, Desenvolvimento e Gestão.

É permitida a reprodução deste texto e dos dados nele contidos, desde que citada a fonte. Reproduções para fins comerciais são proibidas.

JEL: C15; C51; I18.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO	7
2 IDENTIFICAÇÃO	9
3 DESCRIÇÃO DOS DADOS	13
4 ESTIMANDO A PROBABILIDADE DE COMETER SUICÍDIO COM ARMA DE FOGO	15
5 CONCLUSÃO	23
REFERÊNCIAS	23

SINOPSE

Existe praticamente um consenso de que a proporção de suicídios cometidos com armas de fogo em relação ao suicídio total é a melhor maneira de medir indiretamente a prevalência dessas armas. No entanto, essa *proxy* não é precisa para localidades com baixa densidade populacional, tendo em conta que os suicídios são eventos raros. Para contornar esse problema, exploramos as características socioeconômicas das vítimas de suicídio, de modo a propor uma nova *proxy* para prevalência de arma de fogo. Avaliamos o nosso indicador com microdados de suicídio do Ministério da Saúde (MS), entre 2000 e 2010.

Palavras-chave: crime; arma de fogo; efeitos fixos; *logit*; suicídios; violência.

ABSTRACT

There is virtually a consensus that the ratio of suicides committed with guns to total suicides is the best way to indirectly measure gun ownership across different locations. However, such a proxy is not accurate for any locality with low population density in view that suicides are rare events. To circumvent this issue, we exploit the socioeconomic characteristics of the suicide victims so as to come up with a novel proxy for gun ownership. We assess our indicator using suicide micro-data from the Brazilian Ministry of Health between 2000 and 2010..

Keywords: crime; firearm; fixed effects; logit; regularization; suicides; violence.

1 INTRODUÇÃO

Existe um debate acalorado sobre o efeito causal das armas de fogo sobre crimes. De um lado, há os que defendem que a difusão de armas de fogo na sociedade faria aumentar o número de óbitos violentos, em consequência de homicídios, suicídios e acidentes, que não teriam ocorrido sem a presença dessas armas. De outro lado, se poderia argumentar que a difusão de armas de fogo afetaria negativamente as taxas de crimes, caso os criminosos fossem dissuadidos de cometer delitos em face da possibilidade da vítima potencial estar armada. Portanto, em termos teóricos, o efeito da proliferação das armas de fogo sobre a taxa de crimes é ambíguo, o que leva o debate a uma necessária análise empírica.

A esse respeito, ainda que a grande maioria das evidências empíricas seja a favor da hipótese de que mais armas causam mais crimes (Cerqueira, 2014), uma dificuldade crucial no caminho dos avanços da pesquisa diz respeito à indisponibilidade e à limitação de dados. A maioria dos governos não mantém registros sobre a quantidade de armas em mãos de particulares (sejam elas registradas ou não). Além disso, pesquisas domiciliares que perguntem sobre a posse de armas são raras, não regularmente espaçadas no tempo e não necessariamente representativas em nível local mais restrito, como municípios.

A inexistência de dados confiáveis sobre a disponibilidade de armas entre diferentes localidades geográficas ao longo do tempo é contornada com o uso de medidas indiretas sobre a prevalência de armas de fogo. Estas variáveis incluem: proporção de crimes cometidos com uso de armas de fogo (McDowall, 1991); número de armas de fogo registradas em registros administrativos de governos (Cummings *et al.*, 1997); número de licenças para portar armas de fogo e de armas roubadas relatadas à polícia (Stolzenberg e D'Alessio, 2000); número de subscrições de revistas voltadas para armas e prevalência da adesão à National Rifle Association (Duggan, 2001; Moody e Marvell, 2002); e proporção de suicídios cometidos com armas (Cook e Ludwig, 2003; Azrael, Cook e Miller, 2004).

A literatura parece convergir para um consenso de que a última variável citada é o melhor indicador de prevalência de arma de fogo. A título de exemplo, Kleck (2004) examina a validade de 25 *proxies* de medida de disponibilidade de arma de fogo em nível de município, estado e país, de 1972 a 1999. A única *proxy* que se correlaciona

bem com a proporção de domicílios com pelo menos uma arma de fogo, estimada na pesquisa domiciliar americana General Social Survey, é a proporção de suicídios cometidos com arma de fogo. Killias (1993) e Briggs e Tabarrok (2014) também apresentam evidências semelhantes. Isto é reconfortante porque os dados de suicídio não só são confiáveis, mas também estão disponíveis em nível municipal.

No entanto, a porcentagem de suicídios cometidos com arma converge para a probabilidade de cometer suicídio com arma de fogo apenas em grandes amostras. Isto é problemático porque os suicídios são eventos raros e, portanto, tal *proxy* produz uma medida precisa de disponibilidade relativa de armas apenas para os municípios populosos. Há, de fato, uma grande quantidade de variação na proporção de suicídios cometidos com arma em qualquer município com poucos casos de suicídio, tornando a inferência sobre a prevalência de arma de fogo uma tarefa muito difícil.

Este trabalho propõe uma nova abordagem para obter a prevalência de arma de fogo a partir de microdados de suicídio. A ideia passa por calcular a probabilidade de cometer suicídio com arma de fogo levando em consideração as características pessoais da vítima, assim como os efeitos fixos de microrregião.

Condicionar as características da vítima – como idade, sexo e raça – é extremamente informativo. Por exemplo, há evidências que as mulheres preferem utilizar meios menos violentos para cometer suicídio, como drogas e envenenamento por monóxido de carbono (Denning *et al.*, 2000). Com isso, a constatação de haver em alguma localidade mulheres usando arma de fogo para cometer suicídio é um indicativo mais forte de disponibilidade desse instrumento, do que se fossem homens cometendo tal ato, porque o primeiro evento é estatisticamente mais raro do que o último. Ao explorar a estrutura de painel dos dados, somos capazes de acumular as informações de diferentes microrregiões ao longo do tempo e, conseqüentemente, aumentar a precisão de nossas estimativas para os municípios menos populosos.

Mais importante que isso, mostramos que as estimativas dos coeficientes associados às variáveis indicadoras de microrregião refletem bem a prevalência de arma de fogo na microrregião, sob uma hipótese de identificação muito razoável. Em particular, é preciso que a decisão de se suicidar usando arma de fogo condicional à decisão de cometer suicídio não dependa de qualquer fator agregado que varie apenas na microrregião, que não seja a prevalência de arma de fogo.

Utilizando microdados de suicídio do Ministério da Saúde (MS) entre 2000 e 2010, podemos encontrar algumas evidências convincentes de que o efeito fixo de microrregião parece refletir bem a variação espacial da prevalência de arma de fogo no Brasil. O restante deste documento está organizado em cinco seções, incluindo-se esta introdução. A seção 2 discute a estrutura teórica que temos em mente, que justifica os efeitos fixos de microrregião como uma *proxy* para a prevalência de arma de fogo. A seção 3 descreve os microdados sobre suicídios em nível de microrregião. A seção 4 traz as estimativas do modelo *logit* e, em seguida, discute os resultados. A seção 5 apresenta a conclusão.

2 IDENTIFICAÇÃO

Começamos com a suposição de que a decisão individual de cometer suicídio dependa das características observadas das vítimas e da qualidade de vida em geral da microrregião j . Denotamos por X_{ij} o vetor de características socioeconômicas da vítima de suicídio i na microrregião j : idade, sexo, raça, estado civil e nível de escolaridade. No entanto, características pessoais incluem não só os aspectos socioeconômicos, mas também traços de personalidade. À primeira vista, pode parecer razoável supor que a personalidade é essencialmente aleatória, mas a qualidade de vida, obviamente, afeta o estado de espírito de qualquer pessoa. Por exemplo, há uma ampla evidência de que a exposição à violência tem efeito no estado de espírito dos indivíduos, aumentando os riscos de suicídio e depressão.¹ A exposição à violência também deve afetar a decisão individual de possuir uma arma de fogo e, como resultado, a prevalência de arma de fogo, G_j , na microrregião j dependerá também da qualidade de vida, Q_j , que inclui exposição agregada à violência, entre outros estressores sociais. Tudo isso junto significa que a decisão individual de cometer suicídio depende tanto de X_{ij} quanto de Q_j , considerando que o nível agregado de disponibilidade de arma de fogo depende do Q_j . Mais precisamente,

$$Pr(S_{ij}, G_j | Q_j) = Pr(S_{ij} | X_{ij}, Q_j) \cdot Pr(G_j | Q_j), \quad (1)$$

em que G_j denota a prevalência de arma de fogo na microrregião j e S_{ij} assume valor 1, no caso de o indivíduo decidir cometer suicídio, e zero, caso contrário. Estamos implicitamente

1. Ver, por exemplo, Mazza e Reynolds (1999) e Flannery, Singer e Wester (2001).

supondo que a decisão de um indivíduo i em cometer suicídio não tem qualquer influência na decisão do indivíduo i' em levar a cabo sua própria vida, após condicionar a relação entre as suas características pessoais e os níveis de qualidade de vida em suas microrregiões.

Em seguida, restringimos a atenção a uma amostra de vítimas de suicídio e denotamos por $S_w G_{ij}$ a função indicadora, que assume valor 1, caso a vítima, na microrregião j , suicide-se usando arma de fogo, e zero, caso contrário. Partimos do princípio de que a decisão sobre o instrumento utilizado para cometer suicídio depende da qualidade de vida na microrregião j apenas por meio das decisões de cometer suicídio e de possuir uma arma – isto é, $S_w G_{ij} \perp Q_j | S_{ij} = 1, G_j$. É importante salientar que nos concentramos exclusivamente nas vítimas de suicídio (de forma $S_{ij} = 1$) e, em seguida, verificamos se o instrumento utilizado é uma arma de fogo ou não. Em particular, impomos que a qualidade de vida na microrregião j afeta a decisão de cometer suicídio com uma arma somente por meio das decisões de cometer suicídio e de possuir uma arma e, portanto,

$$Pr(S_w G_{ij} | S_{ij} = 1, X_{ij}, G_j, Q_j) = Pr(S_w G_{ij} | S_{ij} = 1, X_{ij}, G_j), \quad (2)$$

logo, se estimarmos a probabilidade na equação (2) usando dados de suicídio de cada uma das microrregiões, podemos então obter \hat{G}_j a partir dos efeitos fixos de microrregião – ou seja, os coeficientes estimados das variáveis *dummy* de microrregião. A teoria assintótica padrão garante que \hat{G}_j realmente converge em probabilidade para G_j , quando o número de suicídios na microrregião j vai para infinito.

É importante salientar que a independência condicional entre $S_w G_{ij}$ e Q_j dado ($S_{ij} = 1; X_{ij}; G_j$) é crucial para a identificação. Se a qualidade de vida na microrregião j afetar a decisão sobre o suicídio, as variáveis binárias de microrregião irão capturar não apenas as prevalências de arma de fogo, mas também outros indicadores de qualidade de vida. Em contraste, partimos do princípio de que, controlando para prevalência de arma, a qualidade de vida afeta apenas a decisão de cometer suicídio, mas não a decisão de utilizar arma para atingir tal fim.

Para estimar a equação (2), utilizamos o modelo *logit* a seguir:

$$Pr(S_w G_{ij} | S_{ij} = 1, X_{ij}, G_j) = \frac{\exp(X_{ij}\beta + \sum_{j=1}^J G_j D_{ij})}{1 + \exp(X_{ij}\beta + \sum_{j=1}^J G_j D_{ij})} \quad (3)$$

em que: D_{ij} é uma variável *dummy* que assume o valor 1, se a vítima de suicídio i pertencer à microrregião j (com $j = 1, \dots, J$), e zero, caso contrário. A regressão *logit* na equação (3) não tem intercepto, porque colocamos uma variável *dummy* para cada microrregião brasileira. Estimamos a equação (3) usando métodos padrão de regressão para modelos lineares generalizados e, então, a *proxy* de prevalência de arma de fogo para todas as microrregiões, pelas estimativas dos coeficientes \hat{G}_j de seus efeitos fixos.

Poder-se-ia argumentar que a presença de muitas microrregiões com valores de efeitos fixos insignificantes pode distorcer o *ranking* de microrregiões por prevalência de arma de fogo. Além disso, ordenar as microrregiões segundo as estatísticas t dos efeitos fixos não seria suficiente para contornar esta questão adequadamente, por pelo menos duas razões. Em primeiro lugar, a heterogeneidade no número de suicídios em microrregiões afeta claramente a magnitude dos erros-padrão e, portanto, concentrando-se na estatística t , iria viesar a nossa *proxy* em direção a zero em microrregiões pequenas. Em segundo lugar, as estatísticas t apresentam uma descontinuidade no zero, uma vez que o sinal do coeficiente estimado exclusivamente determina o sinal da estatística t independentemente de quão significativo ele seja. Este problema é ainda mais severo quando se considera o modelo *logit* com intercepto com a omissão de uma das microrregiões, porque os sinais dos efeitos fixos das microrregiões, então, dependem da escolha da microrregião omitida no modelo.

Sendo assim, propomos uma abordagem diferente para verificar se a presença de efeitos fixos insignificantes torna viesada a nossa *proxy* de prevalência de arma de fogo. Em particular, estimamos os efeitos fixos de microrregião na equação (3), usando uma técnica de regularização que combina estimação com seleção automática de parâmetros.² Em particular, restringimos a função objetivo com uma soma dos valores absolutos dos coeficientes de regressão, como em Tibshirani (1996), que utilizou o *least absolute shrinkage and selection operator* (Lasso). Esta restrição não tem impacto se o parâmetro for grande o suficiente, mas implica, muitas vezes, estimativas iguais a zero para os parâmetros de valores insignificantes. Assim, força as estimativas dos coeficientes em direção a zero, selecionando o mais relevante subconjunto de regressores.

2. Ver, por exemplo, Bühlmann e Van de Geer (2011).

A função objetivo torna-se assim:

$$l_\lambda(\beta, G) = -l(\beta, G) + \lambda \sum w_j |G_j| \quad (4)$$

em que $l_\lambda(\beta, G)$ é a função de máxima verossimilhança.

Note-se que a equação (4) coincide com a função objetivo padrão do estimador para modelos lineares generalizados para o caso em que $w_j = 0$ para cada $j = 1, \dots, J$. A regularização Lasso padrão funciona com pesos uniformes ($w_j = 1$ para $j=1, \dots, J$), enquanto a penalização adaptativa (adaLasso) de Zou (2006) adota $w_j = |\tilde{G}_j|^{-\tau}$, em que $\tau > 0$ e \tilde{G}_j denotam uma estimativa consistente qualquer inicial de G_j . Devemos calcular esses pesos com o estimador-padrão de \tilde{G}_j e fixar $\tau = 1$ da mesma forma que Zou (2006). A principal vantagem do adaLasso é que esta técnica quase certamente elimina os efeitos fixos irrelevantes; portanto, alcança uma seleção de modelo consistente, sob condições muito mais fracas que o estimador Lasso.³ A intuição é simples, ao aumentar o número de observações da amostra, as estimativas dos coeficientes convergem para os seus verdadeiros valores. Isto significa que os pesos para os coeficientes não zeros se direcionam para um valor finito (não zero) constante, enquanto os pesos para os coeficientes zeros aumentam.

É evidente que é fundamental selecionar o parâmetro de encolhimento, λ , de forma muito cuidadosa na abordagem de regularização. Por um lado, muito encolhimento pode acabar eliminando regressores relevantes – isto é, atribuindo-lhe um valor zero para efeitos fixos de microrregião não zeros. Por outro lado, pouco encolhimento pode não ser suficiente para eliminar alguns efeitos fixos de microrregião insignificantes. Como em Tibshirani (1996) e Zou (2006), devemos sintonizar a escolha do parâmetro de encolhimento, por meio de uma abordagem de validação que minimiza o erro quadrado médio.

Em suma, estimaremos três conjuntos de efeitos fixos de microrregião: \hat{G}_j usando método-padrão, \hat{G}_j^L utilizando Lasso e \hat{G}_j^{AL} , o adaLasso para cada $j = 1, \dots, J$. Embora se pode preferir o estimador adaLasso por razões de ordem técnica, a motivação principal aqui é verificar se a nossa *proxy* de prevalência de arma de fogo é robusta para a amostragem.

3. Note-se que encolhemos apenas os efeitos fixos de microrregião, tendo em conta que o nosso foco é a prevalência de arma de fogo, mas também poderíamos ter regularizado os outros coeficientes da regressão. Ver Kock (2014), para mais detalhes sobre estimadores Lasso no tocante a modelos logísticos.

3 DESCRIÇÃO DOS DADOS

Para ilustrar os métodos que propomos, utilizamos os dados do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM) da Coordenação Geral de Informação e Análise Epidemiológica (CGIAE) da Secretaria de Vigilância Sanitária (SVS) do MS. Este conjunto de dados fornece informações sobre todos os suicídios no período 2000-2010 em nível de microrregião, incluindo o instrumento ou meio utilizado para a agressão autoinfligida, bem como idade, sexo, raça, estado civil e anos de escolaridade da vítima.⁴ A tabela 1 relata algumas estatísticas descritivas sobre o número de vítimas de suicídio nas 558 microrregiões brasileiras.

A enorme dispersão dos dados é apenas um reflexo da imensa diferença no tamanho da população das microrregiões.

TABELA 1
Estatísticas descritivas para o número de suicídios (2000-2010)

	Número de suicídios	Média	Mínimo	Primeiro quartil	Mediana	Terceiro quartil	Máximo
2000-2010	Utilizando arma de fogo	23,91	0	5	11	23	828
	Todos	165,4	0	44	82	165	5,932

Fonte: SIM/CGIAE/SVS/MS.
Elaboração dos autores.

Obs.: Nesta tabela, relatamos os valores médios, mínimos e máximos para o número de suicídios entre as 558 microrregiões brasileiras, bem como seus quartis empíricos de 2000 a 2010.

A tabela 2 descreve a distribuição das características pessoais das vítimas de suicídio em nossa amostra. A grande maioria das vítimas de suicídio é formada por homens, o que representa 79% das vítimas da amostra completa e 88% na subamostra de suicídios cometidos com arma de fogo. A fração das vítimas de cor branca é de cerca de 55%, mas aumenta em quase dois terços se restringirmos a atenção ao suicídio com arma. Isto provavelmente reflete que os indivíduos de cor branca são em média mais ricos que os não brancos e, portanto, possuem mais facilidade de adquirir armas de fogo. As frequências relativas de cada estado civil são bastante parecidas, independentemente de o instrumento utilizado ser uma arma de fogo ou não. Além disso, a idade média das vítimas é de cerca de 40 anos. Essa média na subamostra de suicídios cometidos com arma de fogo é um pouco menor, mesmo se marginalmente mais concentrada na faixa etária acima da idade mínima legal para posse de arma. Por último, as vítimas que se suicidaram com arma, geralmente possuíam mais escolaridade, embora devêssemos ter cautela ao avaliar essa

4. A definição de microrregião é do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) e depende da estrutura de produção e da interação espacial dos municípios em uma determinada área geográfica.

estatística, por pelo menos duas razões. Em primeiro lugar, a informação sobre escolaridade não está disponível para quase 40% da amostra. Em segundo, essa diferença pode ser devido ao fato de que os indivíduos com mais anos de escolaridade são, em geral, mais capazes de comprar uma arma por terem mais recursos financeiros.

TABELA 2
Características pessoais das vítimas de suicídio (2000-2010)

Características	Vítima de suicídio	
	Arma de fogo	Total
Idade	39,08	40,05
Idade legal para posse de arma de fogo	0,87	0,86
Trabalho com acesso legal a armas de fogo	0,16	0,13
Gênero	Masculino	0,88
	Feminino	0,12
Raça/cor da pele	Branco	0,65
	Negro	0,04
	Amarelo	0,004
	Pardo	0,26
	Indígena	0,002
	Não respondeu	0,04
Estado civil	Solteiro	0,47
	União civil	0,02
	Casado	0,35
	Viúvo	0,03
	Divorciado	0,07
	Não respondeu	0,06
Escolaridade	Analfabeto	0,03
	1 a 3 anos	0,13
	4 a 7 anos	0,20
	8 a 11 anos	0,15
	12 ou + anos	0,10
Não respondeu	0,39	

Fonte: SIM/CGIAE/SVS/MS.
Elaboração dos autores.

Obs.: Nesta tabela, relatamos os valores médios da idade da vítima em anos, bem como para alguns indicadores da característica pessoal que assumem valor 1, se for verdadeiro, e zero, caso contrário. O período amostral vai de 2000 a 2010, com uma mudança na idade mínima legal para posse de arma de 20 a 24 anos de idade, em 2003.

Na seção 4, estimamos um modelo *logit* baseado nas características pessoais da vítima, a fim de calcular a probabilidade de uma determinada vítima usar uma arma para cometer suicídio. Esperamos que a maioria do poder preditivo seja proveniente do gênero e da raça/cor da vítima, uma vez, que a frequência relativa da variável estado civil não difere tanto das subamostras $S_wG = 1$ e o $S_wG = 0$.

4 ESTIMANDO A PROBABILIDADE DE COMETER SUICÍDIO COM ARMA DE FOGO

A tabela 3 apresenta as estimativas dos coeficientes do modelo *logit* para a probabilidade de se usar arma de fogo para cometer suicídio. Além dos efeitos fixos de microrregião, temos o controle de idade, idade elevada ao quadrado e várias variáveis categóricas – por exemplo, raça/cor, sexo, estado civil, escolaridade, idade mínima legal para posse de arma de fogo e ocupação com acesso legal às armas de fogo.

Encontramos um efeito não linear significativo da idade sobre a probabilidade de se cometer suicídio com arma de fogo. A probabilidade de se usar uma arma essencialmente diminui com a idade até à idade legal de ter posse de arma – que era 21 anos antes do ED e passou a ser de 25 anos depois do ED –, quando há uma descontinuidade, que faz a probabilidade aumentar abruptamente, conforme o coeficiente positivo da variável *idade mínima legal para posse de arma de fogo* deixa assinalado. Nas idades subsequentes, a probabilidade volta a diminuir até os 57 anos, segundo os estimadores *adaLasso* e *Lasso* indicam. Como era de se esperar, independentemente do estimador considerado, as vítimas de suicídio que têm acesso legal às armas por causa de seu tipo de trabalho – por exemplo, polícia e militares – são muito mais propensas a usar uma arma para tirar suas próprias vidas que as vítimas sem tal acesso.

Gênero e raça implicam também um profundo impacto, uma vez que homens brancos são de longe a grande maioria das vítimas de suicídio com arma de fogo. No que diz respeito ao estado civil, solteiros são muito menos propensos a usar uma arma que os indivíduos que tinham um parceiro em algum momento de sua vida – ou seja, casado, divorciado ou em união civil –, especialmente se nos concentrarmos nos estimadores regularizados.

Finalmente, a probabilidade de cometer suicídio com uma arma de fogo aumenta constantemente com os anos de estudo. Este efeito é provavelmente devido à omissão de informações sobre a renda das vítimas. As armas são caras e, conseqüentemente, menos disponíveis para os mais pobres. Dada a forte correlação entre renda e anos de escolaridade, não é de se estranhar que observamos efeito monotonamente crescente da escolaridade na regressão logística.

O mapa 1 ajuda na comparação das nossas medidas indiretas de prevalência de arma de fogo baseadas nos efeitos fixos de microrregião com a *proxy* padrão baseada na

proporção de suicídios cometidos com arma de fogo. A correlação de posto é bastante alta para qualquer par de indicadores de prevalência de arma, ainda que seja mais alta entre aquelas baseadas em efeitos fixos. Esse fato é bastante positivo, pois significa que nem a presença de efeitos fixos insignificantes e nem a escolha do método de regularização afeta muito os *rankings* de prevalência de arma de fogo. Além disso, é interessante observar que a regularização abre caminho para a suavização da coloração dos mapas, uma vez que as microrregiões adjacentes possuem cores similares.

Os mapas com códigos de cores são particularmente vermelhos nas fronteiras com a Bolívia, o Peru e o Paraguai, assim como nas microrregiões na fronteira agrícola brasileira. É fácil entender o porquê. A vastidão das fronteiras brasileiras as torna notoriamente vulneráveis e difíceis de serem protegidas. Isto permite o crime organizado executar o tráfico de drogas ilícitas e de armas pelo Brasil, o que implica maiores níveis de violência em zonas de trânsito (Mora, 1996; Stohl e Tuttle, 2008). Além disso, conflitos de terra são muito comuns na fronteira agrícola, especialmente no que diz respeito ao desmatamento da Amazônia brasileira para a exploração de recursos naturais e comércio ilegal de madeira (Aston, Libecap e Mueller, 1999; 2000; Hotte, 2001; Chimeli e Soares, 2015). Em relação às outras microrregiões do Brasil, as cores nos mapas parecem consistentes com outros indicadores da presença de armas. O mapa 2 mostra um padrão muito semelhante em nível estadual para o número de licenças para porte de arma por 100 mil habitantes. Brasília, no Distrito Federal (DF), lidera com 13,40, seguida, respectivamente, por Mato Grosso (MT) e Rio Grande do Sul (RS), com 10,56 e 10,14 por 100 mil habitantes, considerando que essas taxas são inferiores a 5/10 mil habitantes para os demais estados.

TABELA 3
Regressão logística com efeitos fixos de microrregiões para a probabilidade de usar arma de fogo para cometer suicídio

Controles	Modelo <i>logit</i> padrão		Lasso	adaLasso	
	Estimativas	(Erro-padrão)			
Idade	-0,01542	(0,0010)	-0,09225	-0,09218	
Idade ao quadrado	0,00002	(1,73E-06)	0,00080	0,00080	
Idade legal para posse de arma de fogo	0,14750	(0,0330)	0,38164	0,38189	
Ocupação com acesso legal a armas de fogo	0,60660	(0,0280)	0,52238	0,52341	
Gênero feminino	-1,03300	(0,0301)	-1,04049	-1,04151	
Raça/cor da pele	Negro	-0,55700	(0,0508)	-0,58633	-0,58769
	Amarelo	-0,29450	(0,1567)	-0,40519	-0,40370
	Pardo	-0,40520	(0,0277)	-0,43739	-0,43884
	Indígena	-1,75500	(0,2094)	-2,00908	-2,01156
	Não respondeu	-0,27020	(0,0520)	-0,34954	-0,34775
Estado civil	União civil	0,49370	(0,0740)	0,57708	0,57459
	Casado	0,29500	(0,0260)	0,44048	0,44040

(Continua)

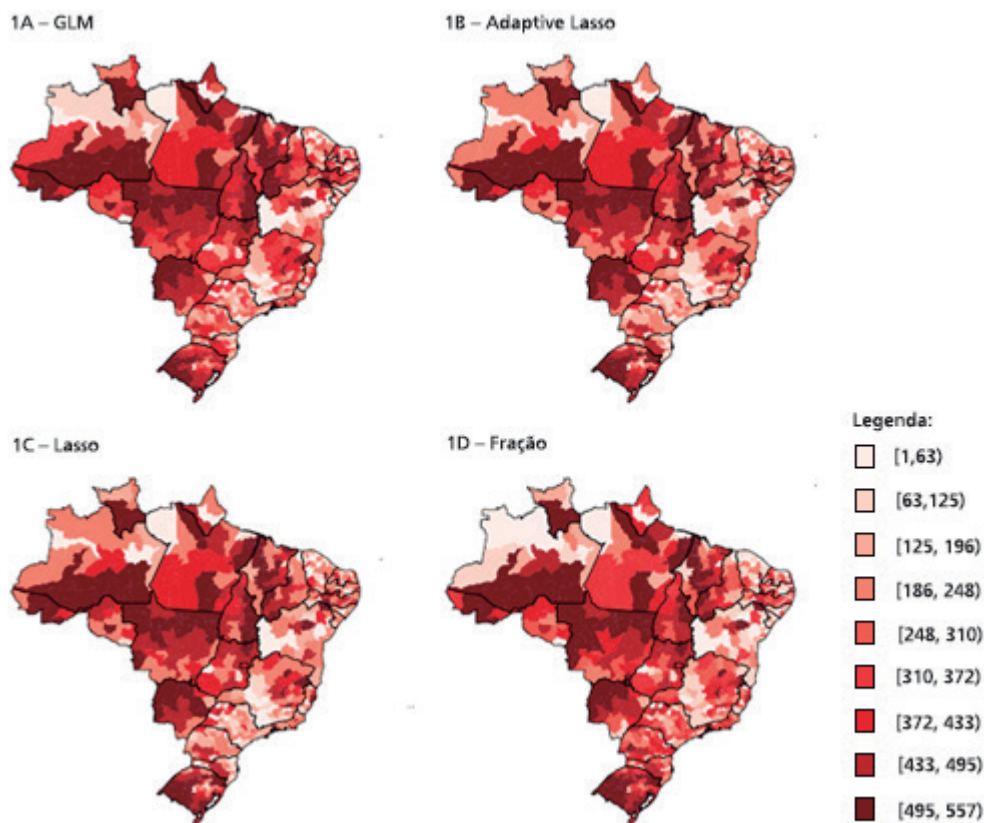
(Continuação)

Controles	Modelo <i>logit</i> padrão		Lasso	adaLasso
	Estimativas	(Erro-padrão)		
Controles	Viúvo	0,19690 (0,0602)	0,08210	0,08194
	Divorciado	0,35210 (0,0436)	0,54722	0,54729
	Não respondeu	0,00436 (0,0447)	0,07324	0,07282
Escolaridade	1 a 3 anos	0,29060 (0,0587)	-0,10802	-0,10535
	4 a 7 anos	0,40780 (0,0579)	-0,01381	-0,01117
	8 a 11 anos	0,75730 (0,0603)	0,31327	0,31661
	12 + anos	1,13300 (0,0644)	0,72259	0,72615
	Não respondeu	0,53560 (0,0571)	0,09500	0,09965

Fonte: SIM/CGIAE/SVS/MS.
Elaboração dos autores.

Obs.: Nesta tabela, apresentamos as estimativas dos coeficientes da regressão logística e seus erros-padrão robustos, bem como as correspondentes estimativas de Lasso e adaLasso. Note-se que a idade mínima legal de posse de arma de fogo aumentou de 21 anos para 25 anos de idade, a partir de 2004.

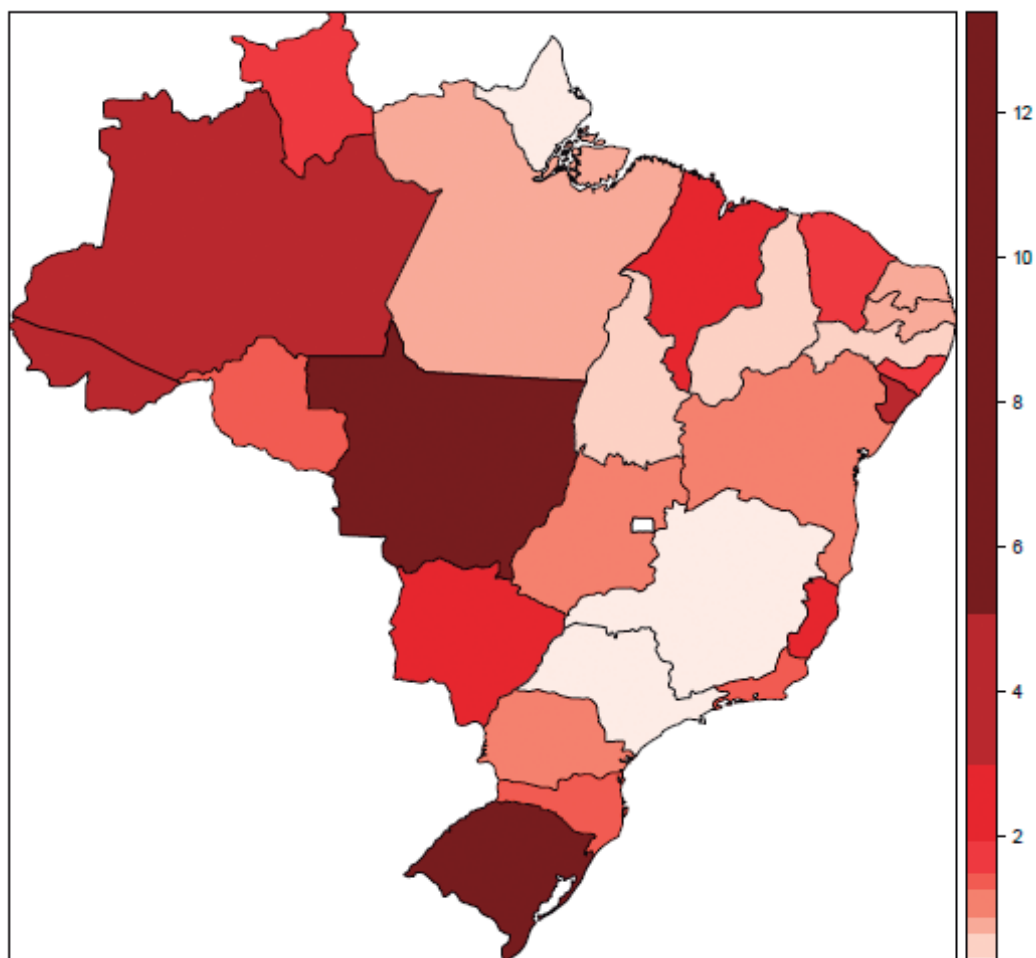
MAPA 1 Prevalência de arma de fogo



Elaboração dos autores.

Obs.: Todos os mapas ordenam as microrregiões de menor (em branco) para maior (em vermelho escuro) prevalência de arma de fogo. O primeiro mapa oferece um *ranking* de prevalência de arma de fogo com base nas estimativas-padrão do GLM para os efeitos fixos de microrregião. O segundo e terceiro mapas apresentam os *rankings* baseados em estimadores de encolhimento de efeito fixos de microrregião. Para efeito de comparação, o último mapa ranqueia as microrregiões pela proporção de suicídios cometidos com armas de fogo.

MAPA 2
Número de licenças para posse de arma de fogo



Fonte: Dados no nível estadual disponíveis em: <<http://www.defesa.org/portes-de-arma-de-fogo-por-estado/>>.
Obs.: Como antes, o espectro vai do branco ao vermelho escuro, ao aumentar o número de licenças por 100 mil habitantes.

TABELA 4
Prevalência de armas das capitais dos estados

Microrregião	Estado	Suicídios	Fração	G_j	\hat{G}_j^L	\hat{G}_j^{AL}
Cuiabá	MT	369	0,20 (3)	-1,20 (1)	0,46 (3)	0,46 (3)
Campo Grande	MS	468	0,23 (2)	-1,20 (1)	0,47 (2)	0,47 (2)
Porto Nacional	TO	177	0,20 (3)	-1,21 (3)	0,39 (4)	0,40 (4)
Porto Alegre	RS	2694	0,24 (1)	-1,27 (4)	0,48 (1)	0,48 (1)
Rio Branco	AC	226	0,19 (5)	-1,36 (5)	0,19 (6)	0,19 (6)
Porto Velho	RO	244	0,17 (7)	-1,38 (6)	0,21 (5)	0,22 (5)

(Continua)

(Continuação)

Microrregião	Estado	Suicídios	Fração	G_j	\hat{G}_j^L	\hat{G}_j^{AL}
João Pessoa	PB	358	0,15 (10)	-1,51 (7)	0,14 (9)	0,15 (9)
Brasília	DF	1.276	0,17 (7)	-1,52 (8)	0,19 (6)	0,19 (6)
Goiânia	GO	1.335	0,17 (7)	-1,56 (9)	0,17 (8)	0,17 (8)
Curitiba	PR	1.514	0,18 (6)	-1,72 (10)	0 (10)	0 (10)
Natal	RN	275	0,13 (13)	-1,73 (11)	0 (10)	0 (10)
Aracaju	SE	498	0,12 (16)	-1,81 (12)	0 (10)	0 (10)
Belo Horizonte	MG	2.209	0,14 (11)	-1,82 (13)	0 (10)	0 (10)
Recife	PE	1.203	0,11 (18)	-1,85 (14)	0 (10)	-0,01 (15)
Vitória	ES	656	0,12 (16)	-1,87 (15)	0 (10)	0 (10)
Teresina	PI	674	0,11 (18)	-1,91 (16)	-0,12 (17)	-0,13 (17)
Boa Vista	RR	218	0,10 (20)	-1,96 (17)	-0,08 (16)	-0,09 (16)
Rio de Janeiro	RJ	2.842	0,13 (13)	-1,97 (18)	-0,14 (18)	-0,15 (18)
São Paulo	SP	5.932	0,14 (11)	-1,98 (19)	-0,18 (20)	-0,19 (20)
Salvador	BA	535	0,09 (21)	-2,10 (20)	-0,17 (19)	-0,18 (19)
Florianópolis	SC	491	0,13 (13)	-2,15 (21)	-0,28 (21)	-0,29 (21)
São Luís	MA	425	0,09 (21)	-2,20 (22)	-0,32 (23)	-0,34 (23)
Maceió	AL	395	0,08 (24)	-2,21 (23)	-0,28 (21)	-0,29 (21)
Manaus	AM	775	0,09 (21)	-2,21 (23)	-0,40 (24)	-0,41 (24)
Belém	PA	554	0,08 (24)	-2,29 (25)	-0,42 (25)	-0,43 (25)
Fortaleza	CE	2.008	0,06 (26)	-2,56 (26)	-0,69 (26)	-0,70 (26)
Macapá	AP	284	0,06 (26)	-2,75 (27)	-0,84 (27)	-0,86 (27)

Fonte: SIM/CGIAE/SVS/MS.
Elaboração dos autores.

Obs.: Nesta tabela, apresentamos o número de suicídios e de indicadores de prevalência de arma de fogo nas microrregiões capitais dos estados brasileiros, com base em dados do Ministério da Saúde. Medimos indiretamente a prevalência de arma de fogo usando a proporção de suicídios cometidos com arma de fogo (fração) e as estimativas de efeitos fixos de microrregião da regressão logística padrão, Lasso e *adaLasso* – ou seja, G_j , G_j^L e G_j^{AL} . Os números entre parênteses referem-se ao posto correspondente da microrregião no respectivo *ranking*.

A tabela 4 ordena as capitais dos estados brasileiros em termos de prevalência de arma de fogo usando a *proxy* padrão e nossos novos indicadores baseados nos efeitos fixos de microrregião. Como mostrado anteriormente, a correlação entre os postos da microrregião nos *rankings* de prevalência de armas de fogo é muito alta, refletindo um acordo claro entre as ordenações. Por exemplo, para os quatros indicadores, as quatro capitais com maior prevalência de arma de fogo são Cuiabá, Campo Grande, Porto Nacional e Porto Alegre e as quatro com menor prevalência são Macapá, Fortaleza, Belém e Manaus.

Isso não significa que não haja divergências, apesar de tudo. Veja, por exemplo, os casos de Brasília e Curitiba. A *proxy* tradicional indica que a prevalência de arma de fogo em Curitiba é um pouco maior, com uma proporção de suicídio usando arma em 17,9% – contra 17,3%, em Brasília. No entanto, todos os nossos indicadores baseados

nos efeitos fixos de microrregião colocam Brasília bem acima de Curitiba em termos de prevalência de arma de fogo. A estimativa do efeito fixo de Brasília é de -1,52 (ou 0,19, se empregamos algum encolhimento), considerando que Curitiba é muito menor em -1,72 (ou zero, ao se regularizar a estimativa dos efeitos fixos).

Mas por qual razão o indicador tradicional falha em detectar qualquer diferença entre Brasília e Curitiba? A resposta é que ele ignora completamente as características pessoais das vítimas de suicídio. A tabela 5 apresenta os valores médios das variáveis binárias que utilizamos para descrever as características pessoais das vítimas de suicídio. É fácil verificar que a principal diferença entre as vítimas de suicídio de Brasília e de Curitiba reside na raça/cor destas. Curitiba é uma cidade grande, localizada na Região Sul do Brasil, com uma população predominante branca descendente de imigrantes europeus – mais notavelmente, alemães, poloneses, italianos e ucranianos. Isto está em contraste gritante com Brasília, onde há um predomínio de não brancos. Dado que a probabilidade de cometer suicídio com arma de fogo é muito mais elevada entre os brancos – em relação aos não brancos –, a estimativa de efeito fixo de Brasília excede o de Curitiba, indicando a presença de mais armas no Distrito Federal.

TABELA 5
Composição dos suicídios em Brasília e Curitiba
(Em %)

Características pessoais da vítima de suicídio por arma de fogo		Brasília		Curitiba	
		Arma de fogo	Total	Arma de fogo	Total
Idade legal para posse de arma de fogo		85,5	83,9	85,2	84,2
Ocupação com acesso legal à arma de fogo		25,8	17,5	18,5	13,0
Gênero	Masculino	85,1	74,1	83,0	76,5
	Feminino	14,9	25,9	17,0	23,5
Raça/cor da pele	Branco	23,1	25,5	93,4	87,5
	Negro	0,9	2,4	1,1	1,6
	Amarelo	0,0	0,2	0,7	0,2
	Pardo	75,6	71,3	3,7	7,7
	Índigena	0,0	0,0	0,0	0,1
	Não respondeu	0,5	0,6	1,1	3,0
Estado civil	Solteiro	56,6	62,7	45,8	50,7
	União civil	0,5	0,2	1,5	1,7
	Casado	32,1	25,2	35,4	30,5
	Viúvo	3,2	2,8	3,3	3,6
	Divorciado	7,7	7,5	5,5	5,5
	Não respondeu	0,0	1,5	8,5	8,1

(Continua)

(Continuação)

Características pessoais da vítima de suicídio por arma de fogo	Brasília		Curitiba	
	Arma de fogo	Total	Arma de fogo	Total
Analfabeto	1,4	4,2	0,7	2,0
1 a 3 anos	10,9	12,3	15,9	19,4
4 a 7 anos	24,0	31,2	24,4	30,4
8 a 11 anos	29,0	23,8	24,0	20,9
12 ou + anos	23,5	18,5	26,9	19,2
Não respondeu	11,3	10,0	8,1	8,2

Fonte: SIM/CGIAE/SVS/MS.

Elaboração dos autores.

Obs.: Nesta tabela, apresentamos os valores médios de variáveis binárias relativas a idade, ocupação, sexo, raça/cor, estado civil e escolaridade.

A tabela 6 lista as vinte microrregiões com maior prevalência de armas de fogo no Brasil. A grande maioria está no Cerrado ou nas ecorregiões amazônicas. O primeiro está localizado no Centro-Oeste do Brasil, cobrindo partes substanciais do Maranhão (MA), de Mato Grosso, de Mato Grosso do Sul (MS), de Minas Gerais (MG) e do Pará (PA), assim como praticamente os estados inteiros de Goiânia (GO) e do Tocantins (TO). Por sua vez, as ecorregiões amazônicas se espalham sobre os estados do Acre (AC), do Amazonas (AM), do Amapá (AP), do Pará, de Rondônia (RO) e de Roraima (RR), bem como partes do Maranhão (MA), de Mato Grosso e do Tocantins. Há também algumas microrregiões do estado do Rio Grande do Sul. Isto é, talvez, surpreendente por duas razões. Em primeiro lugar, este é um dos estados mais ricos do Brasil, com taxas de homicídio relativamente baixas. Em segundo lugar, estas microrregiões estão nas planícies férteis dos Pampas, na fronteira com o Uruguai. Acontece que esta é provavelmente a fronteira mais tranquila do Brasil, não é particularmente reconhecida por qualquer atividade ilegal. No entanto, os Pampas têm algo em comum com as microrregiões da Amazônia e do Cerrado. A partir de 1960, os gaúchos do Rio Grande do Sul lideraram a expansão da fronteira da soja, a partir dos Pampas à Amazônia através do Cerrado.

A tabela 7 revela as vinte microrregiões com a menor prevalência de armas no Brasil de 2000 a 2010. A lista inclui muitas cidades nos estados mais ricos do Brasil; particularmente, Minas Gerais, Santa Catarina (SC) e São Paulo (SP). No entanto, essas estimativas devem ser encaradas com cautela, dado que estas estão baseadas em amostras muito pequenas. Em particular, metade das microrregiões da lista não tinha casos de suicídio por arma de fogo e um quarto com menos de vinte casos de suicídios de 2000 a 2010.

TABELA 6
As microrregiões brasileiras com as maiores prevalências de armas de fogo (2000-2010)

Microrregião	Estado	Suicídios	Fração	G_j	G_j^L	G_j^{AL}
Madeira	AM	17	0,59 (1)	0,67 (1)	2,07 (1)	2,09 (1)
Boca do Acre	AM	11	0,45 (2)	0,39 (2)	1,75 (2)	1,77 (2)
Purus	AM	7	0,43 (3)	0,28 (3)	1,43 (4)	1,47 (4)
Sena Madureira	AC	10	0,40 (4)	0,01 (4)	1,28 (6)	1,31 (6)
São Félix do Xingu	PA	45	0,38 (7)	-0,02 (5)	1,54 (3)	1,56 (3)
Jalapão	TO	25	0,36 (10)	-0,05 (6)	1,37 (5)	1,39 (5)
Juruá	AM	23	0,39 (5)	-0,22 (7)	1,25 (7)	1,27 (7)
Tarauacá	AC	33	0,33 (14)	-0,23 (8)	1,09 (15)	1,10 (15)
Grão Mogol	MG	13	0,38 (7)	-0,29 (9)	1,23 (10)	1,25 (10)
Guamá	PA	54	0,33 (14)	-0,31 (10)	1,24 (9)	1,26 (8)
Baixo Pantanal	MS	49	0,35 (13)	-0,32 (11)	1,25 (7)	1,26 (8)
Gurupi	MA	27	0,30 (17)	-0,33 (12)	1,11 (14)	1,13 (14)
Carira	SE	11	0,36 (10)	-0,34 (13)	1,13 (13)	1,16 (13)
Brasília	AC	14	0,36 (10)	-0,37 (14)	1,01 (16)	1,03 (16)
Campanha Ocidental	RS	398	0,38 (7)	-0,47 (15)	1,22 (11)	1,22 (12)
Campanha Meridional	RS	160	0,39 (5)	-0,47 (15)	1,18 (12)	1,18 (11)
Almeirim	PA	9	0,33 (14)	-0,50 (17)	0,81 (19)	0,85 (19)
Sudeste de Roraima	RR	11	0,27 (19)	-0,58 (18)	0,73 (20)	0,77 (20)
Conceição do Mato Dentro	MG	37	0,30 (17)	-0,58 (18)	0,96 (17)	0,98 (17)
Alto Mearim de Grajaú	MA	74	0,26 (20)	-0,60 (20)	0,89 (18)	0,91 (18)

Fonte: SIM/CGIAE/SVS/MS.
 Elaboração dos autores.

Obs.: Nesta tabela, apresentamos o número de suicídios nas vinte microrregiões com os maiores efeitos fixos, com base nos dados do Ministério da Saúde de 2000 a 2010.
 Os números entre parênteses referem-se ao posto correspondente.

TABELA 7
As microrregiões brasileiras com as menores prevalências de armas de fogo (2000-2010)

Microrregião	Estado	Suicídios	Fração	G_j	G_j^L	G_j^{AL}
Livramento do Brumado	BA	21	0 (1)	-14,56 (1)	-1,02 (7)	-1,13 (7)
Cerro Azul	PR	9	0 (1)	-14,5 (2)	-0,61 (17)	-0,71 (17)
Itacoatiara	AM	12	0 (1)	-14,47 (3)	-0,82 (12)	-0,92 (12)
Japurá	AM	5	0 (1)	-14,43 (4)	-0,35 (19)	-0,46 (19)
Esperança	PR	15	0 (1)	-14,42 (5)	-0,81 (13)	-0,91 (13)
Litoral Sul	PR	22	0 (1)	-14,41 (6)	-1,06 (5)	-1,17 (5)
Itapemirim	ES	13	0 (1)	-14,41 (6)	-0,8 (14)	-0,91 (13)
Chorozinho	CE	20	0 (1)	-14,36 (8)	-1,04 (6)	-1,14 (6)
Meruoca	CE	13	0 (1)	-14,31 (9)	-0,74 (15)	-0,84 (15)
Traipu	AL	8	0 (1)	-14,3 (10)	-0,28 (20)	-0,39 (20)
Barreiras	BA	29	0 (1)	-14,24 (11)	-0,98 (8)	-1,08 (8)
Santa Maria da Vitória	BA	42	0 (1)	-14,19 (12)	-1,2 (2)	-1,3 (2)
Bom Jesus da Lapa	BA	26	0 (1)	-14,19 (12)	-0,88 (10)	-0,98 (10)
Baixa Verde	RN	18	0 (1)	-14,13 (14)	-0,64 (16)	-0,74 (16)

(Continua)

(Continuação)

Microrregião	Estado	Suicídios	Fração	G_j	G_j^L	G_j^{AL}
Cariri Oriental	PR	12	0 (1)	-14,11 (15)	-0,38 (18)	-0,49 (18)
Oliveira	MG	122	0,02 (16)	-4,1 (16)	-1,45 (1)	-1,51 (1)
Aragarças	GO	51	0,02 (16)	3,89 (17)	-1,14 (4)	-1,21 (4)
Boquim	SE	64	0,02 (16)	-3,84 (18)	-0,95 (9)	-1,02 (9)
Litoral de Aracati	CE	53	0,02 (16)	-3,71 (19)	-0,88 (10)	-0,95 (10)
Tijucas	SC	70	0,03 (20)	-3,69 (20)	-1,18 (3)	-1,23 (3)

Fonte: SIM/CGIAE /SVS/MS.
Elaboração dos autores.

Obs.: Nesta tabela, apresentamos o número de suicídios nas vinte microrregiões com os maiores efeitos fixos, com base nos dados do Ministério da Saúde de 2000 a 2010. Os números entre parênteses referem-se ao posto correspondente.

5 CONCLUSÃO

Existe um aparentemente consenso de que a proporção de suicídios com arma de fogo é a melhor *proxy* para a prevalência de arma de fogo na literatura. Propomos uma abordagem de painel de *logit* que leva em conta as características socioeconômicas das vítimas de suicídio, a fim de melhorar a precisão de tal medida indireta de prevalência de arma de fogo, especialmente em áreas com baixa densidade populacional. Avaliamos empiricamente nosso novo indicador de prevalência de armas de fogo, utilizando microdados de suicídio do Ministério da Saúde, entre 2000 e 2010. Consideramos que as nossas *proxies* são bastante razoáveis e que refletem algumas evidências anedóticas sobre a prevalência de arma de fogo no Brasil.

REFERÊNCIAS

- AZRAEL, D.; COOK, P. J.; MILLER, M. State and local prevalence of firearms ownership: measurement, structure and trends. **Journal of Quantitative Criminology**, v. 20, n. 1, p. 43-62, May 2004.
- BRIGGS, T.; TABARROK, A. Firearms and suicide in US. **International Review of Law and Economics**, n. 37, p. 180-188, Mar. 2014.
- BÜHLMANN, P.; VAN DE GEER, S. **Statistics for high-dimensional data: methods, theory and applications**. New York: Springer-Verlag, 2011.
- COOK, P. J.; LUDWIG, J. The effects of gun prevalence on burglary: deterrence vs inducement. In: COOK, P. J.; LUDWIG, J. (Eds.). **Evaluating gun policy: effects on crime and violence**. Washington: Brookings Institution Press, 2003.

CUMMINGS, P. *et al.* The association between the purchase of a handgun and homicide or suicide. **American Journal of Public Health**, v. 87, n. 6, p. 974-978, Jun.1997.

DENNING, D. G. *et al.* Method choice, intent, and gender in completed suicide. **Suicide and Life-Threatening Behavior**, v. 30, n. 3, p. 282-288, 2000.

DUGGAN, M. More guns, more crime. **Journal of Political Economy**, v. 109, n. 5, p. 1086-1114, Oct. 2001.

FLANNERY, D. J.; SINGER, M. I.; WESTER, K. Violence exposure, psychological trauma, and suicide risk in a community sample of dangerously violent adolescents. **Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry**, v. 40, n. 4, p. 435-442, 2001.

KILLIAS, M. International correlations between gun ownership and rates of homicide and suicide. **Canadian Medical Association Journal**, v. 148, n. 10, p. 1721-1725, 15 May 1993.

KLECK, G. Measures of gun ownership levels for macro-level crime and violence research. **Journal of Research in Crime and Delinquency**, v. 41, n. 1, p. 3-36, Feb. 2004.

KOCK, A. B. **Oracle inequalities for high-dimensional panel data models**. Aarhus: Aarhus University; Creates, 2014. (Working Paper, n. 20).

MAZZA, J. J.; REYNOLDS, W. M. Exposure to violence in young inner-city adolescents: relationships with suicidal ideation, depression, and PTSD symptomatology. **Journal of Abnormal Child Psychology**, v. 27, n. 3, p. 203-213, June 1999.

MCDOWALL, D. Firearm availability and homicide rates in Detroit, 1951-1986. **Social Forces**, v. 69, n. 4, p. 1085-1101, June 1991.

MOODY, C. E.; MARVELL, T. B. Guns and crime. **Southern Economic Journal**, v. 71, n. 4, p. 720-736, Apr. 2002.

STOLZENBERG, L.; D'ALESSIO, S. J. Gun availability and violent crime: new evidence from the national incident-based reporting system. **Social Forces**, v. 78, n. 4, p. 1461-1482, 2000.

TIBSHIRANI, R. Regression shrinkage and selection via the lasso. **Journal of the Royal Statistical Society**, v. 58, n. 1, p. 267-288, 1996.

ZOU, H. The Adaptive Lasso and its oracle properties. **Journal of the American Statistical Association**, v. 101, n. 476, p. 1418-1429, Dec. 2006.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

HEPBURN, L.; HEMENWAY, D. Firearm availability and homicide: a review of the literature. **Aggression and Violent Behavior: a review journal**, v. 9, n. 4, p. 417-440, July 2004.

EDITORIAL

Coordenação

Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão

Everson da Silva Moura

Reginaldo da Silva Domingos

Revisão

Clícia Silveira Rodrigues

Idalina Barbara de Castro

Leonardo Moreira Vallejo

Marcelo Araujo de Sales Aguiar

Marco Aurélio Dias Pires

Olavo Mesquita de Carvalho

Regina Marta de Aguiar

Alessandra Farias da Silva (estagiária)

Lilian de Lima Gonçalves (estagiária)

Luiz Gustavo Campos de Araújo Souza (estagiário)

Paulo Ubiratan Araujo Sobrinho (estagiário)

Pedro Henrique Ximendes Aragão (estagiário)

Thayles Moura dos Santos (estagiária)

Editoração

Bernar José Vieira

Cristiano Ferreira de Araújo

Daniella Silva Nogueira

Danilo Leite de Macedo Tavares

Jeovah Herculano Szervinsk Junior

Leonardo Hideki Higa

Herlyson da Silva Souza (estagiário)

Capa

Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico

Renato Rodrigues Bueno

The manuscripts in languages other than Portuguese published herein have not been proofread.

Livraria Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.

70076-900 – Brasília – DF

Fone: (61) 2026-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Missão do Ipea

Aprimorar as políticas públicas essenciais ao desenvolvimento brasileiro por meio da produção e disseminação de conhecimentos e da assessoria ao Estado nas suas decisões estratégicas.



ipea Instituto de Pesquisa
Econômica Aplicada

MINISTÉRIO DO
**PLANEJAMENTO,
DESENVOLVIMENTO E GESTÃO**

