

**33°**

*Prêmio BNDES  
de Economia*

*Causas e consequências  
do crime no Brasil*

DANIEL RICARDO DE CASTRO CERQUEIRA



# 33<sup>o</sup>

## ***Prêmio BNDES de Economia***

### ***Causas e consequências do crime no Brasil***

---

DANIEL RICARDO DE CASTRO CERQUEIRA

Tese apresentada como requisito parcial para  
obtenção do título de doutor pelo Programa de  
Pós-Graduação em Economia da PUC-Rio.

#### **Orientadores:**

João Manoel Pinho de Mello

Rodrigo Reis Soares

Rio de Janeiro – 2014

 **BNDES**

Cerqueira, Daniel Ricardo de Castro  
C416c Causas e consequências do crime no Brasil / Daniel Ricardo de Castro  
Cerqueira. – Rio de Janeiro : BNDES, 2014.  
196 p. : il. -

Originalmente apresentado como tese do autor como requisito à obtenção do título de doutor (Pós-Graduação em Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, PUC-Rio, 2010).

Inclui bibliografias.

Orientador: João Manoel Pinho de Mello ; Coorientador: Rodrigo Reis Soares.  
33º Prêmio BNDES de Economia, 2013, 1º lugar.

ISBN: 978-85-87545-48-0.

1. Crime e criminosos – Aspectos econômicos – Brasil. 2. Violência – Brasil.  
3. Homicídio – Aspectos econômicos – Brasil. 4. Armamentos – Aspectos  
sociais – Brasil. 5. Drogas – Aspectos sociais – Brasil. 6. Bem-estar social –  
Aspectos econômicos – Brasil. I. Mello, João Manoel Pinho de (Orient.) II.  
Soares, Rodrigo Reis (Coorient.) III. Título.

CDD – 364.2

## Apresentação

Esta dissertação de doutorado em Economia, *Causas e consequências do crime no Brasil*, de Daniel Ricardo de Castro Cerqueira, ora editada pelo BNDES, obteve o 1º lugar na Categoria Doutorado no 33º Prêmio BNDES de Economia, realizado em 2012-2013.

Seu autor é brasileiro, bacharel em Economia pela Universidade Santa Úrsula, mestre em Economia pela EPGE/FGV e doutor em Economia pela Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro (PUC-Rio), tendo como orientadores os professores João Manoel Pinho de Mello e Rodrigo Reis Soares.

Concorreram ao 33º Prêmio BNDES de Economia 28 (vinte e oito) trabalhos, inscritos por 13 (treze) centros de pós-graduação em Economia de universidades brasileiras.

A comissão examinadora formada para apreciar as dissertações foi presidida por Ana Cláudia Além (BNDES) e composta pelos professores Antonio Marcos Hoelz Pinto Ambrozio (BNDES), Guilherme Baptista da Silva Maia (BNDES), Cláudio Ribeiro de Lucinda (Universidade de São Paulo – Ribeirão Preto), Claudio Schuller Maciel (Universidade Estadual de Campinas), José Luis da Silva Netto Junior (Universidade Federal da Paraíba), Lízia de Figueiredo (Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG), Luciana Togeiro de Almeida (Universidade Estadual Paulista – Unesp) e Wilson Luiz Rotatori Corrêa (Universidade Federal de Juiz de Fora).

Na 33ª edição do concurso, também foram premiadas as seguintes teses de doutorado:

2º lugar: *Câmbio e crescimento na abordagem keynesiana estruturalista*, de Fabricio Jose Missio (UFMG), orientada por Frederico Gonzaga Jayme Junior e José Luis Oreiro.

3º lugar: *Política cambial e monetária: os dilemas enfrentados por países emissores de moedas periféricas*, de Bruno Martarello de Conti (Unicamp), orientada por Daniela Magalhães Prates e Dominique Plihon.

Ao longo de 33 edições de realização do Prêmio BNDES de Economia, foram premiadas 163 teses e publicados, pelo BNDES, 54 desses trabalhos, totalizando a edição de cerca de 140 mil exemplares.

Registra-se também, com satisfação, a crescente melhoria qualitativa das teses inscritas.

*À minha mãe!*

## Agradecimentos

A história desta tese começa em 1999, quando o professor Luiz Eduardo Soares me convocou para ajudá-lo no desafio da segurança pública no governo do estado do Rio de Janeiro. Essa experiência me permitiu observar por dentro do aparelho do Estado o processo completamente caótico, sem rumo, fora de controle e meramente reativo aos “incêndios” que se sucedem no dia a dia, que era operar a segurança pública no Brasil. Falavam os indicadores mais triviais, mecanismos de incentivo e punição e as análises que permitiriam a adoção de políticas e de programas efetivos. Naquele momento, senti que não caberiam mais a mim as críticas gratuitas de um cidadão que sofre quotidianamente pela violência, mas o peso da responsabilidade de contribuir (ainda que minimamente) para propor políticas públicas efetivas. Com aquele convite, o professor Luiz Eduardo Soares me abriu os olhos para um mundo a ser desbravado, a quem agradeço enormemente. Contudo, essa agenda de pesquisa não teria avançado se não fosse a motivação, a liderança intelectual e a generosidade de colegas do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea), como Ricardo Paes de Barros, Ronaldo Seroa da Motta, Lauro Ramos e Eustáquio Reis. Desde então, venho tendo o privilégio de trabalhar com meus amigos e parceiros Waldir Lobão, Alexandre Carvalho e Rute Rodrigues.

Ao longo desse processo de aprendizado e de crescimento pessoal, percebi que me faltavam instrumentos, conhecimento e métodos que me permitissem avançar. Foi assim que resolvi tentar ingressar num dos melhores programas de doutorado em economia do país. Fui acolhido com generosidade pelos professores do Departamento de Economia da PUC-Rio, a quem sou profundamente grato, em especial aos professores e orientadores João Manoel e Rodrigo Soares, que desde o princípio tanto me incentivaram e me mostraram novos caminhos;

e com quem tanto tenho aprendido. Tive ainda o privilégio e o prazer de ter alguns dos mais brilhantes professores como: Gustavo Gonzaga; Vinicius Carrasco; Sérgio Firpo; Juliano Assunção; Leonardo Rezende; Marcelo Abreu; e Walter Novaes.

Contudo, devo admitir que voltar à sala de aula aos 39 anos não foi uma tarefa muito fácil. A conclusão do programa não teria sido possível sem o apoio da minha esposa, Iara, e de meus filhos Conrado e Laura, a quem tantas horas subtraí de convívio e atenção.

No processo de elaboração da tese, contei com a colaboração e o incentivo de tantos professores, colegas e amigos que corro aqui um sério risco de omitir alguns nomes. O segundo capítulo, sobre crimes e armas, não teria sido produzido se não fosse o grande incentivo e a generosidade de Túlio Kahn, que me convenceu sobre a importância do tema e que me forneceu uma preciosa base de dados sobre crimes e armas em São Paulo. Marcelo Durante é outro colega a quem sou muito grato por ter compartilhado comigo a difícil tarefa de tentar obter dados públicos (mas não publicados) de órgãos como a Polícia Federal, o que é uma tarefa extremamente árdua num país com democracia incompleta como é o Brasil. Vários colegas do Ipea também contribuíram com preciosas sugestões que me permitiram avançar no trabalho de pesquisa. Particularmente, sou grato a Marco Antônio Cavalcanti, Danilo Coelho, Carlos Henrique Corseuil, Miguel Foguel, Alexandre Samy, Daniel Santos, Carlos Octávio Ocké, Maurício Reis, Waldery Rodrigues, Camilo Laureto e Pedro Henrique Albuquerque. Agradeço, por fim, aos vários colegas da PUC pelos anos de intenso convívio e colaboração; e aos professores Leonardo Resende, Claudio Ferraz, Leandro Piquet Carneiro e Fernando Veloso, além dos orientadores, que aceitaram participar da banca de defesa desta tese e que me deram inúmeras e frutíferas sugestões que me ajudaram a aprimorar o trabalho.



# Sumário

<b>Introdução .....</b>	<b>13</b>
<b>Capítulo 1 – Homicídios no Brasil: uma tragédia em três atos ....</b>	<b>19</b>
Resumo.....	19
1. Introdução .....	20
2. Crime e homicídio: fatores causais .....	22
2.1 Os fatores candidatos a explicar a taxa de homicídios no Brasil .....	23
3. Base de dados utilizada .....	30
4. Homicídios no Brasil: uma tragédia em três atos .....	35
4.1 Primeiro ato (1981 a 1990): a década perdida e a falência da segurança pública .....	39
4.2 Segundo ato (1990 a 2001): cada um por si – ou o crescimento da indústria de segurança privada .....	52
4.3 Terceiro ato (2001 a 2007): resta uma esperança .....	60
4.4 A evolução dos homicídios nas unidades federativas, de 2001 a 2007 .....	64
5. Conclusões .....	71
6. Apêndice .....	78
7. Referências .....	80
<b>Capítulo 2 – Menos armas, menos crimes .....</b>	<b>90</b>
Resumo.....	90
1. Introdução .....	91
2. Em busca do efeito causal entre armas e crimes .....	95
2.1 Correlação entre armas e crimes.....	95

2.2	Da correlação para a causalidade: aspectos metodológicos...	96
2.2.1	<i>Proxies</i> utilizadas.....	97
2.2.2	Os problemas de simultaneidade, de variáveis omitidas e de erro de medida.....	99
2.3	Mais armas causam mais ou menos crimes?.....	101
3.	Modelo teórico.....	112
3.1	Utilidade dos indivíduos.....	113
3.2	Probabilidade associada às escolhas.....	115
3.3	Estática comparativa .....	116
4.	Abordagem empírica.....	118
4.1	O caso de São Paulo.....	119
4.2	Medida de armas de fogo utilizada .....	123
4.3	Base de dados .....	124
4.4	Modelo e estratégia de identificação .....	127
4.5	O primeiro estágio de armas (proporção de suicídios por PAF) .....	131
4.6	Resultados .....	134
5.	Conclusões .....	146
6.	Apêndice .....	149
7.	Referências .....	150

### **Capítulo 3 – Custo de bem-estar da violência letal no Brasil e desigualdades regionais, educacionais e de gênero..... 154**

	Resumo.....	154
1.	Introdução .....	155
2.	Medindo o custo da violência.....	157
3.	Modelo teórico.....	160
4.	Abordagem empírica e calibração do modelo .....	164

4.1 Base de dados utilizada .....	164
4.2 A função sobrevivência .....	169
4.3 Disposição marginal a pagar.....	172
5. Resultados.....	174
5.1 Resultados com informações agregadas.....	174
5.2 Resultados com informações discriminadas por unidades federativas.....	175
5.3 Resultados com informações discriminadas por gênero .....	176
5.4 Resultados com informações discriminadas por escolaridade .....	178
5.5 Resultados com informações discriminadas por unidade federativa, gênero e escolaridade.....	181
6. Conclusões.....	182
7. Apêndice .....	185
8. Referências .....	185
<b>Conclusões da tese.....</b>	<b>188</b>



## Introdução

O período entre 1980 e 2003 foi marcado pelo crescimento acentuado, regular e sistemático dos homicídios no Brasil. Apenas nos últimos anos, a marcha acelerada da violência letal diminuiu em alguns estados sob a liderança de São Paulo. Porém, ainda hoje cerca de 47 mil vidas são perdidas a cada ano. Os direitos à propriedade, à livre-circulação e à liberdade de expressão não são garantidos em muitas regiões do país. Nas localidades mais violentas, o valor dos imóveis diminui e, eventualmente, os negócios e a produção são prejudicados. Não obstante o custo econômico da violência e o drama vivido pela população para fazer valer seus direitos mais básicos de cidadania, muito pouco se documentou – em relação a indicadores precisos e confiáveis – de modo a permitir análises consistentes, que gerem diagnósticos que venham a auxiliar a elaboração de políticas públicas efetivas e eficientes.

A presente tese é antes de tudo um esforço para reunir informações consistentes que possam contar a história do crime nas últimas décadas, no Brasil. Pretendemos ainda, a partir da base de dados produzida, entender quais os fatores mais relevantes que ajudam a explicar o crescimento e a contenção desse fenômeno. Por outro lado, a partir de hipóteses bastante conservadoras, calculamos o custo de bem-estar da violência no Brasil.

No Capítulo 1, investigamos quais os principais fatores crimínógenos, demográficos e ambientais que estão associados à dinâmica dos homicídios no Brasil desde 1981, incrivelmente, um tema ainda pouco estudado pela academia.<sup>1</sup> Em particular, procuramos entender como a prevalência das armas de fogo, a expansão dos mercados ilícitos

---

<sup>1</sup> *Ou talvez, exatamente, uma consequência da ausência de dados confiáveis e consistentes, que afugenta os pesquisadores empíricos.*

tos de drogas e o consumo de bebidas alcoólicas podem ter contribuído para o crescimento dos homicídios. Por outro lado, qual a resposta do Estado em relação ao contingente policial empregado e à efetividade do sistema para aprisionar os criminosos e conter o processo de aumento das taxas de homicídio em curso?

Nesse capítulo, com base na literatura de economia do crime e em vários indicadores que coletamos e formulamos, analisamos quais os potenciais fatores que mais influenciaram a dinâmica dos homicídios nas últimas três décadas. O Capítulo 1, portanto, procura contribuir com a literatura sob duas dimensões. Em primeiro lugar, por constituir um esforço para recuperar e elaborar informações e indicadores inéditos, que são absolutamente básicos para qualquer análise sobre as causas do crime.<sup>2</sup> Por outro lado, esse artigo pretende preencher uma lacuna, ao tentar dimensionar a importância dos fatores que afetaram a dinâmica dos homicídios e como o grau de importância desses fatores foi alterado ao longo do tempo no Brasil e entre as unidades federativas. Para levar a cabo essa tarefa, além de resgatar informações sobre o efetivo policial e encarceramento desde a década de 1980, elaboramos algumas medidas *proxies* para a profusão de armas de fogo e ingestão de drogas ilícitas e bebidas alcoólicas, o que é absolutamente inédito para o Brasil.

Nesse primeiro capítulo, em primeiro lugar, argumentamos como o aumento da violência letal na década de 1980, esteve associado às grandes mazelas socioeconômicas vividas, refletidas na estagnação da renda e no aumento paulatino da desigualdade social, que suplantaram um combalido sistema de segurança pública. Segundo revelam os dados, o perceptí-

---

<sup>2</sup> *Por exemplo, qualquer análise desse tipo deveria conter informações sobre o efetivo policial, a taxa de encarceramento, a demanda por armas, álcool e drogas ilícitas, entre outras. Contudo, não obstante a importância do problema, incrivelmente, não há qualquer artigo que aponte dados sobre qualquer um desses indicadores para o Brasil da década de 1980 e 1990.*

vel aumento da impunidade associado ao aumento da demanda por drogas ilícitas e ao da prevalência das armas de fogo contribuiu para o substancial crescimento dos homicídios na virada da década e para a continuidade da marcha acelerada dos homicídios nos anos 1990. Ante a ineficácia de um aparelho de segurança pública despreparado para os grandes desafios da complexa violência urbana, a sociedade reagiu do modo possível, fazendo prosperar a indústria de segurança privada e a indústria de armas de fogo. A partir dos anos 2000, uma espécie de ciclo virtuoso teve início o que fez com que a taxa de homicídios diminuísse em 11 estados. De fato, além da mudança de ênfase no debate sobre as políticas públicas, que envolveu o governo federal e os governos municipais, vários outros fatos ocorreram. A desigualdade social diminuiu consistentemente, com o aumento da renda e do emprego. Ao mesmo tempo, vários estados, inclusive São Paulo, assistiram a uma diminuição relativa da coorte dos jovens na população. Aliado às melhorias no campo do debate político e nas questões socioeconômicas e demográficas, o aumento das despesas em segurança pública que se seguiu nos anos 2000 parece ter surtido algum efeito, tendo em vista a elevação das taxas de encarceramento e de condenações a penas alternativas. Por fim, o Estatuto do Desarmamento, uma lei nacional de controle e restrição ao acesso e uso de armas de fogo, de alguma forma ajudou a conter o crescimento na demanda por elas. O grande problema observado no período refere-se ao aumento do consumo de drogas psicoativas proibidas, em particular do *crack*, que ensejou o crescimento de mercados ilícitos, principalmente nos estados do Nordeste. Ainda assim, a despeito da questão das drogas, a melhoria observada nos demais indicadores contribuiu para que, após 11 anos consecutivos de aumento na taxa de homicídios, essa começasse a retroceder.

No segundo capítulo, nos dedicamos, exclusivamente, a entender o papel causal da difusão das armas de fogo em relação aos crimes

violentos e contra a propriedade. Para tanto, centramos nossa atenção no caso de São Paulo, por dois motivos. Primeiro, o estado de São Paulo foi o que logrou obter a mais significativa queda na taxa de homicídios no país, o que constitui, aliás, um verdadeiro *case* internacional de sucesso, comparável a Bogotá e Nova Iorque. O segundo motivo, e o mais contundente, é que São Paulo é um dos raros estados brasileiros que possuem uma base de dados de crimes consistente, confiável, por município e mensal.

Portanto, o segundo capítulo conjuga, de certa forma, dois temas explosivos: “o papel causal da arma de fogo sobre crimes” e o “mistério de São Paulo”. Há uma enorme controvérsia sobre se armas causam mais ou menos crimes, sobretudo nos Estados Unidos da América (EUA). Pelo lado daqueles que procuram evidenciar a relação “*mais armas, mais crimes*”, alguns dos trabalhos mais importantes são de: Duggan (2001); Sherman; Shaw e Rogan (1995); Stolzenberg e D’Alessio (2000); McDowall (1991); McDowall, Loftin e Wiersema (1995); Cook (1979, 1983); Newton e Zimring (1969); Sloan *et al.* (1988) e Ludwig (1998); entre outros. No outro *front*, daqueles que procuram demonstrar que “*mais armas, menos crimes*”, há Lott, Plasmann e Whitley (2002); Lott (2000); Lott e Mustard (1997); Kleck (1997); e Bartley e Cohen (1998).

Em virtude da ênfase do governo paulista, desde o fim dos anos 1990, de “desarmar” o estado, com a priorização das apreensões de armas de fogo em situação ilegal, e também ao Estatuto do Desarmamento, intitulamos esse segundo capítulo “*Menos armas, menos crimes*”. Neste trabalho, o propósito foi o de testar duas hipóteses: (i) a disponibilidade de armas faz aumentar os crimes violentos? (ii) a disponibilidade de armas faz diminuir os crimes contra a propriedade?

Para analisar as duas questões propostas, tivemos que elaborar uma estratégia de identificação que contornasse os problemas de endogeneidade presentes, além de superar o problema da inexistência de uma variável observada para a disponibilidade de armas. De fato, mesmo nos EUA, a principal variável de interesse é não observável, o que fez com que muitos autores utilizassem *proxies* para o estoque de armas de fogo nas localidades de validade bastante discutível, como o número de revistas vendidas especializadas em armas de fogo<sup>3</sup> [Moody e Marvell (2002); Duggan (2001)], ou mesmo a produção e importação de armas de fogo [Kleck (1979)]. Para além da controvérsia sobre qual a melhor medida para arma de fogo, há ainda o problema da simultaneidade e de variáveis não observadas nas localidades, que podem ser fixas ou variáveis no tempo e podem ou não se correlacionar com a variável de interesse (armas), que fazem com que os estimadores obtidos pelo método dos mínimos quadrados sejam viesados e inconsistentes.

Para superar esses obstáculos, formulamos uma medida *proxy* para difusão de armas de fogo nos municípios, sendo ela a proporção de suicídios por perfuração de arma de fogo (PAF), em relação ao total de suicídios. Para contornar os problemas de endogeneidade, propusemos um conjunto de instrumentos, construídos a partir de três variáveis, sendo eles: o Estatuto do Desarmamento (ED); a prevalência média de armas em 2003 (antes da introdução do ED); e o tamanho das cidades. O uso dos instrumentos permitiu-nos explorar a dimensão temporal e *cross section* da variação dos crimes e das armas nos municípios paulistas. Com base nas *proxies* e nos instrumentos formulados, examinamos o papel das armas sobre vários tipos de crimes violentos contra a pessoa e contra a propriedade.

---

<sup>3</sup> Refere-se às quatro revistas especializadas em armas, de maior circulação nos EUA: American Rifleman, American Hunter, American Handgunner e Guns & Ammo.

A nossa hipótese identificadora é de que o ED, uma lei nacional<sup>4</sup> sancionada em 22 de dezembro de 2003, funcionou como um choque exógeno à disponibilidade de armas nos municípios. Por outro lado, esperamos que o efeito do ED fosse mais efetivo nas cidades onde a demanda por armas era maior antes da aplicação da lei. Admitimos, ainda, que a prevalência de armas dependa do tamanho das cidades.

Entre os resultados encontrados, conforme o próprio título do trabalho sugere, estimamos que a média das elasticidades estimadas da arma de fogo aos homicídios gira em torno de 2,0. Por outro lado, não encontramos evidências de que os crimes contra a propriedade sejam afetados pela maior ou menos disponibilidade de arma pela população.

Por fim, no terceiro capítulo, nós estimamos o custo de bem-estar da violência letal no Brasil e analisamos como as heterogeneidades regionais, de gênero e de escolaridade afetam esse resultado. Para tanto, nós aplicamos um abordagem de disposição marginal a pagar para evitar o risco de morte prematura em razão da violência, na linha dos trabalhos de Rosen (1988), Murphy e Topel (2003) e Soares (2006). Os cálculos foram baseados em informações das características de cada indivíduo morto e em dados socioeconômicos e demográficos da população. Nossos resultados indicaram haver uma significativa perda de bem-estar em função da diminuição na expectativa de vida que, na média, subtrai 0,7 ano de cada brasileiro. Segundo as estimativas, o custo de bem-estar da violência representa o equivalente a 78% do PIB, ou um custo anual de 2,3% do PIB. Nossas análises indicaram ainda que o emprego de dados agregados para efetuar tais cálculos, sem levar em conta as heterogeneidades supramencionadas, pode conduzir a um viés de até um quarto do valor que seria obtido caso aquelas diferenças socioeconômicas fossem consideradas.

---

<sup>4</sup> *Lei 10.826, de 22 de dezembro de 2003.*

## Capítulo 1

# Homicídios no Brasil: uma tragédia em três atos

## Resumo

*Apesar da tragédia social que representa a violência letal no Brasil nas últimas três décadas, ainda hoje muito pouco se sabe para compor um quadro que permita a compreensão dos fatores que impulsionaram a sua evolução. Neste trabalho, elaboramos uma base de dados inédita com informações sobre efetivo policial, taxas de encarceramento, prevalência de armas de fogo, de drogas ilícitas e de ingestão de bebidas alcoólicas, entre outras informações. Em segundo lugar, investigamos a importância potencial dos fatores socioeconômicos, demográficos, de justiça criminal e criminógenos para explicar a evolução da taxa de homicídios no Brasil, desde a década de 1980. Além disso, analisamos a importância destes para explicar a heterogeneidade na evolução dos homicídios entre as unidades federativas a partir de 2001. Os resultados de nossa análise indicaram não haver um puzzle acerca do crescimento e, nos últimos anos, da queda dos homicídios no Brasil, mas que a teoria e o conhecimento disponíveis dão conta de explicar cerca de 66% da variação da taxa de homicídios nas últimas três décadas. A importância de cada um desses elementos mudou de forma substancial a cada período analisado. Ainda, os resultados indicaram estar em curso um processo de convergência das taxas de homicídios nas unidades federativas brasileiras, potencialmente, impulsionado pelo alastramento dos mercados de drogas ilícitas para novas regiões do país.*

# 1. Introdução

O Ministério da Saúde adverte: um milhão de homicídios no Brasil. Esta é a triste marca a ser alcançada em trinta anos de informações disponíveis, segundo a única base de dados confiável sobre incidentes violentos e que cobre toda a extensão nacional.<sup>5</sup> Tal indicador coloca o Brasil no seletivo grupo de países mais violentos do mundo, ao lado de algumas nações africanas e outras da América Latina.

Não obstante a dimensão do problema, esse é um tema ainda pouco estudado. Qual o papel dos fatores crimínógenos, demográficos e ambientais que estão associados à dinâmica dos homicídios no Brasil desde 1980? Em particular, como a prevalência das armas de fogo e a expansão dos mercados ilícitos de drogas concorreram para o crescimento dos homicídios? Qual a resposta do Estado para a relação entre contingente policial empregado e efetividade do sistema para aprisionar os criminosos e conter o processo de aumento das taxas de homicídios em curso?

O objetivo deste capítulo é reconstituir a história dos homicídios no Brasil desde os anos 1980 e analisar em que grau os fatores socioeconômicos, demográficos, de justiça criminal e crimínógenos podem ter influenciado esse fenômeno. A análise desenvolvida tem inspiração em trabalhos análogos feitos para outros países, como em Levitt (2004), Soares e Naritomi (2009) e Zimring (2007). A contribuição deste capítulo se dá em duas dimensões. Em primeiro lugar, por constituir um esforço para recuperar e elaborar informações e indicadores inéditos

---

<sup>5</sup> *Estamos nos referindo ao Sistema de Informações de Mortalidade (SIM), organizado pelo Ministério da Saúde, com dados desde 1979, e que segue a metodologia adotada pela Organização Mundial de Saúde. A previsão é de que tenha havido cerca de um milhão de homicídios entre 1980 e 2009. No entanto, os últimos dados disponíveis do SIM são de 2007.*

sobre o crime no Brasil.<sup>6</sup> Em segundo, por preencher uma lacuna na literatura, ao tentar dimensionar a importância potencial dos fatores que afetaram a dinâmica dos homicídios nas últimas três décadas no país.

O presente capítulo está organizado em cinco seções, incluindo esta introdução, além do apêndice. Na segunda seção, discutimos o papel dos elementos causais do crime e, em particular, dos homicídios. Na terceira seção, apresentamos a base de dados empregada em nossa análise, na qual detalhamos o método utilizado para a elaboração de seis indicadores inéditos no Brasil (de 1981 a 2007), sendo eles: indicador de taxa de efetivo policial (por 100 mil habitantes); taxa de encarceramento; taxa de efetivo da segurança privada; indicador da taxa de consumo de drogas ilícitas; indicador da taxa de consumo de bebidas alcoólicas; e indicador da prevalência de armas de fogo. Na quarta seção, analisamos a dinâmica dos homicídios nas últimas décadas.

A última seção, por sua vez, está subdividida em quatro partes, nas quais descrevemos, em primeiro lugar, o aumento da violência letal na década de 1980, que foi marcada por grandes mazelas socioeconômicas, refletidas na estagnação da renda e no aumento paulatino da desigualdade social. Nesse período, a despeito do aumento do efetivo policial, observou-se uma deterioração no sistema de justiça criminal, caracterizada pela paulatina diminuição proporcional nas condenações de homicidas. Na segunda parte, mostramos como o aumento na demanda por armas de fogo e por drogas ilícitas ocorreu *pari passu* com o crescimento dos homicídios na virada da década e durante os anos 1990, momento em que a indústria de segurança privada prosperou. Na terceira parte, discutimos a reversão do quadro de piora da violência letal que se deu após a virada

---

<sup>6</sup> Por exemplo, qualquer análise desse tipo deveria conter informações sobre o efetivo policial, a taxa de encarceramento, a demanda por armas, álcool e drogas ilícitas, entre outras. Contudo, não encontramos qualquer artigo que aponte dados sobre qualquer um desses indicadores para o Brasil da década de 1980 e 1990.

do século. A partir de 2000, os governos federal e municipais começaram a atuar mais decisivamente nas questões de segurança pública. Além da mudança na ênfase da política pública, as condições socioeconômicas melhoraram ao mesmo tempo em que se observou uma diminuição relativa da coorte dos jovens na população. Nesse período, houve ainda um aumento na taxa de crescimento do encarceramento e das condenações a penas alternativas. Por fim, para completar o cenário favorável, se conseguiu proceder a um relativo controle na difusão das armas de fogo. O grande problema observado neste último período refere-se ao crescimento do mercado de drogas psicoativas ilícitas. Ainda assim, após 11 anos consecutivos de aumento, a taxa de homicídios começou a retroceder. Na quarta parte, analisamos o padrão de homicídios desde 2001, no nível das unidades federativas, de modo a tentar compreender as similaridades e diferenças que impulsionaram a evolução das taxas de homicídios nas várias regiões do país.

Na última seção, seguem as conclusões principais, quando levantamos algumas questões ainda em aberto.

## **2. Crime e homicídio: fatores causais**

Metodologicamente, há que se reconhecer que o fenômeno dos homicídios contém, na verdade, inúmeras subcategorias de diferentes fenômenos criminais, cuja motivação para o perpetrador pode variar enormemente, como nos crimes que envolvem honra e questões amorosas, preconceitos homofóbicos, raciais e de gênero, ganhos econômicos, distúrbios psíquicos, entre outros.

Os homicídios podem ser causados por diversos fatores presentes em diferentes instâncias.<sup>7</sup> No plano individual, várias disfunções

---

<sup>7</sup> *Para uma discussão mais aprofundada sobre os arcabouços teóricos em etiologia criminal, ver Cerqueira e Lobão (2004).*

psíquicas, ou biológicas podem estar associadas a um histórico de vida familiar para motivar o indivíduo a cometer assassinatos. Por outro lado, as associações e relações pessoais podem explicar determinados incidentes fatais, que não ocorreriam em outros contextos. Ainda, os conflitos interpessoais e o uso da violência letal podem ser largamente influenciados pela presença de fatores criminógenos como armas e drogas psicotrópicas. Condicionando as ações dos indivíduos, há os elementos estruturais de ordem social, econômica e demográfica, como renda, desigualdade socioeconômica, adensamento populacional e estrutura etária. Por fim, há a ação coercitiva do Estado para prevenir e reprimir o crime, por meio do sistema de justiça criminal. A seguir, discutiremos alguns dos fatores que influenciam na decisão dos indivíduos pelo uso da violência, que serão objeto de nossa análise neste trabalho.

## **2.1 Os fatores candidatos a explicar a taxa de homicídios no Brasil**

Um dos objetivos do presente capítulo é investigar o grau de importância potencial de determinados fatores para explicar a evolução das taxas de homicídios no Brasil desde os anos 1980, bem como sua regularidade entre as unidades federativas. Os fatores considerados, discutidos a seguir, são aqueles em que há maior consenso segundo a literatura especializada.

No primeiro grupo de potenciais fatores explicativos, incluem-se as variáveis socioeconômicas. Em particular, a renda e a desigualdade de renda. De fato, sobre o papel dessas variáveis para condicionar crimes, existe uma larga tradição nas abordagens de fundo sociológico, desde Merton (1938) [*strain theory*], passando por Sutherland (1942/1973) [aprendizado social] e Hirschi (1969) [controle social].

Conforme apontado por Messner e Rosenfeld (2001), a baixa obtenção de renda relativa, para indivíduos residentes numa localidade, representaria um indicador de barreiras estruturais ao acesso universal dos meios econômicos para atingir o ideal de sucesso. A frustração e o estresse causados pela privação relativa constituiriam os principais motivos para cometer crimes, até os que resultam em homicídios por razões interpessoais ou interesses econômicos. Vários autores que se basearam nessa abordagem teórica documentaram empiricamente a relação entre desigualdade de renda e crimes violentos, como Blau e Blau (1982), Messner (1989) e Pratt e Godsey (2003). A abordagem racional do crime, desenvolvida primeiro por Becker (1968), que centra a atenção na análise do benefício e o custo esperados de cometer crimes, também imputou grande ênfase ao papel da renda e da desigualdade de renda. Conforme apontado por Becker, existem basicamente dois conjuntos de fatores que condicionam o comportamento do potencial criminoso. De um lado, a favor do crime, inserem-se as oportunidades no mercado criminal que têm relação com a desigualdade de renda.<sup>8</sup> Jogando contra o crime existem fatores como o salário no mercado de trabalho legal (que constitui o custo de oportunidade para participar do mercado criminal) e os elementos dissuasórios (*deterrence*), como a eficiência do aparelho policial, a probabilidade de punição e a dureza das penas. Vários estudos empíricos sob orientação da escolha racional foram feitos, em que se investigou a relação do crime com: renda, desigualdade, dissuasão policial, demografia e urbanização, entre outras variáveis. Alguns trabalhos que destacamos são de Ehrlich (1973), Wolpin (1978), Freeman (1994), Zhang (1997),

---

<sup>8</sup> *A ideia é que, quanto maior a desigualdade, maior a diferença esperada de renda entre os indivíduos nos estratos inferiores e superiores de renda e, portanto, maior o ganho esperado relativo à expropriação pelos menos afortunados (no mercado de crimes contra a propriedade).*

Entorf e Spengler (2000), Fajnzylber, Lederman e Loayza (2002), Soares (2004) e Cerqueira e Lobão (2004).

Outro importante determinante do crime se relaciona à estrutura demográfica e de gênero da população, mais especificamente, à proporção de homens jovens na população. Um resultado consagrado nos estudos sobre etiologia criminal é que o crime não é uma constante no ciclo de vida do indivíduo [Thornberry (1996)]. As estatísticas e padrões internacionais mostram ainda que a maior prevalência de ofensas criminais ocorre não apenas na juventude, mas ainda para os indivíduos do sexo masculino. Esses padrões que relacionam idade e gênero do perpetrador foram descritos em vários trabalhos, como em Graham e Bowling (1995) e Flood-Page *et al.* (2000). Em igual medida, os jovens do sexo masculino também são os mais vitimados, de acordo com padrões e estatísticas internacionais, conforme descrito por Legge (2008) e Hunnicutt (2004). Segundo Hirschi e Gottfredson (1983), a relação entre idade e crime seria um dos poucos fatores invariantes entre as condições sociais e culturais em todos os grupos sociais e em todos os tempos. Mello e Schneider (2004) argumentaram que a dinâmica da estrutura etária ocorrida no estado de São Paulo nos anos 1990 e 2000 foi um dos fatores principais que explica o crescimento dos homicídios na década de 1990 e a queda nos anos seguintes. Segundo os autores, a elasticidade da proporção de jovens entre 15 e 24 anos na população em relação às taxas de homicídios é igual a 4,5.

Num terceiro grupo de fatores, consideramos algumas variáveis que estão associadas ao funcionamento do sistema de justiça criminal para conter e prevenir o crime, entre as quais se inserem o efetivo policial, as despesas reais em segurança pública e a taxa de encarceramento. Desde os anos 1970, vários autores procuraram estimar a correlação entre polícia e crime, entre eles Greenwood, Petersilia e Chaiken (1977),

Kelling *et al.* (1974) e Spelman e Brown (1984), que não conseguiram demonstrar que a provisão de efetivo policial levaria ao aumento do aprisionamento e à diminuição da criminalidade. Contudo, uma questão central não resolvida por todos os estudiosos que procuraram até então estimar o efeito do policiamento diz respeito ao problema de endogeneidade motivado não apenas pela omissão de variáveis relevantes, mas ainda pelo problema de simultaneidade, tendo em vista que os gestores da segurança pública respondem ao aumento do crime. Para contornar tais problemas de endogeneidade, Levitt (1997, 2002) desenvolveu uma estratégia de identificação com o uso de variáveis instrumentais e obteve estimativas da elasticidade do efetivo policial *per capita* em relação aos crimes violentos e aos crimes contra o patrimônio, respectivamente, de -0,435 e -0,501. É interessante notar que vários autores que buscaram identificar a relação entre crimes e polícia, encontraram elasticidades bastante próximas. Por exemplo, Marvell e Moody (1996) encontraram uma elasticidade de -0,30 em relação a um índice total de crimes e Corman e Mocan (2000) encontraram uma elasticidade mediana, para vários tipos de crime, igual a -0,452.

O efeito da taxa de encarceramento adviria dos canais “incapacitação dos criminosos aprisionados” e “dissuasão ao crime para potenciais perpetradores”. Novamente, a grande dificuldade de se mensurar os efeitos do encarceramento se relaciona aos problemas de endogeneidade. Uma solução engenhosa para contornar essa questão foi empregada por Levitt (1996), que utilizou a ocorrência do *status* de *overcrowding litigation*,<sup>9</sup> no sistema prisional de determinado estado americano, como instrumento para a população carcerária. No trabalho

---

<sup>9</sup> O *status* de *overcrowding litigation* no sistema prisional de determinado estado é uma determinação judicial que decorre de algum litígio, acerca da superpopulação carcerária em determinado estado.

em questão, Levitt estimou que a elasticidade da taxa de encarceramento em relação à taxa de crimes violentos e em relação aos crimes contra a propriedade era igual a -0,379 e -0,261, respectivamente.

Por fim, consideramos os elementos criminógenos discutidos na literatura, entre os quais, a demanda por drogas ilícitas, bebidas alcoólicas e armas de fogo. Conforme apontado por Goldstein e Brownstein (1987) e Resignato (2000), as drogas psicoativas ilícitas se relacionam com os crimes violentos e em particular com os homicídios, potencialmente, como consequência de seus efeitos psicofarmacológicos; da compulsão econômica; e sistêmicos. Enquanto nas duas primeiras categorias a violência é perpetrada pelo próprio usuário de drogas, no último caso essa é associada à proibição, à coerção do Estado, a disputas pelo controle do mercado de drogas ilícitas, e a mecanismos para garantir a executabilidade de contratos.

Conforme já documentado por inúmeros estudos, os efeitos tóxicos do uso prolongado de drogas ou de sua dosagem excessiva podem levar o indivíduo à irritabilidade, comportamentos violentos, delírios persecutórios e psicoses [Bickel e DeGrandpre (1996), Campbell e Stark (1990), entre outros]. Ainda assim, são poucas as evidências empíricas que atribuem ao uso das drogas e seus efeitos emocionais e mentais sobre os indivíduos a causa da violência [Goldstein e Brownstein (1987)]. Por outro lado, é possível que a presença de variáveis omitidas, como o comportamento desviante do indivíduo, seja o fator que leva a atos de violência e, simultaneamente, ao consumo e à dependência de drogas. Os crimes violentos associados à compulsão econômica derivam da necessidade dos usuários de obter os recursos necessários para manter o consumo, na ausência ou esgotamento de suas posses legítimas. Contudo, segundo as evidências disponíveis, os crimes com motivação econômica levados a cabo pe-

los usuários não são violentos, conforme documentaram Goldstein e Brownstein (1987) e Kaplan (1983).

Os fatores sistêmicos dizem respeito aos elementos ocasionados pela interação entre proibição e coerção do Estado para suprimir o mercado de drogas. A renda econômica gerada constitui o incentivo para que firmas e traficantes rivais disputem o mercado, utilizando como instrumento a violência. Além dos homicídios que podem resultar das guerras entre as gangues e grupos rivais, a ausência de contratos executáveis em corte faz com que a violência e o medo funcionem como o principal instrumento para disciplinar comportamentos desviantes e fraudes levadas a cabo pelos próprios participantes de um mesmo grupo; para retaliar; para garantir a punição de devedores; e, de modo geral, para alinhar os interesses e garantir os “direitos de propriedade” das firmas instaladas, conforme discutido por Schelling (1971). Há também a violência levada a cabo pelo próprio Estado, que pode fazer vítimas que participam ou não do mercado ilegal. Por fim, existem os efeitos indiretos que contribuem para o aumento da violência, conforme discutido por Benson e Rasmussen (1991), que argumentam que a violência causada pelos fatores sistêmicos desloca a alocação de recursos policiais para coibir as atividades do tráfico de drogas, fazendo com que menos recursos sejam destinados a prevenir e controlar outros tipos de crime, o que faz diminuir a probabilidade de aprisionamento desses delitos. Por outro lado, para que o negócio de drogas ilícitas continue operando, muitas vezes, a renda aí gerada é compartilhada com agentes do próprio sistema de justiça criminal, no pagamento de propinas. Com a corrupção dominando segmentos policiais, a produtividade do trabalho de polícia fica comprometida, fazendo com que as taxas de aprisionamento e de elucidação de crimes se tornem ainda menores, o que estimula os demais segmentos criminais. Goldstein e Brownstein (1987) notaram que,

entre todos os homicídios relacionados a drogas, 74% eram em razão de fatores sistêmicos. Benson *et al.* (1992) apontaram alguma evidência de que o aumento do crime contra a propriedade na Flórida é parcialmente resultante do redirecionamento de recursos para a política antidrogas. Resignato (2000) encontrou fraca correlação entre crimes violentos e efeitos psicofarmacológicos e compulsão econômica dos usuários de drogas, mas achou alguma evidência da relação entre crimes violentos e os efeitos sistêmicos associados à proibição e combate às drogas. De Mello (2010) estimou uma forte elasticidade entre o tráfico de drogas e crimes violentos e levantou evidências que tal relação seria em virtude de efeitos sistêmicos, melhor do que decorrente dos efeitos psicofarmacológicos e de compulsão econômica pelo uso de drogas.

No que diz respeito especificamente às bebidas alcoólicas, basicamente três estratégias de investigação foram tomadas pelos pesquisadores que procuraram relacionar sua ingestão à violência e, em particular, aos homicídios. Alguns autores, como Dearden e Payne (2009), procuraram analisar as características situacionais associadas aos incidentes envolvendo a ingestão de álcool e homicídios. Outros autores investigaram a relação entre o consumo de álcool e homicídios a partir de uma análise quantitativa com dados agregados por localidade, entre os quais Rossow (2001, 2004), Parker e Cartmill (1998), Pridemore (2004), Stickley e Carlson (2005) e Razvodovsky (2008). Por fim, em alguns poucos trabalhos, exploraram-se eventuais mudanças de legislação para tentar identificar a relação causal entre consumo de álcool e homicídios, como foi o caso de Parker e Rebhun (1995), Kivivuori (2002) e Biderman, De Mello e Schneider (2009).

Finalmente, a relação entre a prevalência das armas de fogo e crimes tem sido objeto de inúmeras investigações ao longo das últimas décadas. Alguns estudos *cross-country* procuraram evidenciar a

correlação positiva entre armas, suicídios e homicídios. Por exemplo, Lester (1991) observou que, com base em informações de 16 nações europeias, existe uma alta correlação entre homicídios por perfuração de arma de fogo (PAF) e duas medidas de *proxy* de difusão de armas de fogo nos países, sendo elas a proporção de suicídios por PAF e a taxa de acidentes fatais envolvendo o uso de armas de fogo. Killias (1993) também evidenciou a correlação positiva entre a disponibilidade de armas de fogo e taxas de homicídio e suicídio por PAF para 14 países diferentes. Para além da correlação, inúmeros artigos procuraram identificar uma relação causal do tipo “mais armas, mais crimes”, como Duggan (2001), Sherman, Shaw e Rogan (1995), Stolzenberg e D’Alessio (2000), McDowall (1991), McDowall, Loftin e Wiersema (1995), Cook e Ludwig (1998, 2002), Newton e Zimring (1969), Sloan *et al.* (1988) e Ludwig (1998), entre outros. O Capítulo 2 desta tese é dedicado especificamente a esse tema, no qual identificamos uma relação causal positiva entre a difusão de armas de fogo e crimes violentos no estado de São Paulo.

### **3. Base de dados utilizada**

A história dos homicídios no Brasil nas últimas três décadas possui uma grande lacuna ocasionada pela inexistência de séries de dados absolutamente cruciais para a análise dos eventos criminais. Por exemplo, não conhecemos qualquer trabalho publicado que utilize, na análise empírica (relativa às décadas de 1980 e 1990 no país), séries temporais sobre: efetivo policial; taxas de encarceramento; efetivo da segurança privada; consumo de drogas ilícitas e de álcool; e prevalência de armas de fogo. A indisponibilidade desses dados mais triviais foi um dos fatores principais que alimentaram o desconhecimento dos fenômenos criminais e

permitiram a proliferação de inúmeros mitos sobre a segurança pública no Brasil [Cerqueira, Lobão e Carvalho (2007)].

O maior esforço despendido neste trabalho foi justamente o de resgatar informações de várias fontes diferentes para produzir séries estatísticas como as descritas anteriormente. Nesse processo, utilizamos informações provenientes de sete fontes: (i) censos populacionais do IBGE (1991 e 2000); (ii) pesquisas nacionais por amostra de domicílios do IBGE (1981 a 2007); (iii) anuários estatísticos do Brasil (AEB), do IBGE (vários anos); (iv) informações do Departamento Penitenciário Nacional, do Ministério da Justiça (Depen/MJ); (v) de execução orçamentária da Secretaria do Tesouro Nacional (STN) do Ministério da Fazenda; (vi) Relação Anual de Informações Sociais (Rais) do Ministério do Trabalho e Emprego; e (vii) Sistema de Informação de Mortalidade do Ministério da Saúde (1981 a 2007). As duas primeiras fontes de informações foram utilizadas na construção das variáveis socioeconômicas e demográficas. As seis primeiras fontes foram utilizadas para obter informações sobre o sistema de justiça criminal e sobre a segurança privada. A última fonte de informação foi utilizada para obter os dados de homicídios e as *proxies* para armas, drogas e álcool, que explicaremos a seguir.

Os indicadores, inéditos no Brasil, que foram produzidas nesse trabalho (para o período de 1981 a 2007) são:

1. Indicador de taxa de efetivo policial (por 100 mil habitantes);
2. Taxa de encarceramento (por 100 mil habitantes);
3. Taxa de efetivo da segurança privada (por 100 mil habitantes);
4. Indicador da taxa de consumo de drogas ilícitas (por 100 mil habitantes);
5. Indicador da taxa de consumo de bebidas alcoólicas (por 100 mil habitantes); e
6. Indicador da prevalência de armas de fogo.

Além dos indicadores apontados anteriormente, empregamos séries socioeconômicas e demográficas, gastos reais em segurança pública e resgatamos informações sobre encarceramento e condenações por tipo de delito, para a década de 1980.

Especificamente, entre os indicadores demográficos e socioeconômicos, além da população residente e do contingente populacional de homens jovens de 15 a 24 anos, utilizamos a renda domiciliar *per capita* e a desigualdade de renda, medida pelo Índice de Gini.

Para acompanhar o esforço por provisão de segurança pública, empregamos três indicadores. Para a década de 1980, obtivemos informações sobre o efetivo das polícias civil e militar, a cada ano. Contudo, como essa informação só existe de 1983 a 1989,<sup>10</sup> utilizamos outros dois indicadores. O primeiro refere-se à despesa real em segurança pública, segundo a alocação funcional por rubrica “segurança pública e defesa nacional”<sup>11</sup> (que existe após 1985), com base nos dados da STN. Alternativamente, elaboramos uma *proxy* para a evolução da taxa de efetivo policial por 100 mil habitantes. Tendo em vista a indisponibilidade de uma série temporal com o efetivo policial militar nos anos 1980 e 1990, utilizamos o total de trabalhadores somado das Forças Armadas mais polícia militar,<sup>12</sup> que é a única informação disponível desde 1981,

---

<sup>10</sup> *Obtido no Anuário estatístico do Brasil de 1992. Ainda hoje as informações sobre os efetivos das polícias militares são consideradas sigilosas (e, portanto, censuradas nas grandes bases de dados nacionais, como na Rais/MTE) por motivo de “segurança nacional”.*

<sup>11</sup> *A despeito de a rubrica se referir a “segurança pública e defesa nacional”, as despesas se referem estritamente a segurança pública, uma vez que as despesas feitas pelas unidades subfederativas para a “defesa nacional” são sempre iguais a zero, ainda mais por ser essa uma função do governo federal. Por outro lado, conforme as pesquisas “perfil policial” (para os anos de 2003 a 2005) da Secretaria Nacional de Segurança Pública (Senasp) do Ministério da Justiça indicam, mais de 92% do total das despesas em segurança pública são para pagamento de pessoal. Portanto, parece ser essa variável de despesa uma proxy razoável para o efetivo policial no estado.*

<sup>12</sup> *Durante todas as décadas de 1980 e 1990, não se disponibilizaram informações sobre o efetivo das polícias militar em função de supostas questões de “segurança nacional”.*

obtida na Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (Pnad) e nos Censos Demográficos. Comparando essa série com as informações do efetivo apenas da polícia militar, que existe apenas depois de 2000, verificamos que as variações das duas séries são praticamente idênticas, o que indica uma grande estabilidade do efetivo das Forças Armadas e que, então, nos dá uma indicação de que basicamente toda a variação da série conjunta é em função da variação do efetivo da polícia militar. Portanto, como *proxy* para medir a variação do efetivo policial, utilizamos uma variável que é a soma do efetivo das Forças Armadas, da polícia militar e da polícia civil (que dispúnhamos separadamente).<sup>13</sup> Ainda, no Censo de 2000 e nas Pnads a partir de 2002 também existe a classificação separada do efetivo das polícias civil e militar. Por fim, a Secretaria Nacional de Segurança Pública (Senasp/MJ) disponibiliza os dados de efetivo policial por unidade federativa, a partir de 2003, ainda que haja muitos dados faltantes, em virtude do fato de os estados não reportarem a informação ao Ministério da Justiça.

Já em relação à taxa de encarceramento, utilizamos as informações constantes dos anuários estatísticos do Brasil, com a população prisional desde 1981 até 1985. O Depen/MJ divulgou também informações sobre o total de detentos, a partir de 1995. Para suprimir a ausência de informação entre 1986 e 1994, utilizamos o Censo de 1991, para obter o total da população carcerária nesse ano.<sup>14</sup>

As informações sobre homicídios foram extraídas do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM/Datasus). Até 1995, era

---

<sup>13</sup> Além dessas informações, dispomos também de uma série de efetivo das polícias civil e militar de 1983 a 1989 (que saiu em um único Anuário estatístico do Brasil, no ano de 1992); e de dados sobre o efetivo para anos mais recentes, a partir de 2003, produzidos pela Secretaria Nacional de Segurança Pública do Ministério da Justiça (Senasp/MJ).

<sup>14</sup> A população carcerária no Censo encontra-se classificada na categoria de domicílios permanentes, do tipo penitenciária.

utilizada a 9ª Revisão do Código Internacional de Doenças (CID-9), cuja classificação compreendia os códigos E960 a E977. A partir de 1996, passou-se a utilizar a 10ª Revisão da Classificação Internacional de Doença (CID-10), com as mortes classificadas entre os códigos X849 a Y099.

Para a construção da *proxy* para consumo de drogas ilícitas, utilizamos os microdados do SIM/MS e verificamos se a causa que gerou o primeiro processo mórbido que levou o indivíduo à morte estava relacionada ao uso de drogas psicotrópicas. Entre as 12.451 subcategorias de doenças categorizadas na CID-10, constantes no SIM, separamos 92 subcategorias que se relacionam com o consumo de substâncias alucinógenas, excetuando o álcool e outras drogas ministradas para tratamento de doenças. Entre as drogas psicotrópicas que provocaram o processo mórbido e que compõem a variável “morte-drogas” existem: (i) canabinoides; (ii) opiáceas; (iii) cocaína; (iv) anfetaminas; e (v) outras substâncias alucinógenas.<sup>15</sup> Para o período anterior a 1996, utilizamos os códigos 292, 304, 305, E851, E854, E855, E858, E939 e E940, constantes na CID-9. Para o uso dessa *proxy*, implicitamente, estamos supondo que em localidades onde a prevalência do uso de drogas psicotrópicas é maior, se observam também, com maior frequência, mais indivíduos mortos pelos efeitos tóxicos dessas drogas.

A *proxy* para o consumo de álcool segue a mesma estratégia daquela associada ao consumo de drogas ilícitas. Vários autores já utilizaram essa medida exatamente para avaliar a correlação entre álcool e homicídios em vários países, como apontado anteriormente nos trabalhos de Pridemore (2004), Stickley e Carlson (2005) e Razvodovsky (2008),

---

<sup>15</sup> A lista com as subcategorias selecionadas da CID-10 são: F110 a F129; F140 a F149; F160 a F169; F190 a F199; P044; P961; R781 a R785; T400 a T409; T438 a T449; X420 a X429; X620 a X629; Z715; e Z722.

entre outros. Da lista de subcategorias do SIM associadas a mortes por ingestão de álcool constam 55 subcategorias.<sup>16</sup> Para o período anterior a 1996, utilizamos os códigos 291 e 860, constantes na CID-9. Para a *proxy* sobre a difusão da “armas de fogo” na localidade, utilizamos (com base no SIM) a proporção de suicídios e homicídios cometidos com o uso da arma de fogo, em relação ao total de suicídios e homicídios, que é uma medida consagrada na literatura, conforme descrito no Capítulo 2 e também discutido em Kleck (2004).

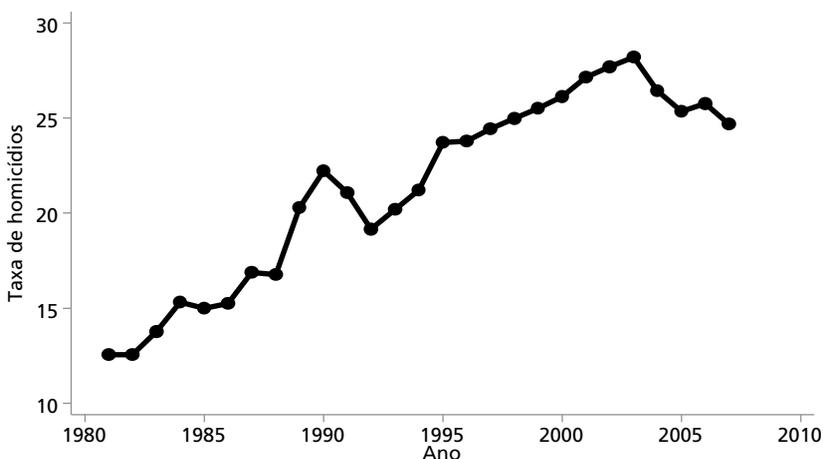
## 4. Homicídios no Brasil: uma tragédia em três atos

A taxa de homicídios por 100 mil habitantes no Brasil praticamente dobrou nas últimas três décadas. Após uma tendência de crescimento, que vigorou até 2003, esse indicador começou a diminuir, atingindo o patamar de 24,7, em 2007, conforme apontado no Gráfico 1, a seguir. Outro aspecto curioso que pode ser observado no gráfico diz respeito à dinâmica dessa taxa na virada da década de 1980, que parece ter ultrapassado aquela que seria a taxa tendencial em 1989 e 1990. Existem várias hipóteses concorrentes para explicar os fatos, que tangenciam as questões socioeconômicas, demográficas, o papel da polícia e a proliferação do mercado de drogas ilícitas e de armas de fogo. No entanto, será que o padrão de evolução temporal da violência letal e dos seus condicionantes comporta essas explicações? Quais os principais fatores consistentes com o aumento da taxa de homicídios até 2003, sua queda após esse período e a “ultrapassagem” verificada no fim da década de 1980? Será que o grau de importância de cada um dos fatores permaneceu constante ao longo das três últimas décadas?

---

<sup>16</sup> A lista com as subcategorias selecionadas da CID-10 são: E244; F04; F100 a F109; G312; K852; K860; P043; R780; T519; X450 a X459; X650 a X659; Y150 a Y159; Y909 a Y919 e Z721.

**Gráfico 1. Taxas de homicídios por 100 mil habitantes no Brasil**



Fonte: SIM/MS.

Para analisar essas questões, vamos calcular o potencial grau de importância de cada um dos fatores condicionantes dos homicídios (apontados na Seção 2.1), com base no padrão de evolução dos dados e nas respectivas elasticidades obtidas em vários trabalhos. Portanto, o pressuposto desse artigo é o de promover uma discussão informal, menos do que uma modelagem com identificação econométrica dos determinantes dos homicídios no Brasil. Tendo isso em mente, os resultados discutidos a seguir devem ser interpretados menos como uma medida precisa de como cada variável afetou a taxa de homicídios e mais como um indicador da ordem de grandeza dos efeitos potenciais das condições socioeconômicas, demográficas, do sistema de justiça criminal e dos elementos criminógenos sobre a violência letal no Brasil. Com isso, queremos documentar quais as possíveis explicações que são consistentes com o padrão de evolução temporal e regional dos homicídios nas últimas décadas.

A interpretação dos resultados deve ainda ser relativizada ante os diferentes níveis de certeza quanto ao papel desempenhado por cada

um dos determinantes dos homicídios. Assim, é razoável imaginar que o grau de confiança quanto aos efeitos das variáveis socioeconômicas e demográficas seja relativamente alto, não apenas porque há uma larga documentação com estimativas de seus efeitos causais, mas ainda pelo fato de que os efeitos dos homicídios sobre essas variáveis, se existem, são de segunda ordem. No outro extremo, há uma menor confiabilidade acerca dos elementos criminógenos e do efetivo policial e taxas de encarceramento, tendo em vista os problemas de causalidade reversa presentes, além da dificuldade encontrada na literatura para identificar corretamente as elasticidades associadas.

Especificamente, para contabilizar o grau de importância de cada um dos sete fatores, adotamos as elasticidades obtidas nos trabalhos, conforme descrito pela Tabela 1.

**Tabela 1. Elasticidades adotadas**

Variáveis	Elasticidades	Mede a variação % na taxa de homicídios à:	Estudo
Efetivo policial	-0,435	Variação % do efetivo policial	Levitt (2002)
Taxa de encarceramento	-0,147	Variação % do número de detentos	Levitt (1996)
% de homens jovens na população (15 a 25 anos)	4,5	Variação % da proporção de homens entre 15 e 25 anos na população	Mello e Schneider (2004)
Drogas	0,258	Variação % da apreensão de drogas	Resignato (2000)
Armas	1,32	Variação % do suicídio por PAF	Capítulo 2 da tese
Renda	-0,413	Variação % da renda domiciliar <i>per capita</i>	Cerqueira e Lobão (2004)
Desigualdade	2,317	Variação % do Índice de Gini	Cerqueira e Lobão (2004)

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Levitt (2002) estima o impacto do efetivo policial em relação aos crimes violentos.

Para a escolha das elasticidades empregadas em nossa análise utilizamos, preferencialmente, estimativas obtidas com base em estudos apli-

cados para o caso brasileiro. A questão socioeconômica é aqui representada pelos dois indicadores em que há maior consenso sobre o seu papel para afetar homicídios,<sup>17</sup> que são a renda e a desigualdade de renda.<sup>18</sup> O determinante demográfico é aqui representado pela proporção de homens jovens na população. Segundo a discussão supramencionada, o sistema de justiça criminal afeta o crime basicamente por três canais, a partir da taxa de aprisionamento (que é uma função do efetivo policial), da taxa de condenação e a da dureza ou tamanho das penas. Nesse artigo, como medidas de *enforcement*, utilizaremos as elasticidades associadas ao efetivo policial e à taxa de encarceramento. Os principais elementos com poder criminogênico discutidos na literatura são o álcool, drogas ilícitas e armas de fogo. Conforme apresentado a seguir, não há evidências de que a prevalência de álcool tenha variado razoavelmente ao longo das três décadas, com exceção dos primeiros anos de 1980. Com isso, para efeito de cálculos, não levamos em conta esse fator. Por outro lado, ainda que se considere a importância da violência sistêmica oriunda da existência de mercados ilícitos de drogas, a parca literatura com estimativas de seus impactos sobre homicídios impõe certo grau de incerteza quanto à elasticidade adotada aqui. Por fim, a elasticidade referente à prevalência de armas foi obtida do Capítulo 2 desta tese.

Nas próximas seções, analisaremos a evolução da taxa de homicídios e dos seus determinantes de 1981 a 2007, quando contabilizaremos o grau de importância potencial de cada um desses fatores para explicar a evolução da taxa de homicídios. Argumentaremos que existem três períodos bastante distintos, em que a importância dos fatores que mais influenciaram a evolução da taxa de homicídios mudou decisivamente. O primeiro período, compreendido entre 1981 e 1990, foi marcado por

---

<sup>17</sup> Conforme discutido na Seção 2.1.

<sup>18</sup> A taxa de desemprego não foi considerada nos cálculos pois, conforme discutido na Seção 2.1, ela teria maior importância para explicar os crimes contra a propriedade, mas pouca ou nenhuma importância (documentada) para condicionar os crimes violentos.

profundas adversidades socioeconômicas, quando se observou uma deterioração nas condições de segurança pública. Na década de 1990, verificou-se uma escalada por autoproteção, quando houve um crescimento vertiginoso na indústria de segurança privada e na demanda por armas de fogo, sem que houvesse, contudo, uma contenção da violência letal. Finalmente, a partir de 2001, a despeito do drama associado ao consumo e ao tráfico de drogas ilícitas, em particular do *crack*, que aumentou em muitas regiões do país,<sup>19</sup> houve melhoria nos indicadores socioeconômicos e demográficos, além do maior controle das armas de fogo e aumento na taxa de encarceramento que, conjuntamente, devem ter contribuído para a diminuição da taxa de homicídios em várias regiões do país.

#### **4.1 Primeiro ato (1981 a 1990): a década perdida e a falência da segurança pública**

A década de 1980 foi marcada pela estagnação da atividade econômica, grandes desequilíbrios macroeconômicos, alta inflação e crescente concentração de renda, num período que ficou conhecido como a década perdida<sup>20</sup> [ver Carneiro e Modiano (1990) e Giambiagi e Moreira (1999), entre outros]. O desajuste no setor externo da economia, a escassez de divisas internacionais e o aumento dos juros internacionais em fins de 1980, levaram a economia brasileira a uma grande recessão já nos primeiros anos da década, o que fez o PIB *per capita* diminuir 11,7% no período entre 1981 e 1983 [Baer (1995)]. Os graves problemas socioeconômicos foram sentidos principalmente nas grandes regiões metropolitanas do país, onde, na última década, havia tido um crescimento populacional de 47%, quando cerca de

---

<sup>19</sup> Em São Paulo, estado onde a violência mais diminuiu a partir dos anos 2000, houve um declínio no tráfico de cocaína e crack exatamente nesse período, conforme documentado em De Mello (2010).

<sup>20</sup> De fato, a estagnação e os inúmeros problemas macroeconômicos atravessaram a década. Entre 1980 e 1993, o PIB *per capita* ficou estagnado.

12 milhões de habitantes vieram a se juntar aos 25 milhões de residentes dessas regiões em 1970. A falta de oportunidades nos mercados de trabalho legais e a concentração de renda engendram um grande estresse social nas grandes cidades e fizeram aumentar os incentivos a favor da participação nas atividades criminosas. Por outro lado, as restrições fiscais do Estado (ante a diminuição de tributos e a necessidade de conduzir a um ajuste das contas públicas ocasionada pela escassez de capitais financeiros internacionais) e um aparelho de justiça criminal burocrático e que funcionava ainda nos mesmos moldes institucionais do modelo implantado nas reformas liberais do começo do século XIX [ver Hollowey (1997)] faziam com que o Estado não estivesse preparado para os grandes desafios que se avizinhavam, no que concerne ao controle e à prevenção do crime.

O Gráfico 2 apresenta a evolução de alguns indicadores socio-econômicos selecionados. Um primeiro aspecto a notar nesse gráfico é o persistente aumento da desigualdade de renda que se deu na década de 1980. De fato, conforme assinalado em Barros, Mendonça e Duarte (1995, p. 16), esse período foi marcado

pele declínio econômico e aumento do grau de desigualdade da renda, quando houve [...] uma taxa de crescimento negativa para todos os décimos da distribuição de renda, [...] [e] as perdas foram fortemente concentradas na cauda inferior da distribuição de renda.

Analisando a evolução anual da renda domiciliar *per capita*, percebe-se essa estagnação, a menos, especificamente, nos anos 1986 e 1989, quando houve aumentos temporários do poder de compra (principalmente dos mais pobres), ocasionados pela introdução dos planos Cruzado e Verão,<sup>21</sup> respectivamente. Esse gráfico apresenta ainda a taxa

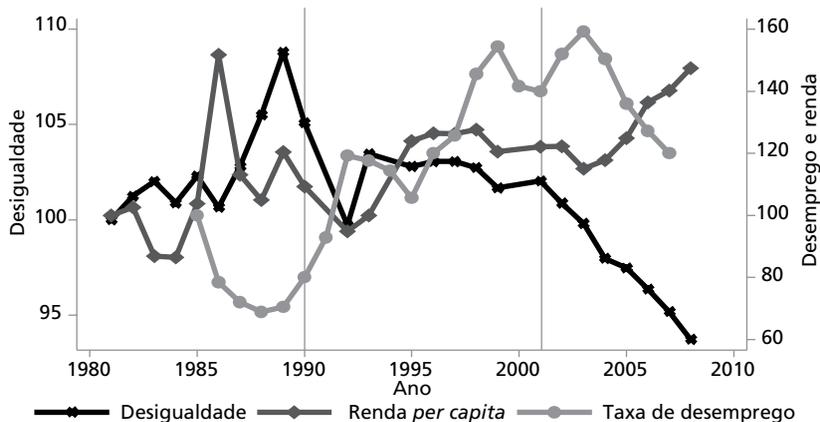
---

<sup>21</sup> Para mais detalhes, ver Carneiro e Modiano (1990).

de desemprego na região metropolitana de São Paulo,<sup>22</sup> cuja série se inicia em 1985. Nesse primeiro momento, pode-se observar uma alta taxa de desemprego, em torno de 12,5%, reflexo da profunda recessão ocorrida nos primeiros anos da década. A partir desse momento, tendo o momento mais agudo da crise macroeconômica sido superado, a taxa de desemprego sofre uma diminuição, que prossegue até 1988, quando passa a apresentar uma tendência crescente até 2002.

Ou seja, o Gráfico 2 deixa caracterizadas a estagnação e concentração de renda ocorridas na década de 1980 e ilustra ainda a diminuição da renda domiciliar e o aumento da concentração de renda e da taxa de desemprego na segunda metade da década, o que coincide exatamente (ou com um ano de antecedência) com o processo de “ultrapassagem” da taxa de homicídios verificada nos dois últimos anos da década.

**Gráfico 2. Indicadores socioeconômicos no Brasil**



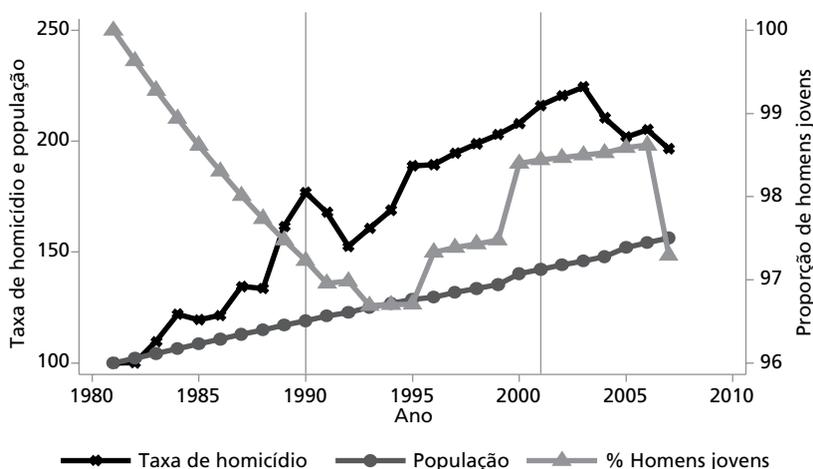
Fonte: Ipeadata.

Nota: Os indicadores apresentados foram: o Índice de Gini e a média da renda domiciliar per capita (baseados nas Pnads) e a taxa de desemprego (da Fundação Seade). Esses indicadores foram apresentados em base fixa, sendo 1981 = 100 para o Gini e a renda, e 1985 = 100 para a taxa de desemprego.

<sup>22</sup> Optamos por apresentar essa taxa de desemprego, em face da descontinuidade dos outros indicadores relativos ao emprego para todas as regiões metropolitanas, obtidos a partir da Pesquisa Mensal de Emprego (PME/IBGE). A taxa de desemprego apresentada refere-se à região metropolitana de São Paulo e compreende o desemprego oculto (trabalho precário e desemprego por desalento) e o desemprego aberto.

Não obstante o aumento do adensamento populacional observado nas grandes regiões metropolitanas, provavelmente o impacto da demografia nos anos que se seguiram até 1993 foi para diminuir a taxa de criminalidade violenta. Isso porque se observou, durante todos esses anos, uma queda sistemática da proporção de homens jovens na população. Com efeito, conforme o Gráfico 3 deixa apontado, a proporção de homens entre 15 e 24 anos diminuiu em mais do que 3%.

**Gráfico 3. Taxa de homicídios e demografia**

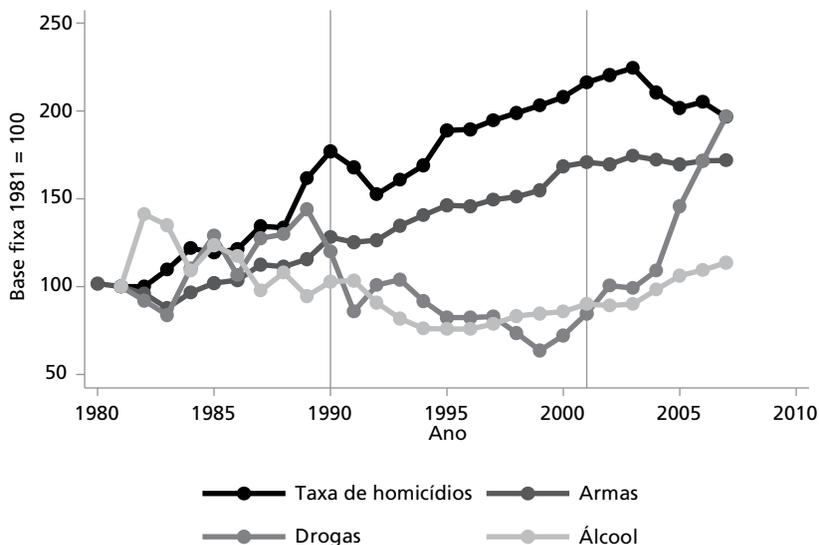


Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).  
 Nota: Projeções populacionais e ocorrência de homicídios extraídos do SIM/MS. Todos os indicadores foram apresentados em base fixa, 1981 = 100.

Conforme descrito anteriormente, há uma literatura que relaciona a existência de mercados de drogas ilícitas, de demanda por bebidas alcoólicas e por armas de fogo aos homicídios. A análise de nossos indicadores *per capita* associados a esses três elementos parece contar duas histórias bastante diferentes em relação à virtual importância deles para o aumento dos homicídios na década de 1980. Até 1986, esses elementos parecem ter importância reduzida (talvez

com exceção do álcool), ocorrendo o contrário na segunda metade da década. Analisando a evolução da nossa *proxy* de demanda por álcool, é possível apenas que esse fator tenha colaborado para o aumento da taxa de homicídios exatamente no momento mais agudo da recessão ocorrida entre 1981 e 1983, quando a taxa de mortalidade por ingestão de bebidas alcoólicas *per capita* aumentou em média 35%. No entanto, conforme descrito no Gráfico 4, esse indicador se mostra virtualmente estável até 2007, o que sugere que o álcool não deve ter tido um papel relevante para explicar o aumento (e depois a queda) dos homicídios nessas três décadas, ainda que a ingestão de bebidas alcoólicas possa estar relacionada à prevalência da violência letal no Brasil, conforme Biderman, De Mello e Schneider (2009) demonstraram.

**Gráfico 4. Taxa de homicídios, armas, drogas ilícitas e álcool no Brasil**



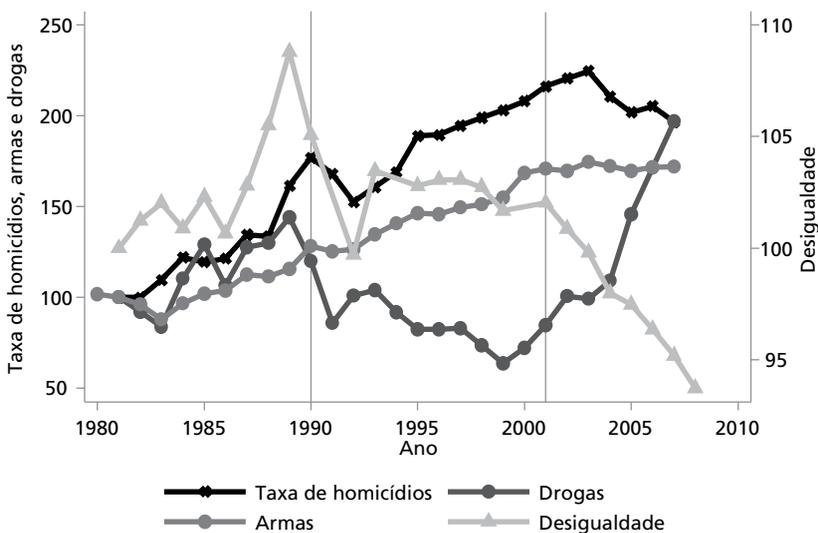
Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).  
 Nota: As proxies de drogas ilícitas e álcool são baseadas em indicadores per capita de mortes causadas pela ingestão dessas drogas. A proxy de arma de fogo refere-se à proporção dos suicídios perpetrados com o uso da arma de fogo em relação ao total dos suicídios. Todos os dados foram extraídos do SIM/MS.

Já a demanda por drogas ilícitas e por armas de fogo pareceu ter um papel secundário para explicar o aumento dos homicídios nos primeiros anos da década (de 1981 a 1986). Nesse período, a demanda *per capita* por armas e por drogas ilícitas teria aumentado, respectivamente, em 3,7%, e 6,6%.

Por outro lado, uma dinâmica bastante diferente em relação à evolução desses dois elementos foi revelada na segunda metade da década. Entre 1986 e 1989, há um significativo crescimento de 34,9% nas mortes (*per capita*) ocasionadas pela ingestão de drogas ilícitas, o que revela um acentuado crescimento da demanda e, portanto, do tráfico de drogas no Brasil. Justamente no período entre 1986 e 1990, há um aumento concomitante de 23,4% na demanda por armas de fogo. É possível que o aumento na demanda por armas esteja associado ao crescimento do mercado de drogas, tendo em vista a natureza dos mercados ilícitos, em que os criminosos necessitam utilizar a violência para estabelecer mercados, garantir os contratos e granjear credibilidade. Aparentemente, o encontro do tráfico de drogas e do tráfico de armas na segunda metade dos anos 1980 ajuda a explicar (conjuntamente à piora dos indicadores socioeconômicos) a “ultrapassagem” ocorrida na taxa de homicídios no fim da década.

No Gráfico 5, apresentamos os indicadores de desigualdade, armas, drogas e homicídios. É preciso notar como o aumento da desigualdade e da demanda por drogas parece anteceder em um ano o aumento dos homicídios, sendo que o indicador de armas parece ser contemporâneo. A dinâmica associada aos mercados de drogas e armas parece dar ainda a tônica da evolução dos homicídios na década seguinte, sobre o qual discutiremos na próxima seção.

Gráfico 5. Taxa de homicídios, desigualdade, armas e drogas no Brasil



Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), no caso das informações sobre homicídio, drogas e armas, e em Ipeadata, no caso do índice de desigualdade. Nota: Os indicadores apresentados foram: (1) Índice de Gini. (2) Uma proxy de drogas ilícitas, baseada em indicadores per capita de mortes causadas pela ingestão dessas drogas. (3) Uma proxy de arma de fogo, que se refere à proporção dos suicídios perpetrados com o uso da arma de fogo em relação ao total dos suicídios.

A taxa de homicídios cresce paulatinamente nos anos 1980, influenciada pelas adversidades socioeconômicas e, possivelmente, pelo fortalecimento do tráfico de drogas e de armas na segunda metade da década, conforme discutido. Por outro lado, o sistema de segurança pública estava longe de poder oferecer soluções satisfatórias para ao menos conter o processo de criminalidade violenta em curso. De fato, esse sistema reproduzia fielmente o modelo burocrático adotado na reforma judicial de 1841, orientado para a defesa do Estado, com base na repressão ostensiva, não estando preparado para intervir nos complexos fenômenos de violência urbana. Como sublinhou Holloway (1997, p. 157),

[...] continuam em vigor até hoje características importantes da estrutura institucional criada na reforma

judicial de 1841, bem como atitudes e procedimentos informais da polícia que amadureceram em meados do século XIX.

Vem desde essa época, por exemplo, a situação *sui generis* da organização das instituições policiais no Brasil, em que o ciclo policial é repartido, o que cria enormes obstáculos para o trabalho de investigação e prevenção ao crime, com as polícias militar e civil disputando informações e muitas vezes se sabotando mutuamente.<sup>23</sup> Outro aspecto importante a se observar é a herança do “caráter repressivo do aparelho de justiça criminal brasileiro [para garantir o *status quo* e o Estado], melhor do que um mecanismo para a salvaguarda dos direitos civis ou humanos” [Holloway (1997, p. 260)]. Condizente com essa inspiração, o modelo de policiamento tradicional adotado é focado meramente no incidente, melhor do que na prevenção dos fatores que geram os problemas de ordem urbana, pequenos delitos e grandes crimes. Desse modo, a eficácia do sistema depende primordialmente da presença ostensiva do efetivo policial para reprimir e coibir o crime.<sup>24</sup>

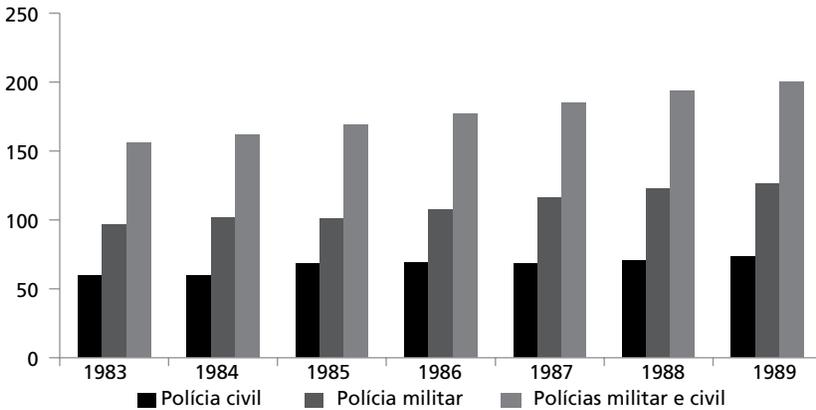
Como resposta ao aumento da taxa de crimes violentos no começo dos anos 1980, o efetivo das polícias foi reforçado. O Gráfico 6 mostra que a taxa do efetivo policial aumentou cerca de 28% entre 1983 e 1989, quando passou de 156 para 200 policiais por 100 mil habitantes. O crescimento da taxa do efetivo da polícia militar (31%) foi superior ao efetivo da polícia civil (24%).

---

<sup>23</sup> Ver Soares (2000, p. 265), para entender o emblemático problema da polícia carioca.

<sup>24</sup> Há inúmeros trabalhos que analisam as deficiências ontológicas das organizações policiais no Brasil, por exemplo, ver Soares (2000, 2003), Lemgruber, Musumeci e Cano (2003), Zaverucha (2004), Mingardi (1991), entre outros.

**Gráfico 6. Taxa de efetivo policial no Brasil (por 100 mil habitantes)**

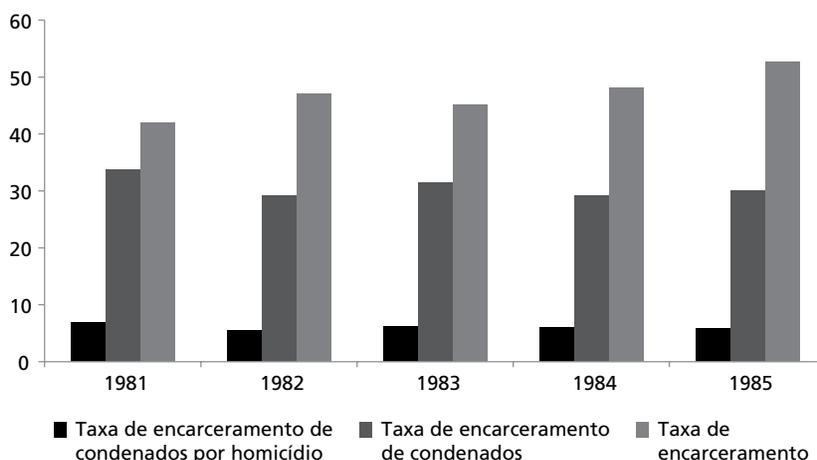


Fonte: Elaboração própria, com base em dados extraídos do Anuário estatístico do Brasil, de 1992, com informações fornecidas pelo Ministério da Justiça, Secretaria de Administração Geral, Coordenação-Geral de Planejamento Setorial.

Apesar do esforço dos governos para aumentar o efetivo policial em meio a um ambiente de restrição orçamentária, o resultado, como se sabe, ficou longe do desejável. Ainda que o número de detentos tenha aumentado até 1985, esse crescimento se deu com base no aprisionamento temporário, tendo em vista que o número de detentos condenados e, em particular, daqueles condenados por homicídio diminuiu no período. De fato, entre 1981 e 1985, a taxa de encarceramento por 100 mil habitantes aumentou quase 26%, ao passo que as taxas de detentos condenados e, em particular, de condenados por homicídio diminuíram em 11% e 14%, respectivamente, conforme ilustrado<sup>25</sup> no Gráfico 7.

<sup>25</sup> Esses fatos são consistentes com duas interpretações. Podem ser consequência de uma polícia ineficiente, que até prende mais, não porque o efetivo aumentou, mas porque a taxa de crime aumentou. Por outro lado, essa polícia ineficiente não consegue instruir inquéritos consistentes para que o Ministério Público (MP) e a Justiça possam condenar o réu. Uma segunda interpretação é que o problema não estaria na polícia, mas sim no MP e na Justiça. Em todo caso, os dados revelam uma deterioração no funcionamento do sistema de Justiça Criminal, em um cenário de aumento dos crimes violentos.

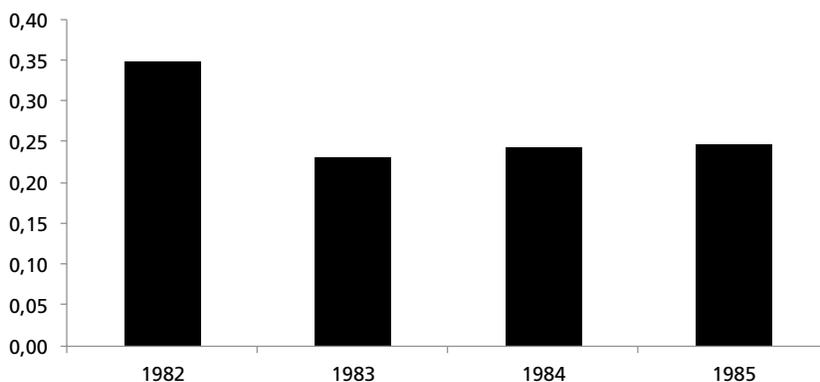
**Gráfico 7. Taxa de encarceramento no Brasil, 1981 a 1985**



*Fonte: Elaboração própria, com base em dados extraídos do Anuário estatístico do Brasil (vários anos), de 1982 a 1992, com informações fornecidas pelo Ministério da Justiça, Secretaria de Planejamento, Coordenadoria de Informações para o Planejamento.*

Para entender um pouco melhor a reação do Estado ao aumento da criminalidade no começo da década, é oportuno analisar não apenas o estoque de detentos no fim do ano, mas ainda o fluxo de detentos e, em particular, o aprisionamento ano a ano. No Gráfico 8, apresentamos a relação entre o estoque de detentos no sistema de execuções penais, no fim do ano, e as prisões efetuadas no ano. Para cada cem prisões efetuadas, havia em média 35 detentos no fim de 1982, e apenas 25 detentos no fim de 1985. Duas hipóteses são razoáveis para explicar esse fato: (i) ou a política de detenção passou a privilegiar crimes de baixo potencial ofensivo (motivo pelo qual os detentos passam menos tempo presos); ou (ii) houve uma perceptível deterioração do sistema de segurança pública para deter, prender e manter encarcerados os criminosos, em face da incapacidade da polícia judiciária de investigar e construir inquéritos baseados em provas técnicas substantivas, que permitam a condenação do réu.

**Gráfico 8. Relação entre o número de detentos no fim do ano e o aprisionamento no ano, no Brasil**



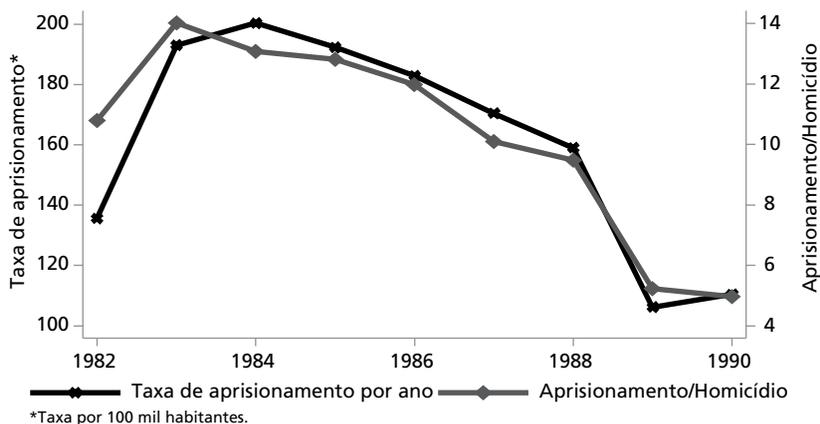
*Fonte: Elaboração própria, com base em dados extraídos do Anuário estatístico do Brasil (vários anos), de 1982 a 1992, com informações fornecidas pelo Ministério da Justiça, Secretaria de Planejamento, Coordenadoria de Informações para o Planejamento.*

Analisando ainda o fluxo de detentos, o Gráfico 9 mostra que a polícia conseguiu, de fato, aumentar a taxa de aprisionamento nos dois primeiros anos, quando passou a prender 201 pessoas para cada grupo de 100 mil habitantes em 1984, ante o índice de 136, em 1981. Contudo, esse esforço por aprisionamento não se manteve e, já no fim da década, a taxa de aprisionamento era de 110, ou 20% inferior ao verificado no começo da década, em um cenário em que aumentava substantivamente a taxa de crime ou, pelo menos, dos crimes violentos. Com isso, a relação de prisões para cada homicídio cometido, que no começo da década era em torno de 11, passou a girar em torno de 5.

A evolução da taxa de aprisionamento apenas dos acusados de homicídio (Gráfico 10) mostra uma trajetória similar: o crescimento nessa taxa nos dois primeiros anos, seguido de uma tendência de queda a partir de 1984, fez com que houvesse um declínio nas prisões de homicidas na década de 1980. Com isso, enquanto a taxa de homicídios aumentou 75,7% (entre 1982 e 1990), a taxa de aprisionamento de homicidas

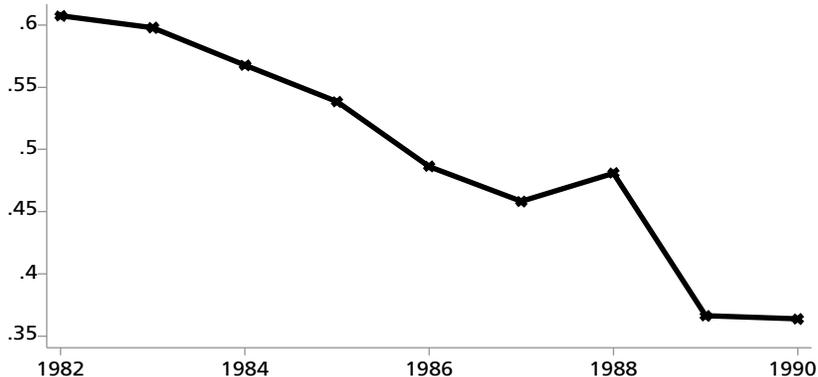
diminuiu levemente. O resultado foi que, enquanto para cada cem homicídios perpetrados prendiam-se 61 homicidas no começo da década, nove anos depois se prendiam apenas 36. Um grande incentivo à impunidade.

**Gráfico 9. Aprisionamento por ano**



Fonte: Elaboração própria, com base em dados extraídos do Anuário estatístico do Brasil (vários anos), de 1982 a 1992, com informações fornecidas pelo Ministério da Justiça, Secretaria de Planejamento, Coordenadoria de Informações para o Planejamento.

**Gráfico 10. Relação de aprisionamento de homicidas por ano para cada homicídio ocorrido**



Fonte: Elaboração própria, com base em dados extraídos do Anuário estatístico do Brasil (vários anos), de 1982 a 1992, com informações fornecidas pelo Ministério da Justiça, Secretaria de Planejamento, Coordenadoria de Informações para o Planejamento.

Qual a importância desses inúmeros fatores aqui discutidos para explicar a variação da taxa de homicídios entre 1981 e 1990, que foi de 76,9%? Adotando as elasticidades explicitadas na Tabela 1 e levando em conta a variação dos respectivos fatores, ocorrida no mesmo período, computamos qual o impacto (contrafactual) na variação dos homicídios de cada uma delas.

**Tabela 2. Efeitos dos fatores explicativos da evolução da taxa de homicídios no Brasil – 1981 a 1990**

Fatores explicativos	Varição % do fator no período	Efeito sobre a evolução da taxa de homicídios (em ponto percentual)
Renda	9,2	-3,8
Desigualdade	15,2	35,3
Proporção de homens jovens	-2,8	-12,5
Efetivo policial	9,3	-4,0
Taxa de encarceramento	45,7	-6,7
Armas de fogo	28,1	37,1
Drogas ilícitas	20,1	5,2
<b>Varição explicada da taxa de homicídios (A)</b>		<b>50,6</b>
<b>Varição observada da taxa de homicídios (B)</b>		<b>76,9</b>
<b>= (A)/(B)</b>		<b>0,66</b>

Fonte: Elaboração própria.

Nota: A variação observada no efetivo policial foi calculada com base nos dados das Pnads (ver Tabela A1 no Apêndice). Para medir a o efetivo policial em 1990, interpolamos os valores de 1989 e 1992, tendo em vista que esse dado era faltante em 1990. Para medir a variação na taxa de encarceramento, utilizamos os dados do AEB, que vão de 1981 a 1985, e extrapolamos o número de detentos para 1992, com base numa projeção exponencial.

Pode-se depreender da Tabela 2 que os dois principais componentes que alimentaram o processo de crescimento dos homicídios na década de 1980 foram a desigualdade socioeconômica e a profusão das armas de fogo que, provavelmente, teve muito a ver

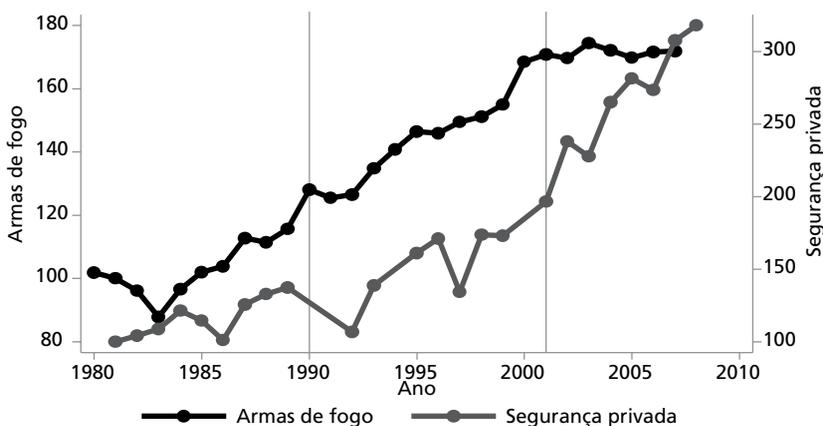
com o crescimento do tráfico de drogas no fim da década. Esses dois fatores suplantaram os possíveis ganhos advindos do “bônus demográfico” – da diminuição de jovens na população – e do esforço do Estado que, como se viu, reagiu aos fatos aumentando o contingente policial e a taxa de encarceramento. Um elemento, contudo, que não aparece na Tabela 2 e que possivelmente influenciou a dinâmica dos homicídios na década seguinte foi o aumento da impunidade. Esse fato seria, a princípio, contraditório com o aumento da taxa de encarceramento, não fosse a discussão anterior, baseada nos gráficos 9 e 10, que mostrou a diminuição progressiva nas chances de aprisionamento dos homicidas.

Contudo, chamamos mais uma vez a atenção para o fato de que a análise dos efeitos apontados na Tabela 2 deve ser relativizada, tendo em vista que supomos, implicitamente, que a variação em todos os fatores listados se deu de forma exógena, o que não é, claramente, o que ocorreu, por exemplo, com a provisão de efetivo policial e a taxa de encarceramento.

## **4.2 Segundo ato (1990 a 2001): cada um por si – ou o crescimento da indústria de segurança privada**

O período começa com a marca recorde de mais de 32 mil homicídios ocorridos em 1990. O aumento da impunidade observada ao longo da década de 1980 reforçava os incentivos a favor do crime, por um lado, e por outro, as soluções particulares para a garantia da inviolabilidade da vida e da propriedade. Não é coincidência que exatamente nessa década haja o crescimento vertiginoso da indústria de segurança privada e o aumento mais significativo da demanda por armas de fogo, conforme apontado no Gráfico 11.

Gráfico 11. Armas de fogo e segurança privada no Brasil



Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), no caso dos dados sobre armas de fogo, e em Pnads e censos do IBGE, no caso dos dados sobre segurança privada. Nota: A proxy para arma de fogo refere-se à proporção dos suicídios perpetrados com o uso da arma de fogo em relação ao total dos suicídios.

Por que, aparentemente, a indústria de proteção privada demorou cerca de uma década para apresentar crescimento expressivo, se os sinais de deterioração do aparelho do Estado para manter a segurança pública já estavam claros desde princípios dos anos 1980? Essa é uma questão em aberto. É possível que essa reação tardia seja apenas um processo natural de ajuste da percepção do problema à necessidade de obter uma solução, o que impõe uma defasagem temporal. Alternativamente, é possível que o padrão de vitimização tenha mudado da década de 1980 para a de 1990, com os mais ricos (os que podem pagar pela segurança privada) sendo gradativamente mais atingidos.<sup>26</sup> Outra hipótese interessante pode ser formulada com

<sup>26</sup> Vários autores, inclusive Soares, L. E. (2003, p.76), fazem menção às políticas de segurança pública adotadas no Brasil desde o período militar, em que o sistema de policiamento fazia uma espécie de “cinturão sanitário” em torno das áreas pobres das regiões metropolitanas, de modo a isolar o “problema” das regiões mais nobres das cidades. A partir da década de 1990, essa política não teria mais conseguido êxito, quando a violência se democratizou e passou a atingir pobres e ricos.

base nos resultados encontrados no trabalho de Anderson e Bandiera (2005).<sup>27</sup> Eles elaboraram um modelo teórico para analisar a relação entre desenvolvimento econômico e a provisão de segurança pública e privada, bem como suas consequências sobre eficiência e bem-estar. Segundo esses autores, na trajetória de equilíbrio de desenvolvimento com igualdade de renda, a provisão privada de segurança desapareceria [Anderson e Bandiera (2005)]. No modelo analisado, os incentivos e os ganhos a favor da indústria de segurança privada estão associados crucialmente à desigualdade de renda. Nesse ponto, é interessante notar como a indústria de segurança privada no Brasil cresceu justamente no rastro da trajetória de aumento das desigualdades sociais ocorrida na década de 1980.

A forte demanda por proteção privada na década de 1990 e a ausência de restrições regulatórias à expansão dessa indústria, aliada às restrições fiscais do Estado existentes desde a década anterior, fizeram aumentar o salário relativo do trabalhador na segurança privada em relação ao trabalhador da segurança pública, conforme a Tabela 3, a seguir, deixa apontado. Os incentivos ocasionados por essa mudança de preços relativos atuaram para aumentar a degradação institucional das polícias no Brasil. Tipicamente, o policial mal remunerado trabalhava 24 horas para o Estado e folgava nas 72 horas seguintes, quando ofertava sua mão de obra para a indústria de proteção privada.<sup>28</sup> Havia, evidentemente, um claro conflito de interesses: quanto maior a insegurança pública, maiores os ganhos com a segurança privada.

---

<sup>27</sup> Trata-se de um modelo de equilíbrio geral no qual há três agentes, os proprietários, que decidem se contratam segurança privada ou se autoprotegem; os enforcers, que prestam o serviço de segurança privada; e os predadores potenciais, que decidem roubar a propriedade alheia.

<sup>28</sup> Essa era geralmente a escala do trabalho policial nas várias polícias no Brasil, ainda em vigor em várias unidades federativas.

**Tabela 3. Evolução dos rendimentos dos profissionais da segurança pública e privada, entre 1986 e 1989**

	Ocupação	Varição %, entre 1986 e 1989, dos rendimentos médios por ocupação*
Segurança pública	Delegado de polícia	-1,5
	Perito criminal	-28,1
	Escrivão	-5,0
	Agente de polícia	-25,4
	Detetive de polícia	-46,6
Segurança privada	Guarda de segurança	12,5
	Outros guardas de segurança e trabalhadores assemelhados	21,7

Fonte: Rais/MTE.

\* Medidos em salários mínimos da época.

Em meio à proliferação da violência letal, a busca pela proteção ensejou o crescimento da indústria de segurança privada e a aquisição da arma de fogo. Entre 1990 e 2001, a nossa *proxy* para a demanda por arma de fogo indicou um aumento de 33,3%. Obviamente, não há como associar, *a priori*, o crescimento dos homicídios à proliferação das armas de fogo, tendo em vista os problemas de causalidade reversa e de variáveis omitidas que podem capturar correlações espúrias entre essas duas variáveis.

Contudo, entender a dinâmica da violência letal no Brasil passa por entender o papel e a importância da arma de fogo. Exatamente por esse motivo, dedicamos o Capítulo 2 desta tese especificamente a analisar e identificar o efeito causal das armas de fogo sobre os homicídios, usando um painel de municípios paulistas entre 2001 e 2007.

Admitindo os resultados encontrados no Capítulo 2, a proliferação da arma de fogo parece ter sido o fator mais importante para explicar o aumento dos homicídios na década de 1990, conforme apontado na Tabela 4.

**Tabela 4. Efeitos dos fatores explicativos da evolução da taxa de homicídios no Brasil, 1990 a 2001**

Fatores explicativos	Variação % do fator no período	Efeito sobre a evolução da taxa de homicídios (em ponto percentual)
Renda	11,8	-4,9
Desigualdade	-2,9	-6,7
Proporção de homens jovens	1,2	5,6
Efetivo policial	-1,3	0,6
Taxa de encarceramento	122,1	-17,9
Armas de fogo	33,3	44,0
Drogas ilícitas	-29,5	-7,6
<b>Varição explicada da taxa de homicídios (A)</b>		<b>13,0</b>
<b>Varição observada da taxa de homicídios (B)</b>		<b>22,2</b>
<b>= (A)/(B)</b>		<b>0,59</b>

Fonte: Elaboração própria.

Nota: A variação observada no efetivo policial foi feita com base nos dados das Pnads (ver Tabela A1 no Apêndice). Para medir a o efetivo policial em 1990, interpolamos os valores de 1989 e 1992, tendo em vista que esse dado era faltante em 1990. Para medir a variação na taxa de encarceramento em 1990, utilizamos os dados do AEB, que vão de 1981 a 1985, e extrapolamos o número de detentos para 1992, com base numa projeção exponencial. A taxa de encarceramento, em 2000, foi calculada com base nos dados do Depen/MJ.

Nesse período, os condicionantes socioeconômicos parecem ter assumido um papel secundário. Apesar da conturbação macroeconômica da era Collor – no início da década –, com a introdução do Plano Real em 1994, houve um razoável aumento da renda *per capita* acompanhado de uma leve diminuição da desigualdade social, conforme o Gráfico 2 deste capítulo descreve. O indicador socioeconômico que evoluiu adversamente foi a taxa de desemprego, que aumentou por toda a década.<sup>29</sup> De fato, com o processo de abertura da economia em marcha, associado à estabilidade da moeda, houve um profundo ajuste econômico e uma busca de eficiência pelas empresas, o que gerou a perda de milhares de postos de trabalho,<sup>30</sup>

<sup>29</sup> A taxa de desemprego da Fundação Seade, por exemplo, era de 10% em 1990 e de 19,2% em 1999.

<sup>30</sup> Moreira e Najberg (1999) estimaram que, entre 1990 e 1997, o processo de ajustamento econômico levou à perda de 1.012.260 postos de trabalho, o que equivalia a 1,7% do pessoal ocupado.

sobretudo para os jovens. Reis e Camargo (2007) identificaram o crescimento mais vigoroso da taxa de desemprego dos jovens em relação ao da força de trabalho não jovem.<sup>31</sup> Esses autores exemplificam que, enquanto a taxa de desemprego para indivíduos entre 30 e 35 anos aumentou de 2,8% para 9,4%, entre 1989 e 1999, esse índice para indivíduos entre 18 anos e 20 anos passou de 7,7% para 25,4%.

A falta de oportunidades e a “vulnerabilidade” social do jovem na década de 1990 e sua participação nos mercados criminais dominaram o debate acadêmico e as discussões sobre as políticas públicas na área de segurança no Brasil, sendo, até os dias atuais, uma questão em aberto. Não há, contudo, trabalhos que tenham conseguido, de forma satisfatória, identificar o efeito da falta de oportunidades para o jovem sobre o crime violento. O que se sabe, de acordo com a literatura etiológica do crime descrita na Seção 2.1 é que a motivação para a delinquência e para o uso da violência é um processo na vida do indivíduo, cuja propensão maior coincide exatamente com a fase da adolescência. O fato é que, a partir de 1995, a proporção de homens jovens na população aumentou (Gráfico 3), anulando parte dos efeitos benéficos para refrear a taxa de homicídios, ocasionados pela melhoria de renda e queda da desigualdade, conforme a Tabela 4 indica.

Em relação ao sistema de segurança pública, existe uma enorme dificuldade para entender o que houve e quais esforços foram feitos nesse setor na década de 1990, ante a quase total ausência de informações. É interessante notar que, exatamente no auge da explosão de violência letal que ocorreu na virada dos anos 1980 para os 1990, o Brasil parou de produzir informações sobre segurança pública.<sup>32</sup> Para analisar a evolução do efetivo

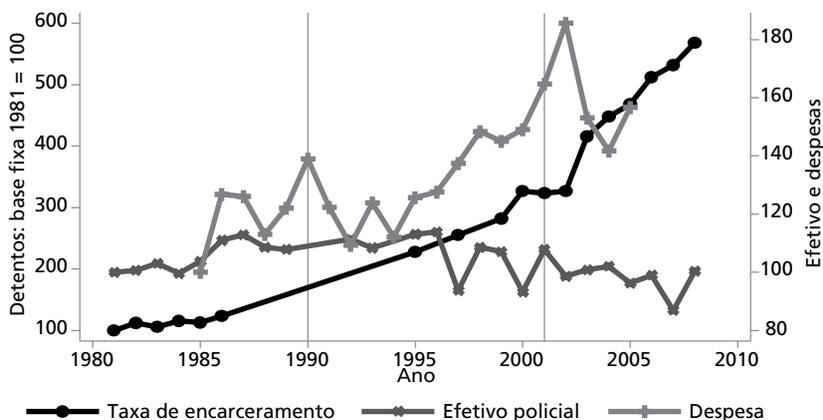
---

<sup>31</sup> Reis e Camargo (2007) argumentam que a rigidez de preços (reais) ocasionada pela estabilidade da moeda, associada à maior incerteza quanto à produtividade do jovem, explicaria o aumento maior do desemprego de jovens, após o Plano Real.

<sup>32</sup> De fato, o IBGE publica anualmente, desde pelo menos 1908, no Anuário estatístico do Brasil, informações sobre segurança pública, com dados de delitos cometidos, prisões, efetivo etc. O último anuário com essas informações foi o de 1992, com dados de 1989. Além disso, as poucas informações existentes são consideradas sigilosas, conforme descrito na nota de rodapé 10.

policial, usamos então informações provenientes das Pnads e censos do IBGE (de acordo com o explicado na Seção 3). Conforme o Gráfico 12 aponta, a despeito da continuidade no processo de crescimento dos homicídios, a relação entre o número de policiais e o tamanho da população ficou razoavelmente constante, na década de 1990. Por outro lado, os dados da Secretaria Nacional do Tesouro (STN), indicam que houve um crescimento significativo das despesas em segurança pública,<sup>33</sup> a partir de 1995. Como esses dados só existem de forma agregada fica inviável entender exatamente como foram alocados os recursos nesse setor.<sup>34</sup> Já a taxa de encarceramento aumentou 122,1%.

**Gráfico 12. Taxa de encarceramento, efetivo e despesa em segurança pública**



Fonte: Elaboração própria, com base em dados das Pnads, no caso da proxy para o efetivo policial, em dados do AEB (de 1981 a 1995) e do Depen/MJ (a partir de 1995), no caso da taxa de encarceramento, e da STM, no caso dos dados de despesas.

<sup>33</sup> Na rubrica “Gastos em Segurança Pública e Defesa Nacional” não entram os gastos referentes a investimento e manutenção do sistema prisional.

<sup>34</sup> Sabe-se que uma fatia superior a 90% das despesas é para pagamento de pessoal. Por outro lado, não há uma padronização de metodologia entre as unidades federativas que indique se essas despesas se referem apenas a pagamentos de pessoal da ativa, ou se para aposentadorias e pensões. Portanto, fica a dúvida se o aumento das despesas a partir de 1995 é em razão do aumento de efetivo em algumas unidades federativas, do aumento de aposentadoria e pensões, de aumentos salariais etc.

Duas hipóteses são consistentes com um cenário de aumento dos gastos públicos e aumento da taxa de encarceramento. É possível que o aumento dos homicídios fosse ainda mais forte, caso o Estado não tivesse alocado mais recursos na segurança pública e não tivesse aumentado a taxa de encarceramento (via efeitos incapacitação e dissuasão criminal). Por outro lado, é possível que esse movimento no sistema de justiça criminal tenha sido consequência justamente do aumento da taxa de homicídios, gerando pouco ou nenhum efeito para coibir o crime. No exercício contrafactual que fizemos, admitimos como verdadeira a primeira hipótese. Nesse caso otimista, que certamente tende a superestimar o efeito do sistema de segurança pública para coibir os homicídios, se não fosse o aumento do encarceramento, potencialmente, a taxa de homicídios poderia ter sido 17,9% maior.<sup>35</sup>

Quando se comparam taxas de mortes por ingestão de drogas ilícitas ao longo da década, como aquela verificada na virada dos 1980 para os 1990, aparentemente houve uma estabilidade e até mesmo diminuição na demanda por drogas ilícitas nesse período. Contudo, uma observação deve ser feita em relação a esse ponto. É possível que tenha havido uma mudança no perfil do consumo de drogas psicoativas na década. Por exemplo, De Melo (2010) sugere que, em São Paulo, houve um crescimento relativo na demanda por cocaína e seus derivados, *vis-à-vis* a maconha e outras drogas, que seguiu até o ano de 1997, quando ocorreu uma inflexão. Contudo, caso a taxa de letalidade do envenenamento por drogas tenha se mantido relativamente constante, a mudança de perfil não afeta a *proxy* de demanda por drogas utilizada aqui, que é a morte por envenenamento por drogas psicotrópicas ilícitas. De fato, com base nas evidências disponíveis, não há elementos para acreditar

---

<sup>35</sup> De fato, parece ser uma hipótese bastante forte. Caso o efeito do encarceramento não tivesse essa magnitude, a variação explicada do homicídio na década teria sido bem maior do que aquela apresentada na Tabela 4.

que houve mudança na taxa de letalidade pelo consumo de drogas psicotrópicas ilícitas ao longo do tempo.<sup>36</sup>

Enfim, pode-se depreender da Tabela 4 que na década de 1990 os fatores socioeconômicos e demográficos tiveram, potencialmente, uma importância reduzida para explicar a evolução da taxa de homicídios.<sup>37</sup> Enquanto o aumento da renda e a leve diminuição na desigualdade podem ter contribuído para uma pequena melhoria nas condições de segurança pública, o aumento proporcional da população de homens jovens atuou no sentido contrário.

Por outro lado, dois fatores podem ter influenciado a violência letal nessa fase: a proliferação das armas de fogo e, em menor medida, o aumento da taxa de encarceramento observada. Claramente, essa interpretação deve ser relativizada, tendo em vista os problemas de causalidade reversa presentes.

### 4.3 Terceiro ato (2001 a 2007): resta uma esperança

As décadas de 1980 e 1990 foram palco de um grande movimento de deterioração nas condições de segurança pública, com a taxa de homicídios

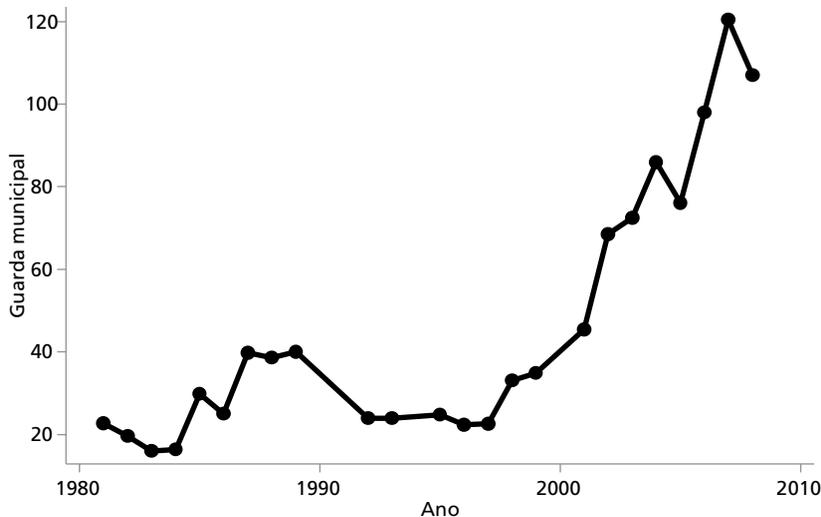
---

<sup>36</sup> Uma maneira de se avaliar se a taxa de letalidade variou ou não ao longo do período seria observar o total de internações para tratamento de drogas psicoativas (excluindo álcool) no Sistema Único de Saúde (SUS) e comparar com o total de mortes por envenenamento por essas drogas. Contudo, as informações sobre internações só estão disponíveis a partir de 1996. No Gráfico A1, apresentamos dois indicadores que mostram o crescimento nas mortes por envenenamento e nas internações por drogas psicoativas ilícitas, que crescem de forma idêntica. Na Tabela A1 (ver Apêndice), apresentamos também a taxa de letalidade apenas daqueles indivíduos internados no SUS, que variou de ano para ano, mas se manteve relativamente estável ao longo do período. Portanto, não parece ter havido significativa mudança no padrão de letalidade por uso de drogas ilícitas no Brasil, no período analisado, o que reforça a ideia de que a proxy de “morte por drogas” parece captar razoavelmente a evolução da demanda por drogas no Brasil.

<sup>37</sup> Como discutido anteriormente, um dos maiores problemas socioeconômicos da década de 1990 relaciona-se ao desemprego, principalmente de jovens. No exercício, abstraímos a questão relacionada ao mercado de trabalho, tendo em vista os vários resultados da literatura que associa desemprego a crimes contra a propriedade, mas não a homicídios.

no Brasil aumentando 116%. A partir de 2000, aparentemente houve uma reação mais significativa das políticas públicas. Nesse ano, o governo federal lançou o Plano Nacional de Segurança Pública, repassando significativos recursos para os governos estaduais e municipais, por meio de dois fundos, o Fundo Nacional de Segurança Pública e o Fundo Penitenciário Nacional (Funpen).<sup>38</sup> Entre 1999 e 2007, houve também um impressionante aumento de 246% no efetivo das guardas municipais *per capita* (Gráfico 13), que passou a atuar na manutenção da ordem urbana e no trânsito, liberando milhares de policiais militares dessas funções.<sup>39</sup>

**Gráfico 13. Guarda municipal\* por 100 mil habitantes**



Fonte: Pnads e Censos.

\* De 1992 a 2001, a classificação contém outros guardas de trânsito e patrulheiros.

<sup>38</sup> O Fundo Nacional de Segurança Pública foi instituído em 2001, ano em que foram repassados R\$ 387 milhões para os estados. O Funpen, criado em 1994, teve os recursos ampliados exatamente a partir de 2000. Para se ter uma ideia, em 1994, os repasses no âmbito do Funpen foram de R\$ 25,7 milhões. Em 2000, o repasse foi de R\$ 253,2 milhões.

<sup>39</sup> Não há nenhum trabalho, pelo que conhecemos, que procure identificar o efeito das guardas municipais sobre o crime, o que parece ser um assunto interessante e relevante, dado o aumento do efetivo observado no período.

No campo socioeconômico, a evolução se deu de forma positiva, com a desigualdade de renda diminuindo de forma consistente, com a taxa de desemprego e o aumento da renda *per capita*, conforme o Gráfico 2 mostra. Essa melhoria nos indicadores socioeconômicos foi acompanhada de uma redução na proporção de homens jovens na população.

Ao mesmo tempo, houve um crescimento de 64% na taxa de encarceramento, ou 8,6% ao ano, entre 2001 e 2007, o que elevou esse índice para 223 detentos para cada 100 mil habitantes. Quando esse desempenho é comparado com o crescimento da taxa de encarceramento obtida na década anterior, que foi de 7,5% ao ano, verifica-se um aumento na produção da justiça criminal, isso sem mencionar o aumento de 310% nas penas restritivas de direito,<sup>40</sup> para crimes de baixo potencial ofensivo, que ocorreu entre 2002 e 2007. Importaria entender de forma mais aprofundada o que ocorreu efetivamente no fluxo da justiça criminal nesse período. É possível que o aumento das punições seja uma consequência apenas do uso mais intensivo de policiais. Uma hipótese alternativa é que tenha havido melhoria na produtividade do trabalho policial, com aumento na taxa de esclarecimento e com a construção de inquéritos policiais mais consistentes. Por outro lado, tal fato pode ser consequência do aumento na produtividade do trabalho do Ministério Público (MP) e da Justiça. Para responder adequadamente a essa questão, seria necessário dispor de informações sobre crimes ocorridos; inquéritos apresentados e casos solucionados; denúncias apresentadas pelo MP; casos aceitos e condenações da Justiça, por tipo criminal. Lamentavelmente, contudo, essas informações não estão disponíveis para a maioria dos estados brasileiros.

---

<sup>40</sup> *As chamadas penas alternativas, descritas na Lei 9.174, de 25 de novembro de 1998. De acordo com a Coordenação-Geral do Programa de Fomento às Penas e Medidas Alternativas/Depen/Ministério da Justiça, em 2002 foram sancionadas 102.403 penas alternativas, contra 419.551 em 2007.*

Naquela década, o debate sobre as armas de fogo tomou fôlego e, no fim de 2003, o Congresso aprovou o Estatuto do Desarmamento,<sup>41</sup> que restringiu o acesso e o uso da arma de fogo pela população, aumentou a pena de prisão para portadores de armas em situação ilegal, tornando, ao mesmo tempo, esse crime inafiançável. Concomitantemente, foram feitas campanhas para devolução voluntária de armas pela população, que levou ao recolhimento de 281.340 armas de fogo, entre janeiro de 2004 e agosto de 2008.<sup>42</sup> O resultado é que, após duas décadas de crescimento significativo do volume de armas de fogo em circulação, houve um aparente controle destas nesse período, conforme o Gráfico 4 ilustra.

Tudo parecia confluir para uma queda generalizada e significativa da taxa de homicídios no Brasil, se não fosse a violência sistêmica ocasionada pela disputa do controle de novos mercados de drogas ilegais e, em particular, o de *crack*, em vários estados brasileiros,<sup>43</sup> sobretudo no Nordeste, em Minas Gerais e no Distrito Federal, conforme analisaremos na Seção 4.4.

A Tabela 5 reúne o grau de importância potencial de cada um dos sete fatores para explicar a evolução da taxa de homicídios entre 2001 e 2007. Esses fatores conjuntamente explicam 73% da variação da taxa de homicídios no período, que foi negativa. Outro aspecto relevante, conforme discutido anteriormente, diz respeito ao ciclo virtuoso que

---

<sup>41</sup> *Lei 10.826, de 22 de dezembro de 2003.*

<sup>42</sup> *Informação do Ministério da Justiça, Departamento da Polícia Federal, Divisão de Repressão ao Tráfico Ilícito de Armas, Serviço Nacional de Armas.*

<sup>43</sup> *A evolução do mercado de drogas ilícitas no Brasil é um tema que necessita ser aprofundado. As evidências disponíveis até o momento sugerem que o desenvolvimento desses mercados não se deu de forma regular e sistemática entre as várias unidades federativas. Por exemplo, De Mello (2010) apontou que o crescimento relativo do tráfico e consumo de cocaína e seus derivados se deu até 1997, quando outras drogas, principalmente a maconha, passaram a ganhar gradativamente maior fatia do mercado. Já Saporì e Medeiros (2010) levantam evidências de que o problema do crack, em Belo Horizonte, começa a se agravar exatamente em 1997.*

fez com que cinco dos sete fatores analisados contribuíssem para uma redução dos homicídios. Com efeito, se não considerássemos o efeito das drogas ilícitas, as variáveis explicativas indicariam uma queda na taxa de homicídios de 41%.

**Tabela 5. Efeitos dos fatores explicativos da evolução da taxa de homicídios no Brasil – 2001 a 2007**

Fatores explicativos	Variação % do fator no período	Efeito sobre a evolução da taxa de homicídios (em ponto percentual)
Renda	14,8	-6,1
Desigualdade	-6,7	-15,6
Proporção de homens jovens	-2,1	-9,4
Efetivo policial	2,7	-1,2
Taxa de encarceramento	64,4	-9,5
Armas de fogo	0,6	0,8
Drogas ilícitas	132,8	34,3
<b>Variação explicada da taxa de homicídios (A)</b>		<b>-6,6</b>
<b>Variação observada da taxa de homicídios (B)</b>		<b>-9,1</b>
<b>= (A)/(B)</b>		<b>0,73</b>

Fonte: Elaboração própria.

#### 4.4 A evolução dos homicídios nas unidades federativas, de 2001 a 2007

Para além das análises agregadas sobre a evolução dos homicídios no Brasil desde os anos 1980, seria interessante uma investigação desse fenómeno entre as diversas unidades federativas. Ocorre que, para vários dos indicadores discutidos, em particular de efetivo policial e taxa de encarceramento, não existem dados disponíveis nesse nível de desagregação, a não ser a partir do ano de 2001.<sup>44</sup> Em vista dessa limitação de dados, vamos analisar a evolução dos homicídios por estado brasileiro

<sup>44</sup> Os efetivos da polícia militar por UF são conhecidos apenas a partir do Censo de 2000 e Pnads de 2002 em diante. Os dados de encarceramento por UF disponibilizados pelo Departamento Penitenciário Nacional (Depen), do Ministério da Justiça, existem apenas a partir de 2001.

apenas para o último período, que compreende os anos entre 2001 e 2007. Esse exercício, além do interesse que lhe é inerente, serve como uma forma de aferir a robustez da análise feita anteriormente para os dados agregados. Ou seja, se o método é razoável para explicar a evolução dos homicídios com dados agregados para o Brasil, o mesmo deveria valer para a análise levando em conta as disparidades regionais.

Conforme destacamos na seção anterior, a taxa de homicídios no Brasil diminuiu 9,1%, entre 2001 e 2007. Contudo, essa evolução não se deu de forma homogênea entre as unidades federativas, pela qual apenas 11 estados tiveram uma diminuição na taxa, e a amplitude das variações desse índice foi de -64,2%, em São Paulo, a +108,3%, na Bahia. Porém, o padrão da letalidade nesse período parece caminhar para uma convergência.<sup>45</sup> De fato, entre aqueles estados que lograram diminuir suas taxas, oito constavam entre os 11 mais violentos em 2001. Por outro lado, entre as 11 unidades federativas que tiveram maior crescimento na taxa de homicídios, nove se encontravam entre as taxas mais baixas do país, em 2001. O desvio-padrão da taxa de homicídios entre os estados brasileiros diminuiu de 13,1 para 11,6, ao passo que a média até aumentou um pouco de 25,3 para 26,8. O ponto importante a destacar é a heterogeneidade, não apenas no que se refere à evolução da violência letal, mas também em relação ao padrão de fatores que, potencialmente, influenciou esse fenômeno. Na Tabela 6, descrevemos os efeitos (contrafactuais) esperados por conta da evolução de cada um dos sete fatores analisados.

De modo geral, ainda que se levem em conta as deficiências e limitações dos dados existentes, sobretudo em relação ao efetivo policial, encarceramento e indicador de drogas, a análise dos sete fatores lista-

---

<sup>45</sup> *Essa é uma interessante questão para estudos futuros. O que explica essa convergência? Um processo de reversão à média? Um processo de reação dos estados outrora mais violentos, com migração dos criminosos? O crescimento da renda e dos mercados ilícitos em novas regiões, em particular no Nordeste? Esse é um ponto que transcende os objetivos desta tese.*

dos, permite uma compreensão razoavelmente satisfatória da evolução da dinâmica dos homicídios nas unidades federativas, sendo que o cálculo captou corretamente o sinal da variação da taxa de homicídios em 21 estados da federação. O Gráfico 14, que relaciona a variação observada da taxa de homicídios nas unidades federativas com a variação na taxa prevista,<sup>46</sup> mostra que a análise aqui discutida funciona razoavelmente para descrever a evolução da taxa de homicídios nos estados brasileiros.

**Tabela 6. Efeitos dos fatores explicativos da evolução da taxa de homicídios por unidade federativa no Brasil – 2001 a 2007**

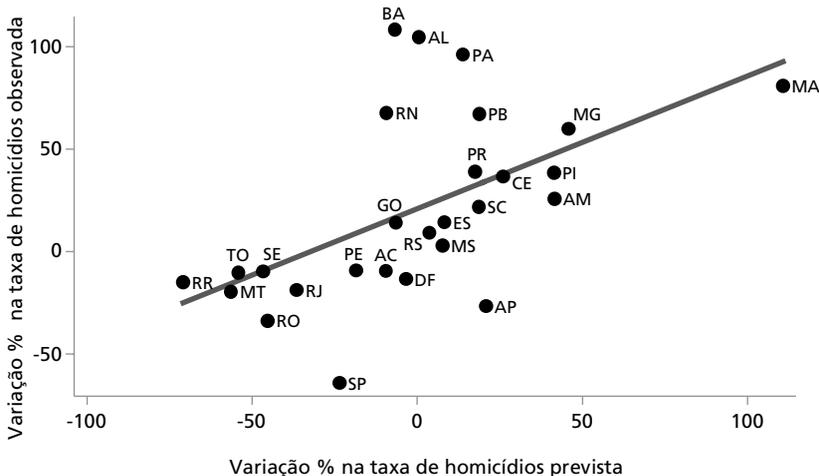
UF	Efeitos								
	Renda per capita	Desigualdade	Proporção de homens jovens	Efetivo policial	Encarceramento	Armas de fogo	Drogas ilícitas	Varição na taxa de homicídios esperada	Varição na taxa de homicídios observada
SP	-3,1	-19,6	-25,1	-12,8	-2,2	6,3	32,8	-23,6	-64,2
RO	-2,3	-17,5	-0,4	-35,5	-3,8	3,6	10,6	-45,3	-33,8
AP	2,1	14,0	-10,0	-6,5	-9,8	40,8	-9,8	20,8	-26,8
MT	-3,0	-21,7	-12,5	1,2	-1,4	-17,4	-1,5	-56,3	-19,7
RJ	-3,7	-9,3	-22,6	-12,3	-1,1	-1,2	13,8	-36,5	-18,9
RR	-0,8	-10,4	10,8	-13,2	-12,8	-37,8	-6,6	-70,9	-15,0
DF	-14,0	-4,0	-42,1	7,3	-0,2	-5,1	54,8	-3,4	-13,4
TO	-9,2	-20,6	6,8	14,5	-8,4	-42,5	5,2	-54,1	-10,3
SE	-13,9	-11,5	-0,6	-26,5	2,3	-4,8	8,2	-46,8	-9,8
AC	3,4	-8,8	-0,3	4,4	-0,8	-11,1	3,7	-9,5	-9,6
PE	-4,5	-21,3	1,3	1,1	-2,9	-6,6	14,4	-18,5	-9,4
MS	-14,2	-2,1	-2,0	22,8	-8,7	-22,5	34,3	7,6	3,0
RS	-4,9	-20,3	2,9	11,9	-1,1	0,9	14,3	3,7	9,2
GO	-11,2	-17,8	-19,3	0,3	-2,3	1,8	42,1	-6,4	13,9
ES	-9,4	-26,5	-8,5	11,7	-3,8	3,0	41,7	8,2	14,2
SC	-9,9	-16,2	-1,7	14,8	-6,1	22,7	15,2	18,7	21,7
AM	-1,6	-11,0	2,0	3,4	-7,7	22,7	33,7	41,5	25,6
CE	-6,2	-24,0	28,5	0,8	0,7	22,9	3,4	26,0	36,6
PI	-18,4	-2,0	25,5	17,9	-4,1	3,0	19,5	41,3	38,4
PR	-13,0	-15,6	-6,0	8,8	-14,5	24,0	33,7	17,4	39,0
MG	-9,5	-17,9	-5,4	0,1	-7,6	31,9	54,1	45,8	59,7
PB	-16,6	0,6	20,5	20,2	-6,5	5,4	-4,8	18,8	67,1
RN	-12,0	-8,3	16,6	-8,9	-21,4	17,7	7,0	-9,3	67,7
MA	-11,7	-7,6	32,4	18,4	-1,3	44,1	36,3	110,7	81,0
PA	-3,6	-12,8	8,9	-3,2	-5,9	19,6	10,9	13,9	96,0
AL	-15,7	-0,6	0,8	-12,7	1,0	24,2	3,7	0,6	104,7
BA	-11,7	-14,2	2,3	1,3	-22,0	20,4	17,2	-6,8	108,3

Fonte: Elaboração própria.

Nota: Em razão da maior variabilidade das ocorrências de mortes por drogas nos estados menos populosos, utilizamos uma média móvel da taxa de mortes por drogas em quatro anos.

<sup>46</sup> A regressão por ordinary least squares (OLS) da taxa observada pela prevista resultou em um coeficiente estimado igual a 0,65, com o p-valor de 0,003.

Gráfico 14. Taxa de homicídios observada e prevista – 2001 a 2007 (variação % por UF)

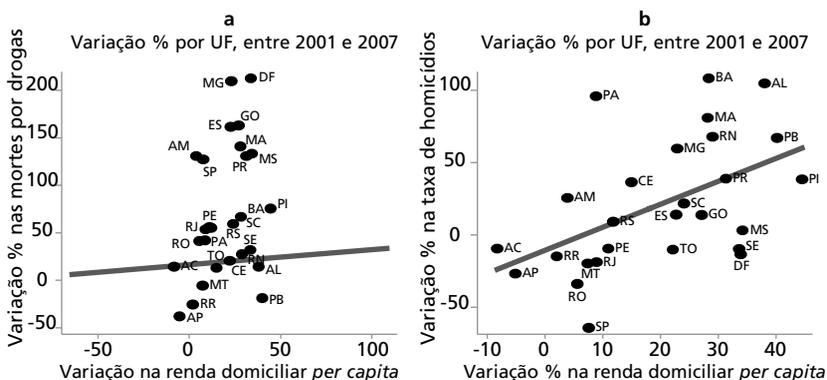


Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).  
Nota: Beta estimado = 0,65. p-valor = 0,003.

A Tabela 6 mostra que, mesmo no que diz respeito à dinâmica socioeconômica, houve uma grande disparidade de resultados, ocasionada pela evolução diferenciada da renda *per capita* e da desigualdade entre os estados brasileiros, ainda que, de forma generalizada, esses dois fatores tenham atuado para fazer diminuir a taxa de homicídios nos estados. Contudo, aparentemente, naqueles estados onde a renda mais aumentou, a taxa de homicídios mais cresceu, conforme apontado no Gráfico 15. Sendo a droga um bem normal, é provável que a correlação positiva entre renda e homicídios esteja refletindo apenas o alastramento do mercado de drogas nos estados em que houve maior aumento de renda nesses anos.<sup>47</sup> De fato, a despeito das limitações do indicador de drogas para estados com menor população, a correlação entre o crescimento da renda e o consumo de drogas pode ser visualizada no Gráfico 15.

<sup>47</sup> A hipótese considerada é de que o aumento de renda em alguns estados fez crescer o mercado de drogas ilícitas e, por conseguinte, o uso de violência ocasionado pela disputa de novos mercados e pela necessidade de disciplinar consumidores inadimplentes.

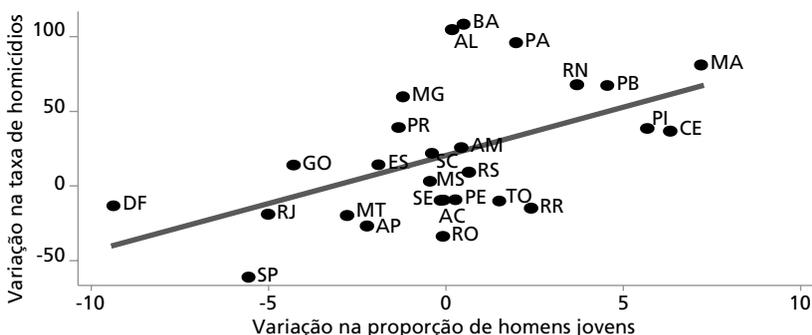
**Gráfico 15. Renda, drogas e homicídios**



Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), no caso dos dados de homicídios e drogas, e em Ipeadata, no caso dos dados de renda.

Quanto à questão demográfica, a Tabela 6 mostra que, nos dez estados com maior redução na taxa de homicídios, houve também redução na proporção de homens jovens na população em nove desses, e a maior redução foi exatamente em São Paulo. Na outra ponta da tabela, nos dez estados que mais sofreram aumento na taxa de homicídios, houve crescimento relativo dessa população de jovens em oito estados. Esse fato pode ser visualizado também no Gráfico 16, a seguir.

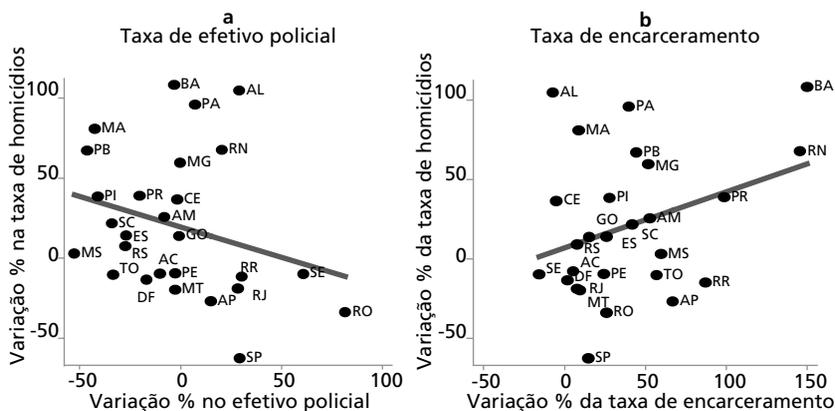
**Gráfico 16. Proporção de homens jovens e taxa de homicídios, entre 2001 e 2007 (variação % por UF)**



Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

No que se refere ao efeito da polícia para coibir crimes, os resultados descritos na tabela apresentam uma grande variabilidade. A despeito do potencial problema de causalidade reversa, que poderia tornar positiva a relação entre efetivo policial e homicídios, o Gráfico 17 mostra que nos estados onde se aumentou mais o efetivo policial ocorreu uma diminuição na taxa de homicídios. Já no que concerne à taxa de encarceramento, que aumentou em praticamente todos os estados brasileiros, a despeito da baixa qualidade dos dados disponíveis sobre esse indicador,<sup>48</sup> a relação positiva apresentada no Gráfico 17 está claramente conduzida pela causalidade reversa, em que o encarceramento aumenta com a prevalência de crimes.

**Gráfico 17. Segurança pública e taxa de homicídios**

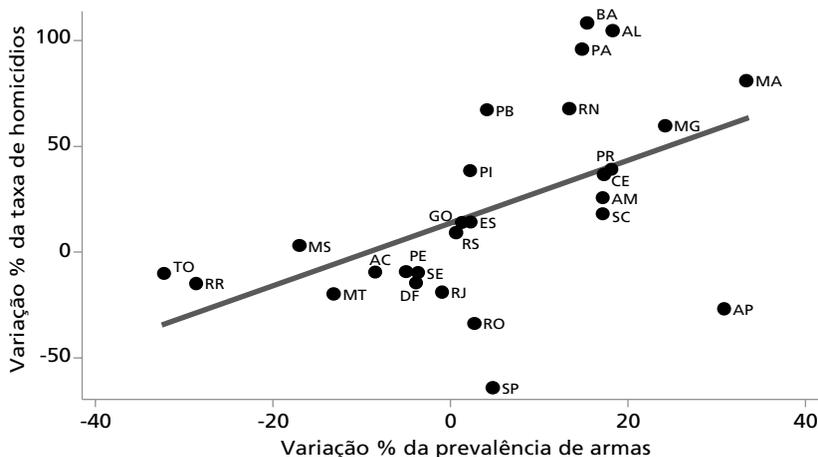


Fonte: Elaboração própria, com base em Depen/MJ, no caso dos dados de encarceramento, em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), no caso dos dados de homicídios, e em Pnads/IBGE, no caso dos dados de efetivo policial.

<sup>48</sup> Os dados para compor esse indicador foram obtidos do Depen/MJ, com informações reportadas pelos sistemas prisionais estaduais. Ocorre, que não há, pelo que se saiba, nenhum sistema de feedback ou crítica em relação a esses dados, e, muitas vezes alguns estados não informam sequer o número de detentos nas polícias (o que, aliás, é contra a Lei de Execuções Penais – Lei 7.210, de 11 de julho de 1984 – que estabelece seis tipos de estabelecimentos penais que se destinam ao encarceramento do condenado, ao submetido à medida de segurança, ao preso provisório e ao egresso).

Os dois últimos fatores “armas de fogo” e “drogas ilícitas” parecem ter um papel significativo para explicar a evolução dos homicídios nos estados brasileiros. No que se refere às armas, em primeiro lugar, cabe observar, na Tabela 6, que seu efeito sobre a taxa de homicídios nas unidades federativas é relativamente menor à média nacional, quando consideradas as décadas de 1980 e 1990, conforme apontado nas tabelas 2 e 3. Em segundo lugar, devemos observar que os 15 estados com melhor desempenho na evolução da taxa de homicídios (com exceção do Amapá) são exatamente aqueles ou com crescimento mais modesto, ou com redução no indicador de prevalência das armas de fogo. Do mesmo modo, nos 12 estados com aumento mais significativo dos homicídios, encontrou-se um aumento mais acentuado no indicador de armas (com exceção da Paraíba e Piauí), conforme pode ser visualizado no Gráfico 18.

**Gráfico 18. Prevalência de armas de fogo e taxa de homicídios – 2001 a 2007 (variação % por UF)**



Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

O indicador de mortes por ingestão de drogas ilícitas – utilizado aqui como uma *proxy* para a demanda por drogas – revela,

talvez, o problema de maior gravidade a ser encarado pela sociedade e pelo Estado para os próximos anos. A Tabela 6 deixa indicado que os efeitos das drogas ilícitas sobre a violência letal são significativos e atingem praticamente todas as unidades federativas. Os resultados expressos nessa tabela permitem que se levante a hipótese de estar em curso um alastramento nos mercados de drogas ilícitas no Brasil que, no século passado, era um problema reconhecidamente de grandes metrópoles com São Paulo e Rio de Janeiro, mas que na última década veio atingindo decisivamente vários estados do Nordeste, do Norte e do Centro-Oeste, além de Minas Gerais. Contudo, temos que reconhecer algumas limitações da *proxy* utilizada para a análise das drogas no nível das unidades federativas, sobretudo em relação aos estados menos populosos, tendo em vista o padrão da letalidade por ingestão de drogas ilícitas no Brasil, que faz com que essas mortes sejam um evento raro.<sup>49</sup> Desse modo é possível que, para uma localidade específica, ainda que a demanda por drogas esteja crescendo substancialmente, o indicador não venha a captar esse crescimento do mercado de drogas, pelo menos momentaneamente. Talvez essa limitação explique por que o efeito das drogas vem sendo tão modesto em alguns dos estados com maior aumento da taxa de homicídios como Bahia, Alagoas, Pará,<sup>50</sup> Rio Grande do Norte e Paraíba.

## 5. Conclusões

Não obstante a tragédia social que representa a violência letal no Brasil nas últimas três décadas, ainda hoje muito pouco se sabe para

---

<sup>49</sup> *A taxa de letalidade varia de acordo com o perfil do consumo, conforme discutido na Seção 3.3 do Capítulo 2.*

<sup>50</sup> *Em relação ao Pará, existe uma questão não levada em consideração que se relaciona ao mercado ilícito de exploração de mogno, conforme discutido por Chimeli e Soares (2011).*

compor um quadro que permita a compreensão dos fatores que impulsionaram a sua dinâmica regular e sistemática. A ausência dos indicadores mais básicos – como: efetivo policial; padrão de detenções; aprisionamento e condenações por tipo de delito; taxas de subnotificação e taxas de atrito no sistema de justiça criminal – é em si um bom indicador do real interesse por esse tema pelas autoridades e da qualidade da política pública.

Um dos objetivos deste trabalho foi justamente o de produzir uma base de dados que permitisse a investigação desse fenômeno desde os anos 1980. Entre os indicadores reunidos, temos o efetivo policial, as taxas de encarceramento, a prevalência de armas de fogo, de drogas ilícitas e de ingestão de bebidas alcoólicas, entre outros. Adicionalmente, investigamos se algumas das variáveis mais relevantes, de acordo com a literatura econômica de *causação* do crime, dão conta de explicar o padrão temporal e espacial dos homicídios no Brasil. Entre as inúmeras variáveis analisadas, escolhemos sete fatores, que são aqueles em que há, aparentemente, um maior consenso nessa literatura para a explicação dos crimes violentos. Especificamente, nossa análise foi calcada na avaliação do papel potencial da renda *per capita*, da desigualdade de renda, da proporção de homens jovens na população, do efetivo policial, da taxa de encarceramento e da prevalência de drogas ilícitas e armas de fogo.

De acordo com as estimativas existentes na literatura e levando em conta a evolução desses sete fatores, ao longo das últimas três décadas, observamos, em primeiro lugar, que cerca de 66% da variação da taxa de homicídios pode ser explicada por esses fatores analisados, em sintonia, portanto, com o preconizado pela teoria econômica do crime.

Em segundo lugar, concluímos que o grau de importância de cada um dos fatores analisados para impulsionar ou conter os homicí-

dios mudou substancialmente nos últimos trinta anos. Na análise desenvolvida, é possível que o grau de importância potencial de alguns fatores tenha sido superdimensionado, tendo em vista os problemas de causalidade reversa presentes, que dificultam a interpretação dos efeitos das variações dos fatores como sendo exógenas. Particularmente, tal relativização deve ser observada no que se refere aos efeitos do efetivo policial, das taxas de encarceramento e da disponibilidade das armas de fogo.

Vimos como as adversidades e tensões sociais da década perdida possivelmente foram os elementos que impulsionaram o esgarçamento da segurança pública, fazendo aumentar a impunidade, com impacto sobre os incentivos ao crime, ainda que sejam levados em conta o aumento da taxa de encarceramento observada no início da década e a diminuição de homens jovens na população, que atuaram em sentido contrário. Já na segunda metade dos anos 1980, verificamos o aumento na prevalência de armas e drogas que, potencialmente, impulsionou o crescimento substantivo dos homicídios na virada da década e a dinâmica dos homicídios no período seguinte.

Nos anos 1990, por outro lado, os fatores socioeconômicos e demográficos tiveram importância diminuta, num período em que, aparentemente, a dinâmica da letalidade foi influenciada por uma verdadeira corrida armamentista, não contida nem pelo expressivo aumento das taxas de encarceramento, nem pela busca por proteção privada.

A esse respeito, a relação entre a provisão de segurança privada e pública é, sem dúvida, um ponto pouco estudado, porém crucial do ponto de vista normativo e de elaboração de políticas públicas. Quais as potenciais implicações para a segurança pública do fortalecimento da indústria de proteção privada? Um primeiro aspecto a se observar é a externalidade negativa e a potencial ineficiência que

decorre da provisão da proteção privada. Tal fenômeno se deve, pois, à provisão de segurança privada para mais ricos que faz aumentar a probabilidade de predação da propriedade dos mais pobres. Segundo Anderson e Bandiera (2005), essa externalidade está na raiz da dificuldade para a imposição de uma política de segurança socialmente eficiente. De acordo com a análise desenvolvida nesse trabalho, para uma gama considerável de valores dos parâmetros do modelo, existe pouco ou nenhum benefício líquido para, em equilíbrio, o Estado regular ou substituir a segurança privada, sobretudo quando a capacidade do governo de prover segurança pública eficaz é relativamente baixa e limitada. Todavia, ainda que o Estado, com uma função de bem-estar utilitarista, se torne mais capaz e efetivo no provimento de segurança, ele também pode ser incapaz de implantar uma política eficiente. Isso ocorreria por uma questão de economia política, tendo em vista que os mais ricos podem preferir o excessivo provimento de segurança privada (do ponto de vista social) ao eficiente nível de provimento de segurança pública, que não distingue ricos e pobres. Desse modo, segundo aqueles autores, mesmo que um Estado possa ser forte para prevenir a ação da segurança privada, é implausível que os governantes ajam contra os interesses dos mais afortunados.

Desde 2001, uma série de elementos passou a conspirar no sentido positivo para fazer diminuir a elevada taxa de homicídios no Brasil. O aumento da renda *per capita* e a sistemática diminuição da desigualdade de renda fizeram diminuir os incentivos a favor do crime. O envelhecimento da população também teve um efeito substancial para fazer cair a taxa de homicídios no país. Por outro lado, a reação do aparelho de segurança pública, que fez aumentar em 64% a taxa de encarceramento, também deve ter gerado algum efeito para

diminuir os crimes violentos, em especial os homicídios. Reforçando o cenário positivo em curso, a política de controle das armas de fogo, patrocinado pelo Estatuto do Desarmamento e pelas campanhas do desarmamento, parece ter contido o processo de profusão destas, que, nas décadas anteriores, aumentava a taxas bastante significativas. O elemento a destoar foi o crescimento e a expansão do mercado de drogas ilícitas no país, que fizeram aumentar, em seis anos, as mortes pela ingestão dessas em 133%.

Quando analisamos a evolução regional da letalidade nesses últimos anos, percebemos uma grande heterogeneidade. Os dados revelaram um movimento de convergência nas taxas de homicídios, com os estados tradicionalmente mais violentos conseguindo diminuí-las e os estados outrora mais calmos sofrendo um expressivo aumento delas. No que se refere aos fatores potencialmente causadores desse desempenho, ainda que a melhoria no campo socioeconômico tenha sido generalizada no Brasil, seus efeitos foram amplamente diferenciados de estado para estado. Já o envelhecimento da população ocorreu nas regiões onde houve maior diminuição ou contenção da taxa de homicídios, ao passo que o aumento mais significativo da violência letal se deu naquelas unidades federativas em que a proporção de jovens aumentou de forma mais substantiva. A evolução do efetivo policial, segundo o indicador utilizado, mostrou-se bastante heterogênea, com alguns estados aumentando de forma significativa o contingente de policiais, outros mantendo a estabilidade desse indicador e algumas unidades federativas diminuindo o efetivo *per capita*. Já o aumento das taxas de encarceramento foi observado em todas as regiões, o que deve ter contribuído para o controle da taxa de homicídios, pelo menos em algumas unidades federativas. O controle da difusão das

armas de fogo teve uma similaridade com o processo de envelhecimento da população nos estados, sendo que o aumento na prevalência das armas foi maior naquelas localidades onde aumentou a proporção de homens jovens na população. Ainda que sejam levadas em consideração as deficiências do uso da *proxy* de drogas para análises mais locais, esse indicador deixa claro estar em curso um processo de crescimento dos mercados de drogas ilícitas, provavelmente relacionado à epidemia de *crack*, que se espalhou de São Paulo, nos anos 1990, para outras regiões do país, principalmente no Nordeste, em alguns estados do Norte e em Minas Gerais.

Os indicadores apresentados na Tabela 6 parecem mostrar que nas regiões onde houve o maior crescimento da taxa de homicídios, foi onde se observou, concomitantemente, o aumento mais acentuado de jovens, drogas e armas (ainda que não inequivocamente). Esse fato seria consistente com as evidências levantadas por Blumstein (1995) e Cork (1999), que argumentaram que a epidemia de *crack* nos Estados Unidos teria fomentado a profusão de armas entre os jovens, o que fez elevar a vitimização, sobretudo a juvenil. Os resultados aqui encontrados também são consistentes com as evidências discutidas por De Mello (2010), que sugeriu que o aumento da violência em São Paulo na década de 1990 e a sua posterior queda nos anos 2000 tenham sido causados em parte pelo aumento e depois queda na demanda por *crack* naquele estado. De qualquer forma, os elementos apresentados nesse trabalho não permitem uma conclusão mais substantiva sobre a ligação entre jovens, drogas e armas de fogo no Brasil, questão essa que merecia ser mais bem aprofundada.

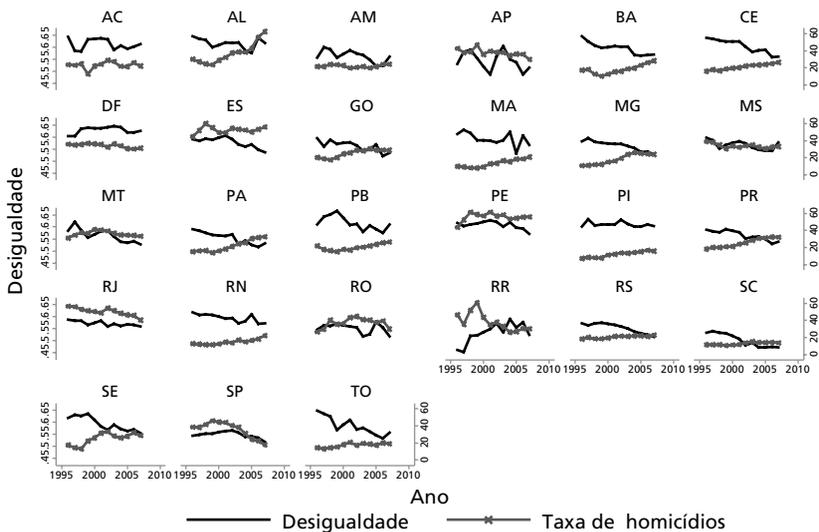
De modo geral, os achados neste trabalho são consistentes com os resultados encontrados na literatura de economia do crime e indicam que a importância dos fatores que impulsionam a comple-

xa dinâmica da violência letal pode variar de forma significativa de região para região e de período para período. Contudo, conforme já enfatizado antes, as interpretações aqui discutidas têm que ser relativizadas ante a precariedade da qualidade de alguns dados e ante os potenciais problemas de endogeneidade, tendo em vista que nossa análise foi alicerçada na hipótese de que as elasticidades estimadas para os sete fatores foram obtidas a partir de estratégias de identificação que permitiram captar apenas o impacto de variações exógenas de cada fator sobre a taxa de homicídios.

Inúmeras questões merecem ser aprofundadas em futuras investigações. Em particular, além do aprimoramento dos indicadores mais básicos, dois pontos nos parecem bastante relevantes. O primeiro é entender melhor a alocação dos recursos do Estado brasileiro no sistema de justiça criminal e a efetividade de suas ações (já que, no momento, nem sabemos com certeza quantos policiais temos e qual a sua produtividade). Por exemplo, alguns estados, como São Paulo, conseguiram diminuir a taxa de homicídios mais do que seria esperado, de acordo com nossa análise. Esse resultado seria consequência de determinadas políticas públicas que se estendem para além do efetivo policial, do controle de armas, do envelhecimento da população e do aumento da taxa de encarceramento? Em segundo lugar, uma grande lacuna na literatura diz respeito ao papel das drogas para impulsionar o crime e quais as políticas públicas para lidar com o que parece ser o grande problema do século, pelo menos na área da segurança pública. Até o momento, as duas soluções ofertadas, da guerra às drogas e da redução de danos, com a descriminalização da demanda, redundaram em um enorme fracasso e não tocaram nas grandes questões relacionadas à eventual diminuição na demanda por drogas e à violência sistêmica decorrente da constituição do mercado ilícito.

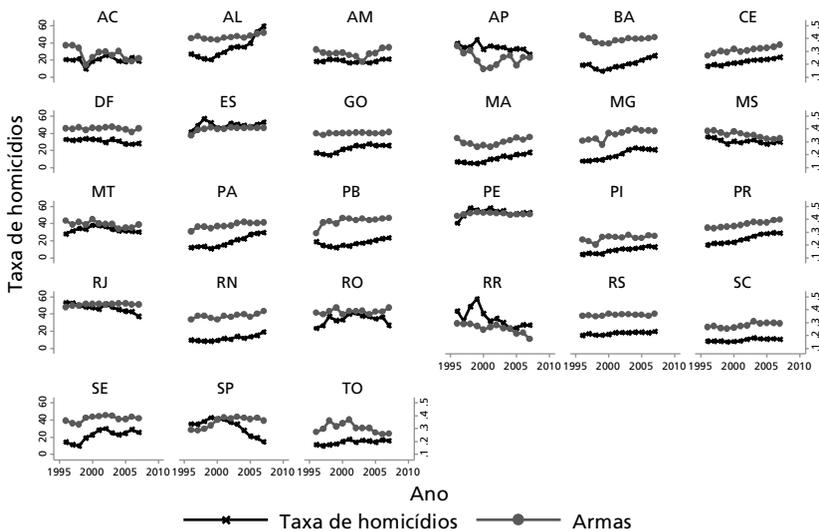
## 6. Apêndice

**Gráfico A1. Desigualdade e taxas de homicídios nas unidades federativas**



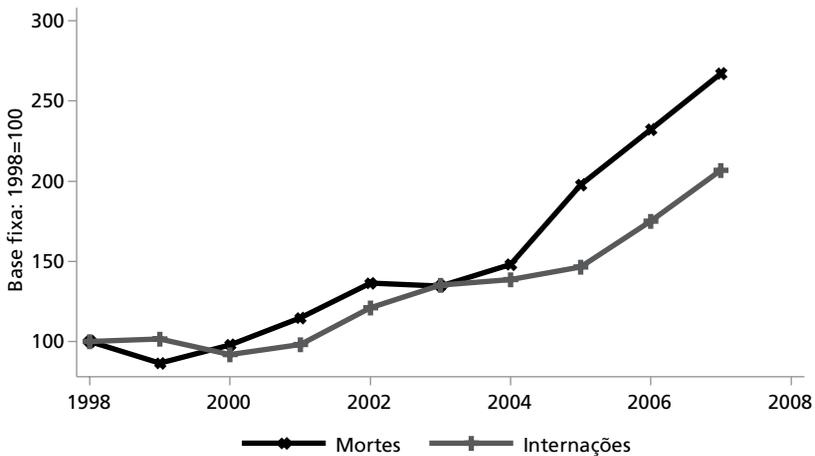
Fonte: Elaboração própria.

**Gráfico A2. Armas de fogo e taxas de homicídios nas unidades federativas**



Fonte: Elaboração própria.

**Gráfico A3. Mortes e internações por drogas ilícitas**



Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

Nota: Variação da taxa por 100.000 habitantes.

**Tabela A1. Letalidade no consumo de drogas psicoativas**

Ano	Tratamento com transtornos mentais/ comportamentais por uso de drogas ilícitas		
	Internações	Média de dias	Taxa de mortalidade
1998	13.905	23,6	0,2
1999	13.958	23,5	0,13
2000	13.086	25,0	0,17
2001	14.185	24,7	0,15
2002	17.738	24,9	0,17
2003	20.054	23,2	0,32
2004	20.809	23,0	0,35
2005	22.632	21,7	0,35
2006	27.420	21,0	0,21
2007	32.847	21,5	0,22

Fonte: SIH/Datasus.

## 7. Referências

- ANDERSON J. E.; BANDIERA, O. Private enforcement and social efficiency. *Journal of Development Economics*, 77, 341-366, 2005.
- BAER, W. A. *Economia brasileira*. São Paulo: Nobel, 1995.
- BARROS, R. P.; MENDONÇA, R. S.; DUARTE, R. P. N. *Pobreza, desigualdade de renda e bem-estar: uma avaliação da evolução histórica e das disparidades regionais*. Documento de apoio ao Relatório sobre o Desenvolvimento Humano no Brasil. Rio de Janeiro: Ipea, set. 1995.
- BECKER, G. Crime and punishment: an economic approach. *Journal of Political Economy*, v. 76, p. 169-217, The University of Chicago Press, 1968.
- BECKER, G. S.; MURPHY, K. M. A theory of rational addiction. *Journal of Political Economy*, v. 96, n. 4, p. 675-700, The University of Chicago Press, ago. 1988.
- BENSON, B. L.; RASMUSSEN, D. W. Relationship between illicit drug enforcement policy and property crime. *Contemporary Policy Issues*, 9, p. 106-115, West Virginia University, 1991.
- BENSON, B. L. *et al.* Is property crime caused by drug use or by drug enforcement policy? *Applied Economics*, 24, p. 679-692, Florida State University, 1992.
- BICKEL, W. K.; DEGRANDPRE, R. J. *Drug policy and human nature: psychological perspectives on the prevention, management, and treatment of illicit drug abuse*. Nova York: Plenum Press, 1996.
- BIDERMAN, C.; DE MELLO, J. M. P.; SCHNEIDER, A. Dry laws and homicides: evidence from the São Paulo metropolitan area. *The Economic Journal*, 120 (março), p. 157-182, 2009.

BLAU, J. R.; BLAU, P. M. The cost of inequality: metropolitan structure and violent crime. *American Sociological Review*, v. 47, n. 1, Washington, 1982.

BLUMSTEIN, A. Youth violence, guns, and the illicit-drug industry. *J. Crim. Law Criminol*, 86, p. 10-36, Northwestern University, 1995.

CAMPBELL, B. K.; STARK, M. J. Psychopathology and personality characteristics in different forms of substance abuse. *International Journal of Addiction*, 25, p. 1.467-1.474, Bethesda MD, 1990.

CARLINI, E. A.; GALDURÓZ, J. C.; NOTO, A. R.; CARLINI, C. M.; OLIVEIRA, L. G.; NAPPO, S. A.; MOURA, Y. G.; SANCHEZ, Z. V. D. M. *II levantamento domiciliar sobre o uso de drogas psicotrópicas no Brasil: estudo envolvendo as 108 maiores cidades do país – 2005*. São Paulo: Páginas & Letras, 2007. v. 1, 472p.

CARNEIRO, D. D.; MODIANO, E. Ajuste externo e desequilíbrio interno: 1980-1984, 1990. In: ABREU, M. (org.). *A ordem do progresso – cem anos de política econômica republicana 1889-1989*. Rio de Janeiro: Campus, 1990.

CEBRID – CENTRO BRASILEIRO DE INFORMAÇÕES SOBRE DROGAS PSICOTRÓPICAS. *Drogas psicotrópicas*. São Paulo: Universidade Federal de São Paulo – Departamento de Psicobiologia, 1978.

CERQUEIRA, D. R. C.; LOBÃO, W. J. A. Criminalidade, ambiente socioeconômico e polícia: desafios para os governos. *Revista de Administração Pública*, v. 38, mai.-jun., 2004.

CERQUEIRA, D. R. C.; LOBÃO, W. J. A.; CARVALHO, A. X. Y. O jogo dos sete mitos e a miséria da segurança pública no Brasil. In: CRUZ, M. A. V. G.; BATITUCCI, E. C. (orgs.). *Homicídios no Brasil*. Rio de Janeiro: Editora da FGV, 2007.

CHIMELI, A. B.; SOARES, R. R. The use of violence in illegal markets: evidence from mahogany trade in the Brazilian Amazon. *IZA Discussion Papers*, 5.923, Institute for the Study of Labor (IZA), 2011.

COOK, P. J.; LUDWIG, J. Defensive gun uses: new evidence from a national survey. *Journal of Quantitative Criminology*, v. 14, n. 2, 1998.

\_\_\_\_\_. *The effects of gun prevalence on burglary: deterrence vs inducement*. NBER, 2002. Working Paper 8.926.

CORK, D. Examining space-time interaction in city-level homicide data: crack markets and the diffusion of guns among youth. *Journal of Quantitative Criminology*, v. 15, n. 4, 1999.

CORMAN, H.; MOCAN, H. N. A time-series analysis of crime, deterrence, and drug abuse in New York City. *American Economic Review*, 90(3): 584-604, 2000.

DEARDEN, J.; PAYNE, J. Alcohol and homicide in Australia. *Trends & Issues in Crime and Criminal Justice*, n. 372, Australian Institute of Criminology, jul. 2009.

DE MELLO, J. M. P. *Assessing the crack hypothesis using data from a crime wave: the case of São Paulo*. Rio de Janeiro, Pontifícia Universidade Católica – Departamento de Economia, 2010. (Texto para Discussão, n. 586)

DE MELLO, J. M. P.; SCHNEIDER, A. *Age structure explaining a large shift in homicides: the case of the state of São Paulo*. Rio de Janeiro: Pontifícia Universidade Católica, 2004. (Texto para Discussão, n. 549)

DUGGAN, M. More guns, more crime. *Journal of Political Economy*, v. 109, n. 5, 2001.

EHRlich, I. Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation. *Journal of Political Economy*, v. 81, p. 521-565, 1973.

ENTORF, H.; SPENGLER, H. Socioeconomic and demographic factors of crime in Germany: evidence from panel data of the German states. *International Review of Law and Economics*, v. 20, p. 75-106, 2000.

FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. What causes violent crime? *European Economic Review*, v. 46, iss. 7, p. 1.323-1.377, ago. 2002.

FLOOD-PAGE, C. *et al. Youth crime: findings from the 1998/99 youth lifestyles survey*. Home Office Research, Development and Statistics Directorate Crime and Criminal Justice Unit, United Kingdom, 2000. Home Office Research Study 209.

FREEMAN, R. B. *Crime and the job market*. Cambridge: NBER, 1994. Working Paper 4.910.

GIAMBIAGI, F.; MOREIRA, M. M. (Orgs.). *A economia brasileira nos anos 90*. Rio de Janeiro: BNDES, 1999.

GOLDSTEIN, P. J.; BROWNSTEIN, H. H. *Drug-related crime analysis – homicide*. A report to the National Institute of Justice, Rockville, U.S., jul. 1987.

GOULD, E. D.; WEINBERG, B. A.; MUSTARD, D. B. Crime rates and local labor market opportunities in the United States: 1979-1997. *Journal of Economic Literature*. Codes: K4,J0, p. 1-58, Sidney, 2000.

GRAHAM, J.; BOWLING, B. *Young people and crime*. United Kingdom: Great Britain Home Office. Research and statistics Dept., 1995.

GREENWOOD, P. W.; PETERSILIA, J.; CHAIKEN, J. *The criminal investigation process*. Lexington: D.C. Health, 1977.

HIRSCHI, T. *Causes of delinquency*. Berkeley: University of California Press, 1969.

HIRSCHI, T.; GOTTFREDSON, M. Age and the explanation of crime. *American Journal of Sociology*, 89, p. 552-584, The University of Chicago, 1983.

HOLLOWAY, T. H. *Polícia no Rio de Janeiro – repressão e resistência numa cidade do século XIX*. Rio de Janeiro: Editora da FGV, 1997.

HUNNICUTT, G. *Cross-national homicide victimization: age and gender specific risk factors*. Greensboro: University of North Carolina, 2004. Mimeo.

IBGE – INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. *Anuário estatístico do Brasil*. Rio de Janeiro: vários anos (1981 a 1992).

KAPLAN, J. *The hardest drug: heroin and public policy*. Chicago: University of Chicago Press, 1983.

KELLING G. L. *et al. The Kansas City preventive patrol experiment a technical report*. Washington: Police Foundation, 1974.

KILLIAS, M. International correlations between gun ownership and rates of homicide and suicide. *Canadian Medical Association Journal*, 148(10), Canada, mai. 1993.

KIVIVUORI, J. Sudden increase of homicide in early 1970s Finland. *Journal of Scandinavian Studies in Criminology and Crime Prevention*, v. 3, p. 6-21, 2002.

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, fev. 2004.

LEGGE, S. Youth and violence: phenomena and international data. *New Directions for Youth Development*, n. 119, Wiley Periodicals, Inc., 2008.

LEMGRUBER, J.; MUSUMECI, L.; CANO, I. Quem vigia os vigias? Um estudo sobre o controle externo da polícia no Brasil. Rio de Janeiro: Record, 2003.

LESTER, D. Crime as opportunity: a test of the hypothesis with European homicide rates. *British Journal of Criminology*, 31, p. 186-188, Reino Unido, 1991.

LEVITT, S. D. The effect of prison population size on crime rates: evidence from prison overcrowding litigation. *Quarterly Journal of Economics*, 111(2), p. 319-351, mai. 1996.

\_\_\_\_\_. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime. *American Economic Review*, 87(3), p. 270-290, jun. 1997.

\_\_\_\_\_. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime: Reply. *American Economic Review*, 92(4), 1.244-1.250, set. 2002.

\_\_\_\_\_. Understanding why crime fell in the 1990s: four factors that explain the decline and six that do not. *Journal of Economic Perspectives*, v. 18, n. 1, p. 163-190, Stanford University, 2004.

LUDWIG, J. Concealed-gun-carrying laws and violent crime: evidence from state panel data. *International Review of Law and Economics*, 18, p. 239-254, New York, 1998.

MARVELL, T.; MOODY, C. Specification problems, police levels and crime rates. *Criminology*, 34(4), p. 609-646, nov. 1996.

- McCrary, J. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime: comment. *The American Economic Review*, v. 92, n. 4, p. 1.236-1.243, University of California, set. 2002.
- McDOWALL, D. Firearm availability and homicide rates in Detroit, 1951-1986. *Social Forces*, 69(4), p. 1.085-1.101, Oxford University Press, jun. 1991.
- McDOWALL, D.; LOFTIN, C.; WIERSEMA, B. Easing concealed firearms laws: effects on homicide in three states. *The Journal of Criminal Law & Criminology*, v. 86, n. 1, Northwestern University, 1995.
- MERTON, R. K. Social structure and anomie. *American Sociological Review*, v. 3, p. 672-682, Washington, 1938.
- MESSNER, S. F. Economic discrimination and societal homicide rates: further evidence on the cost of inequality. *American Sociological Review*, v. 54, p. 597-611, Washington, ago. 1989.
- MESSNER, S. F.; ROSENFELD, R. Crime and the American dream. In: COTE, S. (org.). *Criminological theories – bridging the past to the future*. Universidade de Michigan: Sage Publication Inc., 2001.
- MINGARDI, G. *Tiras, gansos e trutas – segurança pública e polícia civil em São Paulo (1983-1990)*. São Paulo: Corag, 1991.
- MOREIRA, M. M.; NAJBERG, S. O impacto da abertura comercial sobre o emprego: 1990-1997. In: GIAMBIAGI, F.; MOREIRA, M. M (orgs.). *A economia brasileira nos anos 90*. Rio de Janeiro: BNDES, 1999.
- NEWTON, G. D.; ZIMRING, F. *Firearms and violence in American life – a staff report submitted to the National Commission on the Causes and Prevention of Violence*. Washington: Government Printing Office, 1969.

PARKER, R. N.; CARTMILL, R. S. Alcohol and homicide in the United States 1934-1995 – or one reason why U.S. rates of violence may be going down. *The Journal of Criminal Law & Criminology*, v. 88, n. 4, Northwestern University, 1998.

PARKER, R. N.; REBHUN, L. *Alcohol and homicide: a deadly combination of two American traditions*. Albany: State University of New York Press, 1995.

PRATT, T. S.; GODSEY, T. W. Social support, inequality, and homicide: a cross-national test of an integrated theoretical model. *Criminology*, v. 41, n. 3, Washington State University, 2003.

PRIDEMORE, W. A. Weekend effects on binge drinking and homicide: the social connection between alcohol and violence in Russia. *Addiction*, 99, p.1.034-1.041, Bethesda MD, 2004.

RAZVODOVSKY, Y. E. Homicide and alcohol poisoning in Belarus, 1970-2005. *Drugs: education prevention and policy*, 15(1), p. 7-14, Grodno State Medical University, fev. 2008.

REIS, M.; CAMARGO, J. M. Desemprego dos jovens no Brasil: os efeitos da estabilização da inflação em um mercado de trabalho com escassez de informação. *Revista Brasileira de Economia*, v. 61, n. 4, Rio de Janeiro, out.-dez. 2007.

RESIGNATO, A. J. Violent crime: a function of drug use or drug enforcement? *Applied Economics*, v. 32, p. 681-688, 2000.

ROSSOW, I. Alcohol and homicide: a cross-cultural comparison of the relationship in 14 European countries. *Addiction*, 96, Supplement 1, p. S77-S92, Bethesda MD, 2001.

\_\_\_\_\_. Alcohol consumption and homicides in Canada, 1950-1999. *Contemporary Drug Problems* 31. New York: Federal Legal Publications Inc., Fall, 2004.

SAPORI, L. F.; MEDEIROS, R. (Orgs.). *Crack: um desafio social*. Belo Horizonte: Editora PUC Minas, 2010. 220p.

SCHELLING, T. C. What is the business of organized crime? *Journal of Public Law*, 20, p.71-84, 1971.

SHERMAN, L. W.; SHAW, J. W.; ROGAN, D. P. *The Kansas city gun experiment*. Washington: National Institute of Justice – Research in Brief, jan. 1995.

SLOAN, J. H. *et al.* Handgun regulations, crime, assaults, and homicide – a tale of two cities. *New England Journal of Medical*, 319, p. 1.256-1.262, 1988.

SOARES, L. E. *Meu casaco de general: quinhentos dias no front da segurança pública do Rio de Janeiro*. Rio de Janeiro: Companhia das Letras, 2000.

\_\_\_\_\_. *Novas políticas de segurança pública. Estudos Avançados* 17 (47), São Paulo, 2003.

SOARES, R. R. Development, crime and punishment: accounting for the international differences in crime rates. *Journal of Development Economics*, 73(1), p. 155-184, 2004.

SOARES, R. R.; NARITOMI, J. *Understanding high crime rates in Latin America: the role of social and policy factors*. Universidade de Harvard, 2009. Mimeo.

SPELMAN, W.; BROWN, D. K. *Calling the police: citizen reporting of serious crime*. Washington: Government Printing Office, 1984.

STICKLEY, A.; CARLSON, P. Alcohol and homicide in early 20th-century Russia. *Contemporary Drug Problems* 32, New York, Winter, 2005.

STOLZENBERG, L.; D'ALESSIO, S. J. Gun availability and violent crime: new evidence from the national incident-based reporting system. *Social Forces*, 78(4), p. 1.461-1.482, Oxford University Press, jun. 2000.

SUTHERLAND, E. H. Development of the theory. In: SCHUESSLER, K. (ed.), *Edwin Sutherland on analyzing crime*. 1. ed. 1942. Chicago: Chicago University Press, p. 30-41, 1973.

THORNBERRY, T. P. Empirical support for interactional theory: a review of the literature. In: HAWKINS, J. D. (ed.). *Some current theories of crime and deviance*. New York: Cambridge University Press, p. 198-235, 1996.

WOLPIN, K. I. An economic analysis of crime and punishment in England and Wales, 1894-1967. *Journal of Political Economy*, 86, p. 815-840, 1978.

ZAVERUCHA, J. *Polícia civil de Pernambuco: o desafio da reforma*. Recife: Ed. Universitária UFPE, 2004.

ZHANG, J. The effect of welfare programs on criminal behavior: a theoretical and empirical analysis. *Economic Inquiry*, v. 35, p. 120-137, University of Oregon, 1997.

ZIMRING, F. E. *The great American crime decline*. Oxford: Oxford University Press, 2007.

## Capítulo 2

# Menos armas, menos crimes

### Resumo

*Mais armas causam mais ou menos crimes? Há os que advogam que a difusão das armas de fogo faz diminuir seu preço no mercado ilegal, além de encorajar soluções violentas para os conflitos interpessoais. Alguns autores, por outro lado, apontam o efeito dissuasão ao crime, motivado pelo aumento do custo esperado do criminoso em lidar com uma vítima potencialmente armada. Neste trabalho, em primeiro lugar, fizemos uma ampla análise da literatura sobre armas e crimes. Formulamos ainda um modelo teórico de demanda por armas para entender os canais que relacionam esses dois elementos. Por fim, elaboramos uma estratégia de identificação para estimar o efeito das armas sobre os crimes violentos e contra a propriedade, nos municípios paulistas, entre 2001 e 2007. A estratégia adotada se baseou no uso de variáveis instrumentais que nos permitiu explorar a variação temporal e cross section dos crimes e da prevalência de armas nos municípios. O instrumento foi elaborado com informações do Estatuto do Desarmamento (ED) – Lei nacional 10.826, sancionada em dezembro de 2003 – e a partir de uma medida de difusão de armas nos municípios paulistas em 2003. A hipótese identificadora é que o impacto do ED sobre a demanda por armas seria tanto maior quanto maior a prevalência das armas antes da promulgação da lei. Apresentamos evidências de que a política de desarmamento, operada no estado de São Paulo entre 2001 e 2007, foi um dos fatores relevantes que levou à diminuição nos crimes violentos, em particular nos homicídios (elasticidade em torno de 2,0). Por outro*

*lado, não encontramos evidências de qualquer efeito sobre outros crimes com motivação econômica, como latrocínio, roubo de veículos e tráfico de drogas ilícitas, o que sugere a irrelevância do eventual efeito dissuasão ao crime pela vítima potencialmente armada.*

## **1. Introdução**

No rastro do crescimento da criminalidade violenta, que ocorreu na segunda metade dos anos 1980 nos EUA, o debate sobre o papel das armas de fogo recrudescceu. Inúmeros trabalhos acadêmicos vêm sendo escritos sobre o tema desde então.

Vários autores procuram evidenciar a relação causal “mais armas, mais crimes”, entre os quais, Duggan (2001), Sherman, Shaw e Rogan (1995), Stolzenberg e D’Alessio (2000), McDowall (1991), McDowall, Loftin e Wiersema (1995), Cook e Ludwig (1998, 2002), Sloan *et al.* (1990), Ludwig (1998) e Newton e Zimring (1969), entre outros. Geralmente os argumentos utilizados nesses artigos são que: (i) o indivíduo que possui uma arma de fogo fica encorajado a dar respostas violentas para solução de conflitos interpessoais; (ii) o possuidor de armas fica com poder para coagir; (iii) do ponto de vista do criminoso, a posse da arma de fogo faz aumentar a produtividade e diminuir o risco do perpetrador cometer crimes; além de (iv) aumentar a facilidade e o acesso e, conseqüentemente, diminuir o custo da arma pelo criminoso no mercado ilegal.

Por outro lado, a conclusão de vários trabalhos é de que “mais armas, menos crimes”, entre os quais Bronars e Lott (1998), Lott e Mustard (1997), Kleck (1997) e Bartley e Cohen (1998). Segundo esses autores, a difusão de armas na população faria diminuir a taxa de crimes (pelo menos os crimes contra o patrimônio), uma vez que o uso

defensivo da arma de fogo (*defensive gun use*) pelas potenciais vítimas faria aumentar o custo esperado, para o perpetrador, de cometer crimes.

A despeito dos inúmeros artigos sobre o tema, aparentemente não se alcançou ainda um consenso acerca do efeito causal das armas de fogo sobre crimes. Possivelmente isso decorra de dificuldades relativas às metodologias envolvidas, que passam pela busca de uma medida confiável de prevalência de armas de fogo nas cidades, além dos clássicos problemas de simultaneidade e de variáveis omitidas. Por exemplo, alguns autores utilizaram *proxies* de validade bastante discutível para o estoque de armas de fogo nas localidades, como o número de revistas vendidas especializadas em armas de fogo<sup>51</sup> [Moody e Marvell (2002), Duggan (2001)] ou mesmo a produção e importação de armas de fogo [Kleck (1979)]. Em muitos outros trabalhos, nem mesmo se utilizou uma medida de prevalência das armas de fogo; quando a estratégia de identificação geralmente se baseou na análise da variação da taxa de crimes em cidades e estados americanos em que houve ou não uma mudança de legislação sobre o tema (o que descrevemos como a contenda do *shall issue concealed handgun*). Contudo, é bastante questionável interpretar uma mudança de lei como uma variação exógena, se essa mudança (na base de dados) ocorreu apenas em alguns estados, potencialmente como consequência da prevalência criminal nessas localidades. Por outro lado, as variáveis omitidas permanecem um problema central a ser atacado nas estratégias de identificação utilizadas para captar o efeito da mudança de legislação (*shall issue*).

A nossa contribuição para aferir a relação causal entre armas e crimes inclui o desenvolvimento de uma nova estratégia de identificação e a utilização de uma base de dados diferente daquela utilizada nos traba-

---

<sup>51</sup> Refere-se às quatro revistas especializadas em armas, de maior circulação nos EUA: American Rifleman, American Hunter, American Handgunner e Guns & Ammo.

lhos supramencionados, que se refere sempre ao caso norte-americano. A análise desenvolvida no presente trabalho utiliza informações de todos os 645 municípios paulistas, entre 2001 e 2007, período em que houve uma redução de 60,1% no número de homicídios nessas localidades, colocando o estado de São Paulo ao lado de Nova Iorque e Bogotá,<sup>52</sup> entre os exemplos internacionais de maior sucesso em termos da diminuição de crimes violentos, num relativo reduzido período de tempo.

A oportunidade para identificar o efeito causal pretendido surge com a implantação da já citada Lei nacional 10.826, o ED, que: (i) restringiu substancialmente a possibilidade de o cidadão ter acesso à arma de fogo;<sup>53</sup> (ii) aumentou o custo de aquisição e registro da arma de fogo;<sup>54</sup> e (iii) aumentou substantivamente o custo esperado de o indivíduo circular em vias públicas portando uma arma de fogo em situação irregular.<sup>55</sup> A instituição do ED funcionou, portanto, como uma variação exógena na demanda por armas no Brasil e constitui a pedra angular da estratégia de identificação aqui formulada.

Para contornar o problema da ausência de uma medida de difusão de armas de fogo nos municípios utilizamos uma *proxy*, reconheci-

---

<sup>52</sup> Em Nova Iorque a diminuição dos homicídios foi de 81% (1996/2007), ao passo que em Bogotá a queda foi de 71%, entre 1993 e 2003.

<sup>53</sup> Lei 10.826, de 22 de dezembro de 2003. Art. 4º Para adquirir arma de fogo de uso permitido o interessado deverá, além de declarar a efetiva necessidade [grifo nosso], atender aos seguintes requisitos: I - comprovação de idoneidade, com a apresentação de certidões de antecedentes criminais fornecidas pela Justiça Federal, Estadual, Militar e Eleitoral e de não estar respondendo a inquérito policial ou a processo criminal; II - apresentação de documento comprobatório de ocupação lícita e de residência certa; III - comprovação de capacidade técnica e de aptidão psicológica para o manuseio de arma de fogo, atestadas na forma disposta no regulamento desta Lei.

<sup>54</sup> Ver Lei 10.826, de 22 de dezembro de 2003. Art. 11.

<sup>55</sup> Lei 10.826, 22 de dezembro de 2003. Art. 12. Possuir ou manter sob sua guarda arma de fogo, acessório ou munição, de uso permitido, em desacordo com determinação legal ou regulamentar, no interior de sua residência ou dependência desta, ou, ainda no seu local de trabalho, desde que seja o titular ou o responsável legal do estabelecimento ou empresa: Pena - detenção, de 1 (um) a 3 (três) anos, e multa.

da na literatura internacional como a de melhor qualidade para esse fim, que é a proporção de suicídios perpetrados com o uso da arma de fogo, em relação ao total de suicídios ocorridos. Como instrumento principal, a fim de explorar a dimensão temporal e a variação *cross section* dos dados, utilizamos uma variável composta pela interação de uma *dummy* – que indica o período de vigência do ED – e a medida de prevalência de armas nos municípios antes da implantação do ED, sob a hipótese de que o efeito dessa lei deveria ser maior exatamente nos municípios onde a difusão das armas de fogo era maior antes de sua promulgação.

Com base no método desenvolvido neste trabalho, procuramos testar duas hipóteses: (i) a disponibilidade de armas faz aumentar os crimes violentos? e (ii) a disponibilidade de armas faz diminuir os crimes contra a propriedade? Para tanto, nós utilizamos dados do Sistema de Informação de Mortalidade (SIM), do Ministério da Saúde; e da Secretaria Estadual de Segurança Pública do Estado de São Paulo. Os seguintes incidentes foram analisados: homicídios dolosos; mortes por agressões; mortes por arma de fogo; lesões corporais dolosas; latrocínios; roubos de veículo e delitos envolvendo drogas ilícitas.

As evidências encontradas aqui sugerem que, no período analisado, houve efetivamente uma diminuição na prevalência de armas de fogo em São Paulo;<sup>56</sup> e que o desarmamento gerou efeitos importantes para fazer diminuir os crimes letais, mas não impactou significativamente os crimes contra o patrimônio, o que, indiretamente, implica a irrelevância do suposto efeito dissuasão ao crime

---

<sup>56</sup> *Associado à implementação do ED, desde fins dos anos 1990 o governo do estado de São Paulo vinha operando uma política de desarmamento no estado, com a priorização das apreensões de armas de fogo em situação ilegal. De 2001 a 2007 foram apreendidas 228.813 armas. Para se ter uma ideia da mobilização do esforço policial para esse fim, em 2007 haviam sido registradas no Sistema Nacional de Armas de Fogo (Sinarm) 82.237 armas de fogo (armas em situação legal) em todo o estado de São Paulo, ao passo que na campanha do desarmamento foram devolvidas, voluntariamente, 20.936 armas de fogo entre 2004 e 2008.*

pela vítima potencialmente armada. Ou seja, ao que tudo indica: “Menos armas, menos crimes”.

Na segunda seção, discutimos a relação entre armas e crimes, quando avançaremos da correlação estatística para a causalidade. Na terceira seção, formulamos um modelo teórico sobre a decisão individual de adquirir uma arma de fogo, a fim de compreender os canais que potencialmente associam a demanda por armas de fogo e crimes. Na quarta seção, produzimos uma análise empírica com base em modelos de dados em painel e variáveis instrumentais, e, na última, apresentam-se as conclusões.

## **2. Em busca do efeito causal entre armas e crimes**

O efeito causal da prevalência das armas de fogo sobre os crimes tem sido objeto de inúmeras investigações ao longo das últimas décadas por economistas, sociólogos, cientistas políticos e criminólogos em geral. O interesse no tema é proporcional à controvérsia dos resultados obtidos nos vários trabalhos, que em certa medida refletem a limitação dos dados disponíveis e a complexidade do fenômeno que impõe grandes desafios metodológicos aos pesquisadores.

### **2.1 Correlação entre armas e crimes**

Menos controversos têm sido os resultados que deixam clara a positiva correlação entre armas, suicídios e homicídios, no âmbito internacional. Por exemplo, Lester (1991) notou que, com base em informações de 16 nações europeias, existe uma alta correlação entre homicídios por perfuração de arma de fogo (PAF) e duas medidas de *proxy* de difusão de armas de fogo nos países, sendo elas a proporção de suicídios por PAF e a taxa de acidentes fatais envolvendo o uso de armas de fogo.

Killias (1993) também evidenciou a correlação positiva entre a disponibilidade de armas de fogo e taxas de homicídio e suicídio por PAF entre vários países. O autor utilizou dados da International Crime Survey (ICS), com informações sobre a propriedade de armas de fogo nos domicílios, produzida com base em perguntas por telefone, aplicada, em 1989, em 14 países diferentes (Austrália, Bélgica, Canadá, Inglaterra, Finlândia, França, Holanda, Irlanda do Norte, Noruega, Escócia, Espanha, Suíça, Estados Unidos e Alemanha Ocidental). Os dados de homicídios e suicídios foram extraídos da Organização Mundial de Saúde (OMS). Quatro conclusões foram obtidas: (i) existe uma correlação positiva entre a proporção de domicílios com armas de fogo (PDAF) e a proporção de homicídios e suicídios perpetrados com o uso da arma de fogo; (ii) existe uma correlação positiva entre a PDAF e as taxas de homicídios e suicídios por PAF; (iii) não existe uma correlação negativa entre a PDAF e as taxas de homicídios e suicídios praticadas com o uso de outro meio qualquer; e (iv) existe uma correlação positiva entre a PDAF e as taxas de homicídios e suicídios totais, praticados por qualquer meio.

## **2.2 Da correlação para a causalidade: aspectos metodológicos**

Um primeiro aspecto a ser observado na busca pela identificação do efeito causal entre armas e crimes diz respeito ao resultado teórico ambíguo, largamente reconhecido na literatura e estilizado em modelos teóricos como em Dezhbakhsh e Rubin (2003) ou Moody e Marvell (2002). Em termos gerais, duas forças se contrapõem. Por um lado, a difusão de armas na população: (i) aumenta o poder de letalidade do meio utilizado pelos indivíduos para a resolução de conflitos violentos; (ii) aumenta o poder de coação do portador de armas, encorajando respostas violentas à

solução de conflitos; e (iii) facilita o acesso e diminui o custo de aquisição da arma pelo criminoso, seja pelo aumento da oferta no mercado secundário, seja pelo aumento do volume de armas roubadas. Por outro lado, o aumento da demanda de armas pela população pode gerar um efeito externalidade que resulta na diminuição de crimes, uma vez que a percepção do criminoso da maior probabilidade de se deparar com uma vítima armada aumentaria o custo esperado do crime, gerando um efeito dissuasão.<sup>57</sup> Desse modo, a relação de causalidade entre armas e crimes só pode ser evidenciada empiricamente. Contudo, várias dificuldades metodológicas têm que ser superadas para identificar corretamente o efeito causal.

### 2.2.1 Proxies utilizadas

Em primeiro lugar, tendo em vista a natureza local dos eventos criminais, que decorre de restrições e oportunidades presentes no ambiente dos indivíduos, seria recomendável utilizar unidades de análises menos agregadas do que o nível nacional, como informações por cidades ou distritos.<sup>58</sup> Todavia, mesmo nos EUA, ou em outros países desenvolvidos, essas informações não estão disponíveis nesse nível de agregação. Daí a necessidade de se obterem *proxies*<sup>59</sup> razoáveis sobre a prevalência de armas de fogo nas localidades.

---

<sup>57</sup> Nos EUA, boa parte da discussão na literatura gira em torno dessa questão e da estimação do volume de armas para uso defensivo pela população (defensive gun uses).

<sup>58</sup> Quanto maior a unidade espacial de análise, maior a possibilidade de haver o conhecido erro da falácia ecológica, que decorre de um erro de interpretação dos dados estatísticos, em que a inferência que se procura fazer relacionada ao comportamento individual é baseada em informações estatísticas agregadas, quando se supõe que cada indivíduo possui as características, oportunidades e restrições médias presentes na população e no ambiente local.

<sup>59</sup> Segundo Wooldridge (2002, p. 63), uma variável  $z$  é uma boa proxy para uma variável latente (não observável)  $q$ , caso  $z$  seja uma variável redundante na equação estrutural  $y = f(x, q)$ , onde  $x$  é um vetor de covariáveis. Isto é:  $E(y|x, q, z) = E(y|x, q)$ . Dito de outro modo, condicional a  $x$  e  $q$ , a variável  $z$  deveria ser irrelevante para explicar  $y$ . Por outro lado, se deveria esperar uma forte correlação entre  $z$  e  $q$ . A questão empiricamente complicada de se avaliar a validade da proxy é o pesquisador conseguir justamente alguma amostra da variável  $q$ .

A busca por *proxies* válidas de prevalência de armas é uma das características mais marcantes da literatura sobre armas e crimes. Uma grande diversidade de variáveis tem sido utilizada para esse fim, como: venda de revistas especializadas em armas de fogo [Duggan (2001)]; índice de densidade de armas de fogo constituído pela proporção de roubos e suicídios cometidos com o uso da arma de fogo [McDowall (1991)]; número de registro de armas de fogo em órgãos administrativos [Cummings *et al.* (1997)]; estimativa de armas com base no volume de armas defasadas e mediana da renda familiar [Kleck (1979)]; número de permissão para porte de armas e número de armas roubadas reportadas à polícia [Stolzenberg e D'Alessio (2000)]; proporção de suicídios por PAF [Cook e Ludwig (2002)]; e um índice composto por informações provenientes de uma pesquisa domiciliar (General Social Survey), da proporção de suicídios por PAF e da venda das quatro revistas mais populares especializadas em armas nos EUA [Moody e Marvell (2002)].

Kleck (2004) investigou a validade de várias medidas de difusão de armas de fogo nas cidades, utilizadas largamente na literatura. Nesse trabalho, foram analisadas 25 diferentes medidas de prevalência da arma de fogo nas localidades. A avaliação se deu em cinco níveis diferentes de agregação, envolvendo: (i) as 45 maiores cidades americanas; (ii) uma amostra de 1.078 cidades americanas; (iii) dados por estados americanos; (iv) amostra de 36 nações; (v) dados de séries temporais para os EUA de 1972 a 1999. A avaliação foi baseada no cálculo do coeficiente de Pearson, no qual cada localidade teve seu peso ponderado pela população local. A medida principal (pensada como de maior qualidade pelo autor), da qual foram feitas as comparações, foi o percentual de residências com armas de fogo, obtida com base na pesquisa General Social Survey. Segundo Kleck, os resultados indicaram que, com exceção das

medidas que envolvem a porcentagem de suicídios cometidos com arma de fogo, as demais medidas têm validade bastante questionável.

Para além da dificuldade de se obterem boas *proxies* para a prevalência de armas, existem potenciais problemas de endogeneidade que tornam particularmente complexa a identificação de seu efeito sobre a prevalência de crimes nas localidades, sendo esses os problemas de simultaneidade, de variáveis omitidas e de erros de medida que podem viesar e tornar inconsistentes as estatísticas, ou mesmo inverter o sinal correto destas.

### **2.2.2 Os problemas de simultaneidade, de variáveis omitidas e de erro de medida**

Entender as causas que alimentam as dinâmicas criminais locais é sem dúvida uma tarefa árdua, posto que o fenômeno é extremamente complexo e pode envolver fatores como a estrutura familiar; relações interpessoais (como grupos de amizades, gangues etc.); a prevalência de fatores criminogênicos (como armas, drogas e álcool); e oportunidades nos mercados legais e ilegais, culminando com a forma de funcionamento do sistema de justiça criminal. Portanto, tendo em vista, por um lado, a grande lista de potenciais elementos que estariam causando o crime e, por outro lado, a não observabilidade (estatística) de muitos desses elementos, há, sem dúvida, o problema de variáveis omitidas que, se não adequadamente tratado, pode levar a estimativas viesadas e inconsistentes do efeito das armas sobre o crime.

Outro problema da maior importância diz respeito à questão da simultaneidade. Do ponto de vista teórico, tanto é possível que a prevalência de armas gere efeitos sobre o crime, como pode também ser resultante do nível de criminalidade geral. Nesse caso, a estimativa de um efeito positivo de armas em relação aos crimes tem pouco significado, pois pode decorrer do fato de os indivíduos demandarem mais armas

como consequência do aumento do crime, ainda que o efeito das armas tivesse sido no sentido de dissuadir os criminosos.

Conceitualmente, a prevalência de armas deveria ser uma variável predeterminada, sem o que haveria uma correlação entre “armas” e o erro não observável da equação de crime, o que levaria, novamente, a um viés na estimativa. Contudo, como as variáveis são geradas conjuntamente, há que se lançar mão de algum método que venha a contornar esse problema de simultaneidade.

Por fim, existe ainda o problema de erros de medida que, contudo, tem consequências menos graves no que se refere à estimação do efeito das armas sobre crimes. De modo geral, dois potenciais erros de medida podem ocorrer. Em primeiro lugar, em face do problema da subnotificação de crimes, é de se esperar que a variável dependente seja medida com erro. Esse problema não tem muita importância no caso de crimes letais contra a vida e no caso de roubo e furtos de automóveis, cuja subnotificação é residual. Em outros crimes, como furtos, lesões dolosas etc., a taxa de subnotificação pode chegar a 80%, conforme indicam as várias pesquisas de vitimização aplicadas no Brasil. Ainda assim, havendo regularidade nessa taxa de subnotificação, não haveria também maiores problemas. Ocorre que a subnotificação, bem como a demanda por armas, aumenta ou diminui a depender da percepção da população quanto à qualidade e confiança na polícia, que é uma variável não observada. Nesse caso, o problema da subnotificação levaria a estimativas viesadas e inconsistentes. Portanto, os problemas de variáveis omitidas e de simultaneidade têm grande importância na formulação de uma modelagem para se estimar o efeito causal das armas sobre o crime. Para que os coeficientes estimados sejam não viesados e consistentes, faz-se necessário lançar mão de uma estratégia de identificação que trate de modo adequado

esses dois problemas. A princípio, uma estratégia de identificação extremamente crível passaria pela formulação de um experimento natural no qual, para duas subpopulações com características idênticas, se fizesse uma variação exógena da política que se quer avaliar, em apenas uma dessas subpopulações. Obviamente, como no caso em pauta tal experimento é fora de cogitação, restam outras abordagens alternativas que procuram, em última instância, emular os resultados que se teria com o uso de um experimento natural.

Desse modo, as estratégias de identificação do efeito causal de armas sobre o crime passam por utilizar alternativa ou conjuntamente as seguintes abordagens: (i) eliminação de efeitos fixos não observados subjacentes às localidades por meio de transformações nos dados (painel com efeito fixo ou modelo em diferenças); (ii) uso de variáveis *proxies* para controlar o efeito de variáveis omitidas que variam no tempo; e (iii) uso de variáveis instrumentais.

Na estratégia de identificação, o uso de uma ou de várias abordagens dependerá em parte da natureza da base de dados: se contém informações individuais ou agregadas por localidade; e se as informações estão disponíveis numa dimensão *cross section* apenas, ou ainda para vários períodos (painel). Na seção a seguir, passaremos em revista alguns dos artigos mais discutidos nessa literatura de armas e crimes, chamando a atenção não apenas para a diversidade de estratégia de identificação empregada, mais ainda para a dificuldade de se conseguir identificar corretamente o efeito pretendido.

### **2.3 Mais armas causam mais ou menos crimes?**

A literatura em torno do efeito das armas sobre o crime se desenvolveu em sua maior parte nos EUA, tendo três características marcantes. Em

primeiro lugar, muita discussão tem sido travada em torno de medidas de *proxy* para armas – conforme discutimos anteriormente – e do volume de armas em poder das famílias americanas para uso defensivo (*defensive gun use*). Em segundo lugar, as estratégias de identificação do efeito causal adotadas na grande maioria dos trabalhos são bastante frágeis e muitas vezes se baseiam ou na análise dos coeficientes de *dummies* associadas à mudança da lei nos estados americanos quanto ao porte de armas (Shall Issues Concealed Handgun Law) ou em análises de causalidade temporal entre armas e crimes. De qualquer modo, a maioria dos artigos é pouco convincente em relação ao tratamento adequado dos problemas de simultaneidade e de variáveis omitidas. Por fim, há uma ambiguidade nos resultados empíricos encontrados. Ainda que a maioria dos trabalhos aponte evidências no sentido de uma causalidade positiva entre armas e crimes há, por outro lado, vários autores que defendem o contrário, ou mesmo que não haja qualquer relação de causalidade entre eles.

Alguns autores examinaram não a relação entre armas de fogo e crimes, mas se a presença da arma em residências faz aumentar a probabilidade de vitimização dos próprios residentes. Entre esses, Kellermann *et al.* (1993), com base nas informações obtidas nos registros policiais e em visitas aos domicílios, empregaram técnicas de *matching* com regressão logística condicional para concluir que a arma de fogo mantida em casa para a proteção, pelo contrário, é um fator de risco de homicídio no domicílio, independentemente de outros fatores. Nessa mesma linha de investigação, Cummings *et al.* (1997) analisaram os incidentes envolvendo suicídio e homicídios, com base em modelos georreferenciados, em que se consideraram as informações de registros de armas de fogo (curtas), desde 1940 a 1993, nos EUA. A partir de regressões logísticas, os autores concluíram que famílias com histórico de

aquisição de armas correm o risco de algum membro cometer suicídio ou sofrer homicídio duas vezes maior do que aquelas famílias que não possuem armas, e que esse risco persiste por mais de cinco anos após a aquisição da arma de fogo.

Um dos trabalhos pioneiros, em que se empregaram dados agregados e variáveis instrumentais para identificar o efeito causal de armas sobre homicídios, deveu-se a McDowall, que adotou um índice de densidade de armas de fogo, constituído pela soma da proporção de roubos e suicídios cometidos com o uso de arma, na cidade de Detroit, entre 1951 e 1986 [McDowall (1991)]. Para tratar de potenciais problemas de variáveis não omitidas e simultaneidade, o autor utilizou como instrumento uma variável dicotômica igual à unidade a partir de 1968, quando aconteceram os episódios de grandes conflitos raciais e de violência na cidade. A hipótese do uso dessa *dummy* como instrumento é que aquele foi um momento marcante, que funcionou como um choque exógeno na demanda por armas doravante, sem efeito na taxa de homicídios futura. McDowall estimou que a elasticidade das armas sobre os homicídios era de 1,3. Além de os dados utilizados serem de uma única cidade, duas possíveis críticas adicionais ao trabalho se referem à ausência de algum indicador de *enforcement* na análise, bem como de qualquer discussão e apresentação de resultados relativos ao primeiro estágio das estimações.

A partir de fins da década de 1980, como consequência do crescimento da criminalidade violenta nos EUA, houve algumas mudanças de legislação que possibilitaram a oportunidade de se identificar o efeito causal entre armas e crimes. De fato, em 1993, o Congresso americano adotou o Brady Handgun Violence Prevention Act, uma lei que aumentou o controle sobre a aquisição da arma de fogo pelos indivíduos. Por outro lado, 31 estados americanos, seguindo o exemplo da Flórida,

aprovaram, a partir de 1987,<sup>60</sup> uma mudança na legislação de modo a permitir que os cidadãos tenham licença para circular portando armas de fogo (*shall issue concealed handgun*). Essa alteração na lei basicamente mudava a natureza do processo para a emissão de licença para o porte de arma, que antes dependia de uma autorização discricionária do órgão competente no estado que, via de regra, restringia a licença (*may issue*), para um protocolo não discricionário, em que a autoridade deveria necessariamente conceder a licença (*shall issue*). Desse modo, a introdução do *shall issue concealed handgun* poderia afetar a demanda por armas (ou a circulação de armas nas ruas) e servir como elemento que permitisse a identificação do efeito de armas sobre crime.

McDowall, Loftin e Wiersema (1995) inauguraram a contenda do *shall issue*. Eles avaliaram os efeitos da mudança na Concealed Firearms Laws (pela qual a regra passou de *may issue* para *shall issue*) sobre os homicídios, em grandes cidades pertencentes a três estados americanos (Flórida, Mississippi e Oregon). Com base nos dados mensais do National Center for Health Statistics (NCHS), os autores elaboraram modelos de simulação com base em análises de séries temporais do tipo ARIMA,<sup>61</sup> quando concluíram que: (i) a mudança para a *shall issue* não levou à diminuição dos homicídios, ao menos nas grandes áreas urbanas; e (ii) essa mudança fez aumentar o número de assassinatos por PAF. Lott e Mustard (1997) criticaram o trabalho de McDowall, Loftin e Wiersema (1995) pelo fato de esses autores terem utilizado dados de poucas cidades (quando existiam dados disponíveis para muitas outras cidades); por não terem escolhido um mesmo período temporal para análise; e por não terem utilizado um mesmo método para a escolha

---

<sup>60</sup> Até 1986, nove estados americanos permitiam o porte de armas de fogo em vias públicas.

<sup>61</sup> Autoregressive integrated moving average.

das cidades. Por outro lado, McDowall, Loftin e Wiersema (1995) passaram ao largo dos problemas de endogeneidade presentes. Os autores não fizeram menção a qualquer estratégia de identificação que tentasse mitigar os problemas de simultaneidade e de variáveis omitidas.

Lott e Mustard (1997) também investigaram o efeito do Concealed Handguns Law (*shall issue*) sobre os crimes violentos e contra a propriedade, num dos artigos mais discutidos e controvertidos nessa literatura. Em relação ao trabalho de McDowall, Loftin e Wiersema (1995), Lott e Mustard (1997) utilizaram uma base de dados bem mais ampla, contendo dados longitudinais por estados e *counties* dos EUA, de 1977 a 1992. Por outro lado, houve uma preocupação dos autores em contornar os problemas de endogeneidade com o uso de variáveis instrumentais. Nesse trabalho, a variável de interesse (a *dummy* para as localidades onde a *shall issue* foi sancionada) foi regredida num primeiro estágio contra: o percentual da população que é membro da National Rifle Association; o percentual da população do estado que votou no partido republicano; e o percentual da população negra e da população branca. Segundo os autores, a regulação da *shall issue* fez com que os crimes violentos diminuíssem, sem que mortes acidentais por armas de fogo tenham aumentado. Por outro lado, eles encontram evidências de que os criminosos tenderiam a substituir determinados crimes contra a propriedade, em que a probabilidade de contato com a vítima é maior, por outros delitos nos quais a chance de contato é baixa. Vários autores mostraram que o trabalho de Lott e Mustard (1997) tem inúmeras limitações, cabendo destaque às críticas de Duggan (2001) e Dezhbakhsh e Rubin (1998, 2003). Segundo Duggan (2001), os resultados encontrados por Lott e Mustard (1997) foram viesados por consequência de problemas de quatro naturezas: (i) pela especificação equivocada do erro-padrão entre os *counties* pertencentes a um mesmo estado em deter-

minado ano, que deveriam ser correlacionados, mas não foram tratados dessa forma;<sup>62</sup> (ii) pela necessidade de a *dummy* que capta o efeito da lei ser igual em todos os *counties* de um determinado estado, o que não foi feito;<sup>63</sup> (iii) pelo uso de variáveis de controle medidas com grande imprecisão e mecanicamente associada à variável dependente;<sup>64</sup> e (iv) por um problema de seleção de amostra, já que uma substancial parcela de observações de *counties* em cada ano são *missing*. Já Dezhbakhsh e Rubin (1998, 2003) criticaram o trabalho de Lott e Mustard (1997) pelo fato de estes restringirem os coeficientes comportamentais da equação estimada, de modo que fossem iguais para as localidades onde a lei foi ou não introduzida.

Duggan (2001) em vez de se limitar à análise dos coeficientes das *dummies*, utilizou como *proxy* para a prevalência de armas de fogo nos *counties* a venda de revista especializada em armas de fogo de mão (*Guns & Ammo*). Para analisar a relação entre armas de fogo e homicídios, com base nos dados de Uniform Crime Report (UCR) e NCHS, o autor estimou um modelo com efeito fixo na localidade, em que os resultados indicaram uma elasticidade em torno de 0,2. A questão da causalidade reversa foi abordada pelo autor, com base na análise de regressões em que os homicídios e as armas eram explicadas, respectivamente, pelas armas e pelos homicídios defasados um e dois períodos, além de outras variáveis socioeconômicas de controle. Contudo, aparentemente o trabalho de Duggan também tem duas principais limitações. Em primeiro lugar, o tratamento dinâmico elaborado por esse

---

<sup>62</sup> Segundo Duggan (2001, p. 1.109): “In essence, Lott and Mustard are assuming that are 700 independent ‘natural experiments’ when in fact there are only 10.”

<sup>63</sup> A única exceção seria a Filadélfia, que foi isenta da legislação de concealed firearms da Pensilvânia.

<sup>64</sup> Por exemplo, o número de crimes entra no numerador da variável dependente, mas no denominador da taxa de prisões.

autor não trata o problema de simultaneidade que afeta as estimativas, apenas constitui alguma evidência de que o efeito da causalidade é mais forte no sentido de armas causarem crimes do que o contrário. Por outro lado, o problema de variáveis omitidas que variam no tempo e que são correlacionadas com a variável de interesse também não foram tratadas adequadamente. Entre essas, não houve nem mesmo tratamento de controle quanto ao efeito do *enforcement* provocado pela segurança. Por outro lado, é trivial notar que a venda de revista responde à renda dos consumidores e ao preço das próprias revistas, o que foi ignorado pelo autor. Aliás, o preço das revistas poderia ter servido como um ótimo instrumento, já que se correlaciona com a venda de revistas, mas não com o erro da equação principal.

Dezhbakhsh e Rubin (1998, 2003) partiram de uma formulação teórica, na qual o indivíduo escolhe a alocação de tempo entre as atividades legais e ilegais. Nessa abordagem, a lei que flexibilizou o porte de armas é introduzida ao afetar o custo de aquisição da arma e ao afetar o risco de *enforcement* privado da população armada, de modo que o resultado analítico é dúbio quanto à lei gerar aumento ou diminuição do crime. Essa estrutura teórica, que deixa claro que os indivíduos respondem comportamentalmente à lei, foi utilizada para criticar o trabalho de Lott e Mustard (1997), no qual o efeito da lei se daria apenas no intercepto da equação de crime (o coeficiente da *dummy*), mas restringe que os coeficientes comportamentais da equação sejam iguais para as localidades onde a lei foi ou não implementada. Utilizando os mesmos dados de Lott e Mustard (1997), os autores estimaram dois modelos separados, para as regiões onde a lei foi e não foi introduzida, respectivamente, quando calcularam a taxa de crime contrafactual que teria ocorrido nas localidades onde a lei não foi introduzida, caso ela tivesse sido introduzida. Para calcular esse efeito contrafactual, os autores uti-

lizaram os parâmetros estimados com base nas regiões onde a lei foi implementada, com os dados das regiões onde a lei não havia sido sancionada. Os resultados encontrados apontaram para uma pequena queda no número de homicídios, aumento dos roubos e ambiguidade nos demais crimes. Contudo, a metodologia desenvolvida por Dezhbakhsh e Rubin (1998) pressupõe, implicitamente, que a sanção da lei tenha sido um evento aleatório. No entanto, pode haver características não observáveis que tenham determinado o fato de alguns *counties* terem introduzido ou não a lei. Nesse caso, a metodologia empregada também não dá conta de resolver o problema de viés.

Ludwig (1998) desenvolveu um método criativo para identificar e avaliar o efeito da implantação do *shall issue*. Utilizando dados de homicídios por estado, provenientes do U.S. Department of Health and Human Services e ainda informações da estrutura demográfica, de 1977 a 1994, o autor explorou o fato de que a mudança na legislação só deveria afetar os indivíduos maiores de 18 anos, elegíveis para a compra de armas. Com base nesse pressuposto, ele utilizou a vitimização de jovens como grupo de controle e formulou um modelo de *diferenças em diferenças em diferenças* para estimar o efeito da mudança da legislação. Basicamente, o método calcula a diferença de vitimização entre adultos e jovens, antes e após a implantação da *shall issue*, tomando a diferença da diferença e, por fim, fez a diferença desses resultados para as localidades onde a lei foi ou não implementada. Com isso, o autor acredita ter resolvido o problema de variáveis omitidas e de simultaneidade e chegou à conclusão de que, se a implantação da lei teve algum resultado, este foi no sentido de aumentar a taxa de homicídio adulto. O modelo formulado parece se sustentar em duas hipóteses implícitas cruciais (não discutidas pelo autor): (i) a vitimização de adultos se dá por adultos, assim como a de jovens se dá por jovens; e (ii) a não alteração na demanda e no porte de

armas por jovens. Contudo, a plausibilidade dessas hipóteses é bastante discutível. Como o autor mesmo lembra, no período analisado há significativas alterações nas atividades das gangues e do consumo de *crack*. É razoável imaginar que essas mudanças possam ter gerado impacto no perfil da dinâmica dos homicídios, talvez com jovens matando mais adultos para roubar e poder consumir a droga, ou adultos matando mais jovens a fim de se defender. Por outro lado, não é claro que a segunda hipótese seja verdadeira em face dos fatos observados por Cook, Molliconi e Cole (1995): (i) o despreparo e a ineficácia da fiscalização dos revendedores de armas feita pelo Bureau of Alcohol Tobacco and Firearms; (ii) a inexistência de controles nos mercados secundários de armas; e (iii) o fato de que, potencialmente, significativa parcela de jovens, assim como de adultos, porte armas de fogo nos EUA, a despeito de não possuir licença, conforme assinalado por Bjerregaard e Lizotte (1995).

Cook e Ludwig (2002) analisaram, com base em modelos de painel com variáveis instrumentais, o efeito causal das armas sobre os roubos e invasões de domicílios, que era uma importante lacuna na literatura tendo em vista que, segundo os defensores da tese de que mais armas geram menos crimes, haveria menos chances de domicílios serem roubados naquelas regiões onde é maior a probabilidade da vítima em potencial possuir arma de fogo. Esses autores utilizaram duas bases de dados, alternativas (UCR e NCVS) para obter as informações de roubos e arrombamentos de domicílios (*burglaries*) e adotaram como *proxy* para armas a proporção de suicídios cometidos com o uso de arma de fogo. No modelo desenvolvido, a “proporção da população do estado que vivia em áreas rurais em 1950” serviu como instrumento para armas. Os resultados indicaram a elasticidade das armas em relação aos *burglaries* como variando no intervalo entre 0,3 e 0,7. Com isso, Cook e Ludwig concluíram que manter armas em casa, ao contrário de gerar externalidades, por meio

do potencial efeito dissuasão, aumenta a chance de roubo e invasões a domicílios, como consequência do efeito incentivo de roubar uma arma.

Outra lacuna na literatura dizia respeito ao uso da arma de fogo legal e ilegal pelos jovens para a prática de crimes letais e não letais. Stolzenberg e D'Alessio (2000) fizeram uso de uma base de dados inédita do National Incident-based Reporting System (NIBRS), para a Carolina do Sul, entre 1991 e 1994, que permitiu identificar por *county* não apenas o número de crimes violentos, mas aqueles (mesmo os não letais) que foram praticados com o uso de arma de fogo e por jovens. Como medida de armas de fogo ilegais foi utilizado o número de armas roubadas (reportadas à polícia) e, como medida de armas legais, o número de armas registradas (*concealed weapon permits* – CWP). Foram formulados quatro modelos com efeito fixo na localidade e no tempo, em que as variáveis dependentes foram, respectivamente: a taxa de crimes violentos; a taxa de crimes com armas; a taxa de crimes com armas de fogo praticados por jovens; e a taxa de crimes com faca. Como variáveis explicativas foram utilizadas as medidas de armas legais e ilegais, variáveis socioeconômicas e demográficas, bem como taxas de prisões. Entre as conclusões obtidas, os crimes violentos, bem como os crimes perpetrados com armas de fogo e os praticados com armas de fogo por jovens, são afetados positivamente pela disponibilidade de armas ilegais, mas não pela disponibilidade de armas legais. Ainda, os autores não encontraram evidências de haver efeito substituição da arma de fogo por armas brancas. Não obstante a importância do trabalho por tentar responder questões até então não investigadas empiricamente, o problema da simultaneidade e da presença de variáveis omitidas que variam no tempo, não tratados no artigo, podem estar conduzindo o resultado.

A conclusão geral da literatura envolvendo armas e crimes sugere uma relação positiva entre essas duas variáveis, conforme apon-

tado na Tabela 1, a seguir. Parece não haver dúvidas acerca de uma correlação positiva entre a difusão das armas de fogo e a prevalência de homicídios e de suicídios por PAF no âmbito internacional. A investigação empírica sobre a relação causal entre armas e crimes, contudo, é um tema ainda em aberto, em face não apenas da limitação dos dados disponíveis, mas também da dificuldade metodológica para formular uma estratégia de identificação convincente.

**Tabela 1. Armas e crimes segundo vários autores**

Artigo	Localidade	Período	Método	Resultados em relação às armas
Lester (1991)	16 nações europeias	1989	Correlação	Alta correlação com homicídios por PAF
Killias (1993)	14 países desenvolvidos	1989	Correlação	Alta correlação com homicídios e com suicídios com e sem o uso da arma
Sloan <i>et al.</i> (1988)	Seattle e Vancouver	1980 a 1986	Comparação de diferença de médias	Correlação com lesões dolosas por PAF e com homicídios por PAF
Kellermann <i>et al.</i> (1993)	EUA (Tennessee, Washington e Ohio)	1987 a 1992	Regressão logística	A posse da arma é um fator de risco para algum familiar sofrer um homicídio
Kleck (1979)	EUA (dados agregados)	1947 a 1973	2SLS	Elasticidade em relação aos homicídios = 0,4
Cummings <i>et al.</i> (1997)	EUA (dados por setor censitário)	1940 a 1993	Regressão logística	A arma em casa dobra a probabilidade de alguém sofrer suicídio ou homicídio no domicílio
McDowall (1991)	EUA (Detroit)	1951 a 1986	GLS com variáveis instrumentais	Elasticidade em relação aos homicídios = 1,3
Stolzenberg e D'Alessio (2000)	EUA (Carolina do Sul)	1991 a 1994	OLS com efeito fixo	Crimes violentos, crimes praticados com armas e crimes com armas perpetrados por jovens respondem à disponibilidade de armas ilegais, mas não de armas legais

(continua)

(continuação)

Artigo	Localidade	Período	Método	Resultados em relação às armas
Cook e Ludwig (2002)	EUA (dados por cidades)	1987 a 1998	IV2SLS	Elasticidade da arma em relação às invasões a domicílios entre 0,3 e 0,7
Moody e Marvell (2002)	EUA (dados por estado)	1977 a 1998	<i>Pooled OLS</i>	Não há relação de causalidade entre armas e crimes
McDowall, Loftin e Wiersema (1995)	EUA (grandes cidades da Flórida, Mississippi e Oregon)	1973 a 1982	Modelos de intervenção baseado em ARIMA	A SI não teve efeito sobre os homicídios, mas fez crescer os homicídios por PAF
Lott Jr. e Mustard (1997)	EUA (dados por cidades e estados)	1977 a 1992	<i>Pooled OLS</i> e IV2SLS	A SI fez diminuir os crimes violentos
Duggan (2001)	EUA (dados por cidades e estados)	1980 a 1998	Regressão em diferenças	Elasticidade em relação aos homicídios = 0,2 e não houve efeito da SI sobre crimes
Bartley e Cohen (1998)	EUA (dados por cidades)	1977 a 1992	Regressão ( <i>extreme bound analysis</i> )	A SI levou a uma diminuição dos crimes violentos
Ludwig (1998)	EUA (dados por estados)	1977 a 1994	Diferenças em diferenças em diferenças	O efeito da SI ou foi nulo ou foi no sentido de aumentar o homicídio de adultos
Bronars e Lott Jr. (1998)	EUA (dados por cidades)	1977 a 1992	<i>Pooled OLS</i> e IV2SLS	A SI fez diminuir os crimes violentos
Dezhbakhsh e Rubin (1998, 1999)	EUA (dados por cidades e estados)	1977 a 1992	2SLS	Pequena queda no número de homicídios, aumento dos roubos, e ambiguidade nos demais crimes

Fonte: Elaboração própria.

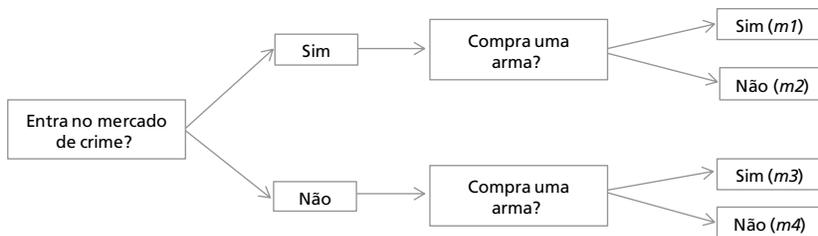
SI = "Shall Issue". Mudança de lei que flexibilizou o porte de armas nos EUA.

### 3. Modelo teórico

A modelagem teórica que formularemos aqui procura explorar a ideia de que os indivíduos tomam basicamente duas decisões, em relação a participar do mercado criminal e em relação a adquirir uma arma. Desse modo, supomos que, em cada uma das  $j$  cidades, residem  $i$  indivíduos

que, após tomadas suas decisões, podem se encontrar em quatro situações distintas (mercados), conforme sugerido na Figura 1, a seguir. O indivíduo pode: (i) participar do mercado criminal com arma ( $m1$ ); (ii) participar do mercado criminal sem arma ( $m2$ ); (iii) não participar do mercado criminal, mas possuir uma arma para sua defesa ( $m3$ ); ou (iv) não participar do mercado criminal e não possuir uma arma ( $m4$ ).

**Figura 1. Decisão de comprar uma arma de fogo**



Fonte: Elaboração própria.

### 3.1 Utilidade dos indivíduos

A utilidade do indivíduo é descrita por:

$$(1) \quad u_{ijm} = R_{ijm}$$

onde,

$$R_{ijm} = I[= 1 \text{ se } m = 1,2] \{ \phi_j \beta_m - \gamma_{jm} - I[= 1 \text{ se } m = 1](c + c_{ij}) \} + \\ I[= 1 \text{ se } m = 3,4] \{ W_{ij} + I[= 1 \text{ se } m = 3](d_j - c) \}$$

$\phi_j$  = renda per capita;

$\beta_m$  = parâmetro que indica a produtividade marginal do crime;

$\gamma_{jm}$  = valor monetário esperado das perdas com a punição;

$c$  = custo da arma no mercado legal;

$c_{ij}$  = sobrepreço da arma no mercado ilegal;

$W_{ij}$  = rendimento obtido no mercado de trabalho;

$d_j$  = equivalente monetário de a vítima possuir uma arma.

Vamos supor que o rendimento do indivíduo no mercado legal de trabalho depende da renda *per capita* da cidade, conforme:

$$(2) \quad W_{ij} = \phi_j + v_{ijm}$$

onde  $v_{ijm}$  é um componente idiossincrático não observável.

O valor monetário esperado das perdas com a punição – conforme descrito na equação (3) – é uma função de três componentes: (i) do custo esperado com o aprisionamento [que depende do custo de oportunidade por ser preso ( $\Psi_m$ ) e da esperança de ser preso, que estamos supondo ser uma função direta da taxa de aprisionamento na cidade]; (ii) do custo associado ao *enforcement* privado [que depende do custo esperado associado a uma resposta armada pela vítima ( $\Gamma_m$ ) e da probabilidade de essa resposta ocorrer, que estamos supondo ser uma função direta da prevalência de armas na cidade]; e (iii) de um termo não observável que depende das especificidades associadas à interação mercado-cidade ( $\mu_{jm}$ ).

$$(3) \quad \gamma_{jm} = \Psi_m \cdot prisao_j + \Gamma_m \cdot arma_j + \mu_{jm}$$

O sobrepreço cobrado no mercado ilegal de armas, por sua vez, também é uma função negativa da prevalência de armas na cidade e do conhecimento do indivíduo nessa cidade, que é um componente não observável, conforme apontado a seguir.

$$(4) \quad c_{ij} = -\eta \cdot arma_j + e_{ij}$$

Com as especificações descritas pelas equações de (1) a (4), a utilidade de um indivíduo  $i$  em uma cidade  $j$ , para cada uma das quatro opções, é descrita por:

$$(5) \quad u_{ij1} = \phi_j \beta_1 - \psi_1 \cdot prisao_j + (\eta - \Gamma_1) \cdot arma_j - c + \underbrace{\mu_{j1} - e_{ij}}_{\xi_{ij1}}$$

$$(6) \quad u_{ij2} = \phi_j \beta_2 - \psi_2 \cdot prisao_j - \Gamma_2 \cdot arma_j + \underbrace{\mu_{j2}}_{\xi_{ij2}}$$

$$(7) \quad u_{ij3} = \phi_j + d_j - c + \underbrace{v_{ij3}}_{\xi_{ij3}}$$

$$(8) \quad u_{ij4} = \phi_j + \underbrace{v_{ij4}}_{\xi_{ij3}}$$

Note que não há, *a priori*, motivos para acreditar que os componentes não observados em cada equação sejam correlacionados, motivo pelo qual agregaremos todos esses não observáveis no termo de erro  $\xi_{ijm}$ .

### 3.2 Probabilidade associada às escolhas

Com base nas equações (5) a (8), podemos calcular a probabilidade de um indivíduo escolher cada uma das quatro opções, que chamaremos de mercado criminal com armas, mercado criminal sem armas, vítima potencial armada e vítima potencial desarmada.

$$\begin{aligned} Prob(m = 1) &= Prob[u_{ij1} > u_{ij2}; u_{ij1} > u_{ij3}; u_{ij1} > u_{ij4}] \\ &= Prob[\xi_{ij1} - \xi_{ij2} > \phi_j \cdot (\beta_2 - \beta_1) - (\psi_2 - \psi_1) \cdot prisao_j - (\Gamma_2 - \Gamma_1 + \eta) \cdot arma_j + c; \\ &\quad \xi_{ij1} - \xi_{ij3} > \phi_j \cdot (1 - \beta_1) + \psi_1 \cdot prisao_j - (\eta - \Gamma_1) \cdot arma_j; \\ &\quad \xi_{ij1} - \xi_{ij4} > \phi_j \cdot (1 - \beta_1) + \psi_1 \cdot prisao_j - (\eta - \Gamma_1) \cdot arma_j + c]. \end{aligned}$$

Ou seja,

$$\begin{aligned} Prob(m = 1) &= Prob(\bar{\xi}_{12} > V_{12}; \bar{\xi}_{12} > V_{13}; \bar{\xi}_{12} > V_{14}) \\ (9) \quad Prob(m = 1) &= \int_{V_{14}}^{\infty} \int_{V_{13}}^{\infty} \int_{V_{12}}^{\infty} f(\bar{\xi}_{12}; \bar{\xi}_{13}; \bar{\xi}_{14}) d\bar{\xi}_{12} \bar{\xi}_{13} \bar{\xi}_{14} \end{aligned}$$

Vamos supor que a distribuição dos erros  $\bar{\xi}_{kl}$  seja *extreme value type I* e que os mesmos sejam i.i.d. Nesse caso, a equação (9) pode ser expressa por:

$$(10) \quad Prob(m = 1) = \frac{\exp(\phi_j \beta_1 - \psi_1 \cdot prisao_j + (\eta - \Gamma_1) \cdot arma_j - c)}{A}$$

onde:

$$A = 1 + \exp(\phi_j \beta_1 - \psi_1 \cdot \text{prisao}_j + (\eta - \Gamma_1) \cdot \text{arma}_j - c) + \exp(\phi_j \beta_2 - \psi_2 \cdot \text{prisao}_j - \Gamma_2 \cdot \text{arma}_j) + \exp(\phi_j + d_j - c) + \exp(\phi_j)$$

O mesmo procedimento se aplica para calcular  $Prob(m=2)$ ,  $Prob(m=3)$  e  $Prob(m=4)$ .

### 3.3 Estática comparativa

A partir da equação (10), que descreve a probabilidade de o indivíduo vir a ser um criminoso armado, podemos observar que a prevalência do crime economicamente motivado, praticado com o uso de armas de fogo, aumenta com:

1. o aumento da produtividade marginal obtida no segmento de atividade ilegal ( $\beta_1$ );
2. o aumento de  $\eta$ , que pode ser interpretado como a fluidez do mercado legal para o mercado secundário de armas e que sintetiza o efeito-preço das armas sobre o crime;
3. a diminuição do custo de oportunidade com o aprisionamento ( $-\psi_1$ );
4. a diminuição do custo esperado do criminoso ao se deparar com uma vítima armada ( $\Gamma_1$ ) (que chamaremos de efeito dissuasão das armas); e
5. a diminuição na taxa de aprisionamento.

No entanto, devemos notar que o efeito parcial da prevalência de armas sobre a taxa de crimes econômicos praticados com arma de fogo é dúbio.<sup>65</sup> De fato, o resultado dependerá do sinal de  $(\eta - \Gamma_1)$ . Caso

<sup>65</sup> Com base na equação (10), calculando a elasticidade da taxa de crimes com armas de fogo em relação à prevalência de armas, temos que:

$$\text{Elasticidade} = \text{arma} \left( (\eta - \Gamma_1) - (\eta - \Gamma_1) \cdot \text{Prob}(m = 1) + \frac{\Gamma_2 \exp(\phi \beta_2 - \psi_2 \cdot \text{prisao}_j - \Gamma_2 \cdot \text{arma}_j)}{A} \right)$$

O terceiro termo é sempre positivo. Caso  $\eta > \Gamma_1$ , a soma dos dois primeiros termos também resulta em um valor positivo, implicando que mais armas geram mais crimes. Contudo, observe que ainda que  $\eta > \Gamma_1$ , o resultado dependerá da magnitude do último termo.

o efeito-preço ( $\eta$ ) seja maior que o efeito dissuasão ( $\Gamma_1$ ), o aumento da prevalência das armas fará aumentar a taxa de crimes praticados com armas de fogo nas cidades.

É interessante analisar as implicações dos efeitos parciais descritos de 1 a 5 sobre as políticas públicas. Os itens 3 e 5, que têm sido largamente discutidos na literatura desde Becker (1968), captam, respectivamente, o efeito do tamanho das penas e a probabilidade de aprisionamento para dissuadir crimes.

O item 1 indica que a taxa de crimes com armas de fogo depende positivamente da produtividade nesse setor criminal. Essa produtividade, por sua vez, depende fundamentalmente de conhecimento e de outros bens de capital que são utilizados complementarmente (junto com a arma) pelos criminosos. Isso sugere que medidas que visem à diminuição de furtos e roubos de veículos geram efeitos sobre a taxa de crimes violentos. Por outro lado, políticas de execução penal que segreguem os criminosos por histórico criminal e grau de periculosidade também levam à diminuição da taxa de crimes violentos.

Por fim, o item 2 sintetiza a importância do controle e da responsabilização quanto à posse da arma de fogo, que fazem diminuir o  $\eta$ , implicando que o aumento da prevalência de armas provoque menor queda no preço das armas ilegais.

Além desses efeitos supramencionados, é interessante fazermos uma observação em relação aos vários mercados criminais armados. No modelo, não fizemos distinção em relação a mercados mais ou menos especializados, mesmo porque a inexistência de qualquer base de dados inviabilizaria nosso esforço, do ponto de vista empírico. Contudo, é razoável imaginarmos que os criminosos inseridos nos mercados criminais mais especializados e organizados se distingam dos outros participantes em mercados menos especializados, pelo menos de três formas:

1. no acesso a mercados mais rentáveis [no modelo isso se daria na equação (1) por  $\varepsilon_{ij1}|_{\text{especializado}} > \varepsilon_{ij1}|_{\text{não especializado}}$ ];
2. na obtenção de armas no mercado ilegal a preços menores [no modelo, isso se daria na equação (4) por  $e_{ij1}|_{\text{especializado}} > e_{ij1}|_{\text{não especializado}}$ ]; e
3. por um menor efeito da dissuasão ao crime, na medida em que há nesse segmento melhor organização e planejamento das ações [no modelo isso se daria na equação (5) por  $\mu_{ij1}|_{\text{especializado}} > \mu_{ij1}|_{\text{não especializado}}$ ].

A soma dos dois primeiros efeitos nos leva a acreditar que o criminoso que atua nos segmentos mais especializados de crime (como roubo de veículos, tráfico de drogas, roubo a bancos etc.) possui mais baixa elasticidade da demanda por armas de fogo. Portanto, não deveríamos, *a priori*, acreditar que uma política de desarmamento voluntária ou involuntária da população produza algum efeito para reduzir tais crimes.

## 4. Abordagem empírica

O nosso objetivo é identificar o efeito das armas sobre vários tipos de crimes. Em primeiro lugar, queremos testar se os dados comportam a hipótese geralmente levantada na literatura em que a difusão das armas de fogo na população faz aumentar os crimes violentos contra a pessoa, na medida em que: (i) encoraja respostas violentas para solução de conflitos; e (ii) possibilita que o detentor de armas tenha poder para coagir.

Em segundo lugar, o efeito teórico da difusão das armas de fogo na população sobre os crimes contra o patrimônio é dúbio. Por um lado, a maior disponibilidade de armas nas localidades facilita a obtenção e faz diminuir o custo da arma para o potencial criminoso (efeito preço).

Por outro lado, há um aumento no custo esperado da ação criminosa, tendo em vista a maior probabilidade de um criminoso deparar-se com uma vítima armada (efeito dissuasão). O resultado líquido – se mais armas causam mais ou menos crimes contra o patrimônio – dependerá da valoração relativa do criminoso quanto a essas duas forças. Se o criminoso for inelástico à demanda por armas e considerar relevante o efeito dissuasão, a difusão das armas na população faz diminuir os crimes contra o patrimônio.

Uma maneira de aferir a relevância desses dois efeitos, portanto, pode se dar de forma indireta, a partir da análise empírica do efeito da política de desarmamento implantada em São Paulo sobre os vários tipos de crime contra o patrimônio. Os possíveis resultados do efeito do desarmamento estão mapeados na Tabela 2 a seguir. Ou seja, se o efeito dissuasão é baixo ou irrelevante, deveríamos esperar que a política de desarmamento levasse à diminuição nos crimes contra o patrimônio, caso os criminosos tivessem alta elasticidade da demanda; ou produzisse efeitos nulos ou inconclusivos, caso essa elasticidade fosse alta.

**Tabela 2. Efeito do desarmamento sobre crimes**

Efeito do desarmamento sobre os crimes com motivação econômica		Efeito dissuasão	
		Baixo	Alto
Efeito preço	Baixa elasticidade	?	+
	Alta elasticidade	-	?

*Fonte: Elaboração própria.*

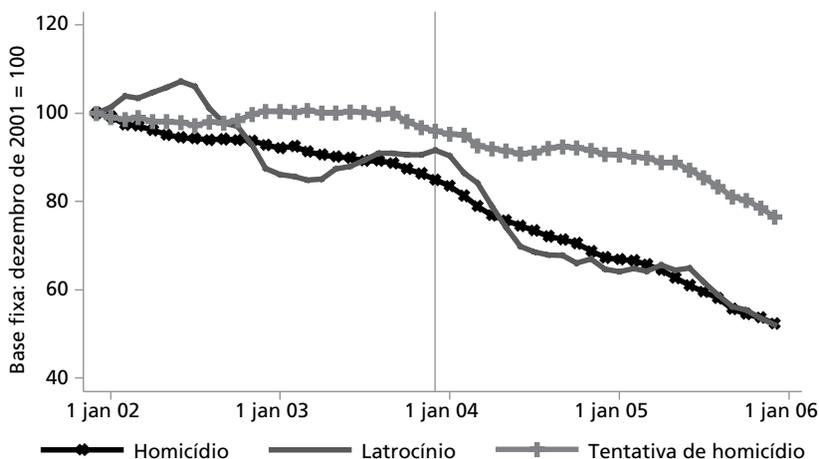
## 4.1 O caso de São Paulo

O Gráfico 1 aponta a queda consistente da taxa de homicídios, de tentativa de homicídio e de latrocínio<sup>66</sup> entre 2001 e 2005, no estado de

<sup>66</sup> As variáveis apresentadas no Gráfico 1 se referem à média móvel de 12 meses das taxas por cem mil habitantes.

São Paulo. É interessante notar que os indicadores selecionados apresentam dois padrões de evolução bastante perceptíveis nos dois anos que precederam à sanção do ED (em dezembro de 2003) em relação aos dois anos subsequentes. Enquanto no primeiro período as taxas de homicídio, de tentativa de homicídio e de latrocínio diminuíram 15,0%, 4,1% e 8,4%, respectivamente, no segundo período, esses decréscimos foram de 38,4%, 20,3% e 43,2%, respectivamente.

**Gráfico 1. Taxa de homicídios e de latrocínos em São Paulo**



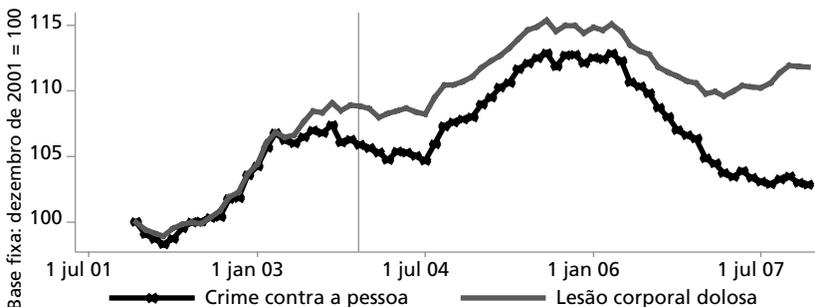
Fonte: Elaboração própria, com base em Secretaria de Segurança Pública do Estado de São Paulo.

Nota: Média móvel dos últimos 12 meses.

Contudo, os dados revelam que não houve uma queda generalizada para todos os tipos de crimes em São Paulo no período observado. Por exemplo, conforme o Gráfico 2 descreve, houve um aumento na taxa de crimes contra a pessoa e, em particular, da taxa de lesão corporal dolosa.<sup>67</sup>

<sup>67</sup> Excetuando-se os crimes de homicídios e de roubo de veículos, a dinâmica dos demais delitos reportados pode em parte ter sido induzida por mudanças na taxa de subnotificação, ainda que não haja evidências de que tal fato tenha ocorrido em São Paulo, entre 2001 e 2007.

**Gráfico 2. Crime contra pessoas e lesão corporal dolosa em São Paulo**

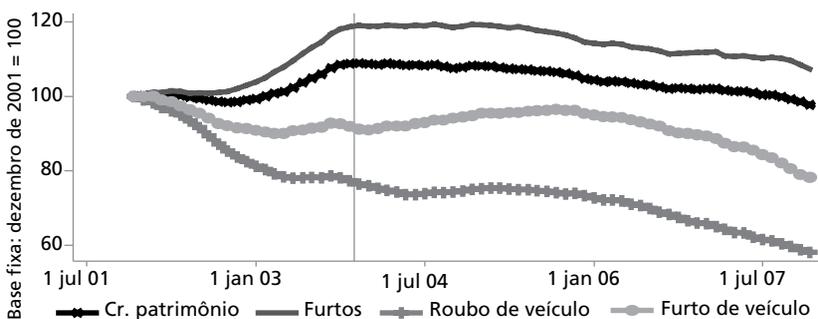


Fonte: Elaboração própria, com base em Secretaria de Segurança Pública do Estado de São Paulo.

Nota: Média móvel dos últimos 12 meses.

Por outro lado, nos crimes economicamente motivados, enquanto houve uma estabilidade na taxa de crimes contra o patrimônio, houve aumento nos furtos em geral e queda vigorosa dos roubos e furtos de veículos, conforme apontado no Gráfico 3.

**Gráfico 3. Taxa de crimes economicamente motivados em São Paulo**



Fonte: Elaboração própria, com base em Secretaria de Segurança Pública do Estado de São Paulo.

Nota: Média móvel dos últimos 12 meses.

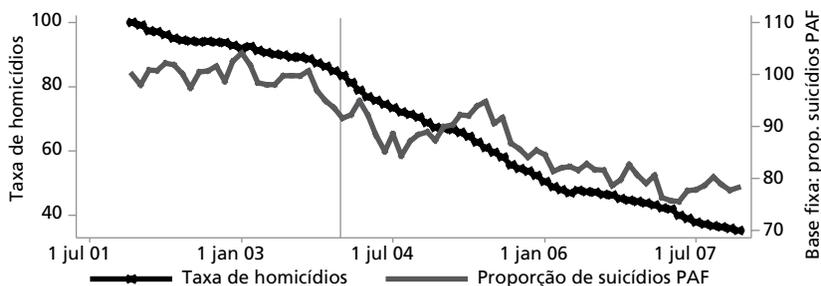
Existem várias explicações (não necessariamente concorrentes) para a diminuição na taxa de crimes violentos em São Paulo entre 2001 e 2007. Um argumento muito utilizado relaciona-se ao aperfeiçoamento dos mecanismos na gestão da segurança pública no estado. Conforme observado por Ferreira, Lima e Bessa (2009), foram feitas inúmeras ino-

vações na gestão da segurança pública naquele estado, entre as quais: (i) a racionalização e compatibilização das áreas de policiamento entre as duas polícias; (ii) o aprimoramento da gestão da informação, com a implantação do sistema de informações criminais georreferenciadas (Infocrim) e de metas quanto à atuação policial; (iii) a implantação do policiamento comunitário em várias localidades; (iv) o enfoque na melhoria da formação e valoração do policial; (v) a ampliação dos meios de controle interno e externo das polícias; (vi) a criação de espaços institucionais que ampliam o acesso à Justiça para a resolução de conflitos etc.

No presente artigo, não pretendemos explicar as razões que levaram à queda substancial dos crimes violentos em São Paulo, mas, especificamente, queremos investigar o papel que o controle das armas de fogo pode ter exercido para impactar a evolução dos vários tipos de delitos violentos contra a pessoa e dos crimes economicamente motivados.

Os dados agregados para o estado de São Paulo, entre 2001 e 2007, mostram uma forte correlação entre prevalência de armas de fogo (medida pela proporção entre os suicídios por PAF e o total de suicídios) e homicídios, conforme apontado no Gráfico 4 a seguir. Existe uma relação causal entre essas duas variáveis? E o que dizer da relação entre armas e os crimes economicamente motivados?

**Gráfico 4. Taxa de homicídios e proporção de suicídios por PAF em São Paulo**



Fonte: Elaboração própria, com base em Secretaria de Segurança Pública do Estado de São Paulo.

Nota: Média móvel dos últimos 12 meses. Base fixa: dezembro de 2001 = 100.

## 4.2 Medida de armas de fogo utilizada

Conforme já apresentado no Gráfico 4, utilizaremos como medida da prevalência da arma de fogo nos municípios a proporção dos suicídios cometidos por PAF. Segundo inúmeras evidências internacionais, essa variável é altamente correlacionada com a disponibilidade de armas na localidade, não importando tratar-se de arma legal ou ilegal.

Vários autores utilizaram essa variável [ver Kleck (1997), Moody e Marvell (2002), entre outros]. De fato, a validade dessa *proxy* vem do fato principal de que a proporção de suicídios por PAF guarda estrita relação com o estoque de arma de fogo nas cidades. Por outro lado, a dinâmica dos suicídios é distinta da dinâmica dos crimes. Segundo Potash *et al.* (2000), a probabilidade de um indivíduo se suicidar está relacionada a características psicossociais, tendo em primeiro plano a síndrome bipolar, e a um histórico de dependência química e de alcoolismo.<sup>68</sup> Desse modo, há elementos para acreditar que tal variável seria redundante, se incluída numa equação estrutural entre crime e a verdadeira medida de arma de fogo, o que constitui um atributo desejável para uma boa *proxy*.

Conforme já assinalado na seção Seção 2.2.1 deste capítulo, Kleck (2004), ao investigar a validade de 25 diferentes *proxies* utilizadas na literatura para a prevalência de armas de fogo nas localidades, concluiu que a única *proxy* válida seria exatamente a proporção dos suicídios por PAF.

---

<sup>68</sup> *Seria razoável supor que a dependência química e o alcoolismo pudessem condicionar os suicídios, mas também homicídios e outros crimes. Contudo, não há como relacionar o uso de drogas psicoativas (incluindo álcool) à proporção de suicídios por PAF em relação ao total de suicídios. Sendo essa a medida de armas utilizada, o potencial efeito das drogas sobre a equação de crimes (no caso de ser uma variável não observada) seria no sentido de aumentar o erro, redundando no clássico viés de atenuação.*

### 4.3 Base de dados

A base de dados empregada conjuga dados de várias fontes para os 645 municípios paulistas. Os dados de crimes reportados à polícia (homicídios dolosos, latrocínios, lesão corporal dolosa, roubos de veículos, crimes associados a drogas ilícitas), bem como as informações de prisões, foram obtidos da Secretaria de Segurança Pública do Estado de São Paulo, com base nos registros policiais e administrativos.<sup>69</sup> A partir do Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM/Datasus),<sup>70</sup> do Ministério da Saúde, obtivemos os dados de homicídios, suicídios e suicídios perpetrados por PAF e projeções populacionais.<sup>71</sup>

Os dados do SIM seguem a Classificação Internacional de Doenças, da OMS, sendo coletados em todo o Brasil desde 1979 pelo sistema público de saúde. Essa base de dados é considerada de alta qualidade, e as informações relativas às mortes não naturais sofrem um processo de investigação para garantir a exatidão do fato causador da morte. Entre os dados de incidentes criminais reportados à polícia, São Paulo é um dos poucos estados brasileiros que possui uma base de dados confiável e de conhecimento público. Contudo, como é comum nesse tipo de informação, há uma grande heterogeneidade nas taxas de notificação por tipo delito. Assim, enquanto nos homicídios e roubo de veículos a subnotificação é resi-

---

<sup>69</sup> *Agradeço a Túlio Kahn por gentilmente me ceder essa base de dados.*

<sup>70</sup> *Essa base de dados segue a Classificação Internacional de Doenças (CID-10), da Organização Mundial de Saúde.*

<sup>71</sup> *Os dados foram obtidos a partir da seguinte classificação: homicídios (CID-10, subcategorias: X850 a Y059); homicídios causados por Perfuração por Arma de Fogo (PAF) (CID-10, subcategorias: X930 a X959); homicídios causados por Perfuração por Arma de Fogo (PAF) dentro das residências (CID-10, subcategorias: X930, X940 e X950); suicídios (CID-10, subcategorias: X700 a X849); suicídios causados por Perfuração por Arma de Fogo (PAF) (CID-10, subcategorias: X720 a X749); suicídios causados por Perfuração por Arma de Fogo (PAF) dentro das residências (CID-10, subcategorias: X720, X730 e X740).*

dual, em crimes de menor gravidade, como furtos, essas subnotificações podem chegar a 80%. Mesmo para esses delitos menores, desde que a subnotificação seja estável ao longo do período analisado, não haveria maiores problemas para as estimativas, a menos do viés de atenuação. Contudo, maior preocupação haveria se a subnotificação, bem como a disponibilidade de armas, variasse com o *enforcement* policial. Entre os dados utilizados, os únicos delitos em que a subnotificação é potencialmente substancial são os crimes de “lesão corporal dolosa” e os “associados a drogas ilegais”. De qualquer modo, não há evidências de que entre 2001 e 2007 tenha havido diminuição nas taxas de subnotificação.

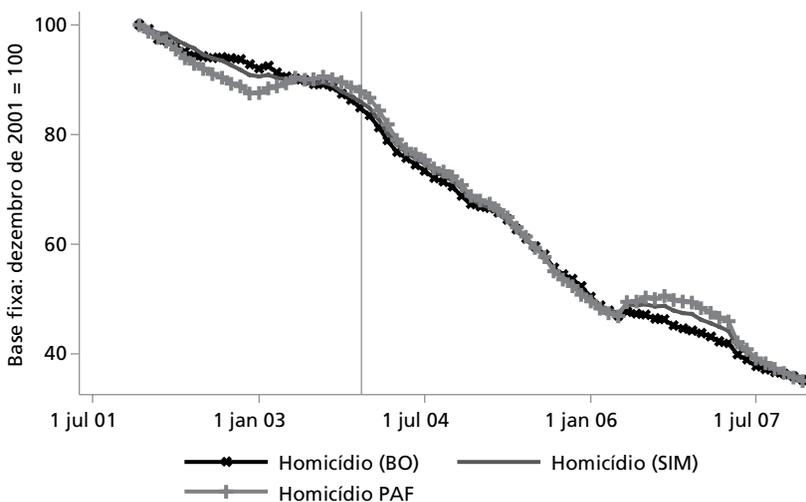
Conforme apresentado na seção anterior, no período analisado, segundo as informações agregadas dos registros policiais, observou-se uma diminuição gradativa e substancial nas taxas de homicídio, de latrocínio e de roubo de veículos, ao passo que houve aumento nas lesões corporais dolosas e crimes envolvendo drogas ilícitas.<sup>72</sup> Segundo os dados do SIM, houve também uma diminuição gradativa nas taxas de homicídios, homicídios por PAF e na proporção de suicídios por PAF. Em relação aos dados agregados, é interessante notar ainda a alta correlação entre os homicídios, segundo os registros policiais, e os homicídios e os homicídios por PAF, segundo os dados do SIM, ainda que essas duas fontes não mensurem exatamente os mesmos objetos.<sup>73</sup> De fato, o Gráfico 5, mostra que as três curvas seguem trajetórias idênticas.

---

<sup>72</sup> Não apresentamos o gráfico da taxa de crimes associados a drogas ilícitas que aumentou 29,5% entre 2001 e 2007.

<sup>73</sup> A classificação de homicídios, segundo os registros policiais, tem relação com a tipificação do Código Penal, ao passo que homicídio segundo o SIM se refere a qualquer agressão de terceiros que resulta em morte (excluindo os acidentes de trânsito).

Gráfico 5. Taxa de homicídios e homicídios por PAF (SIM) em São Paulo



Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

Nota: Média móvel dos últimos 12 meses.

As estatísticas descritivas (Tabela 3) indicam que as “lesões corporais dolosas” foram o delito mais prevalente nas cidades paulistas, seguido dos crimes envolvendo drogas ilícitas e roubo de veículos. Como seria de esperar, os homicídios registrados pelo SIM apresentam maior prevalência do que aqueles registrados pela polícia, uma vez que muitas mortes por agressões podem não ser classificadas pela polícia como homicídios, como é o caso de auto de resistência,<sup>74</sup> encontro de cadáver<sup>75</sup> etc. Os dados revelam ainda que, no período analisado, houve uma grande variação dos incidentes criminais não apenas entre as cidades, mas para uma mesma cidade ao longo do tempo.

<sup>74</sup> Auto de resistência é o incidente que ocorre quando um policial em serviço mata um civil.

<sup>75</sup> Quando há o encontro de cadáver na via pública, muitas vezes, a polícia registra o fato como “encontro de cadáver”, ainda que haja elementos para suspeitar de ter havido um homicídio. Ainda que futuramente se apure tratar-se de um homicídio, geralmente as bases de dados policiais não retroagem para corrigir a informação.

**Tabela 3. Estatísticas descritivas**

Variável	Média	Desvio-padrão		
		Total	Entre cidades	Intracidades
População	61.333	435.933,50	436.158,20	9.770,41
Proporção de suicídios por PAF	0,15	0,33	0,21	0,31
Homicídio (BO)	0,87	2,88	0,77	2,77
Homicídio (SIM)	1,13	3,23	1,21	3,06
Homicídio por PAF (SIM)	0,58	2,07	0,97	1,93
Latrocínio (BO)	0,06	0,82	0,09	0,82
Lesão corporal dolosa (BO)	48,68	34,66	17,95	29,67
Roubo de veículos (BO)	2,85	7,62	5,84	4,78
Crimes envolvendo drogas ilícitas (BO)	7,23	17,73	9,13	15,21
Prisões	17,09	18,63	9,26	16,17
Efetivo policial	184,59	469,98	465,71	65,74

Fonte: Elaboração própria, com base em Secretaria de Segurança Pública do Estado de São Paulo e MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

Nota: Todas as variáveis, com exceção da população e da proporção de suicídios por PAF, estão expressas em taxas por cem mil residentes.

## 4.4 Modelo e estratégia de identificação

A fim de testar a relação causal entre armas e crimes utilizaremos em nossa análise uma base de dados relativa a todos os municípios de São Paulo, com periodicidade mensal, no período compreendido entre 2001 e 2007. A equação principal do modelo é descrita em (11) a seguir. Na aplicação empírica consideramos explicitamente a possibilidade de haver efeitos fixos não observáveis no nível dos municípios que possuam correlação com a variável principal de interesse. Ainda, tendo em vista que no período analisado houve inúmeras inovações no sistema de segurança pública de São Paulo, introduzimos controles temporais por meio de *dummies* de ano. Isso

evita que capturemos relações espúrias advindas, por exemplo, de não estacionariedades nas séries de homicídio e armas. Por outro lado, é possível que algumas políticas públicas tenham sido implantadas de forma diferenciada, segundo o tamanho dos municípios. A fim de captar os possíveis efeitos dessas políticas, introduzimos tendências temporais lineares para grupos de municípios, de acordo com a população residente.

$$(11) \ln(\text{taxa de crime}_{it}) = \beta_0 + \psi \ln(\text{taxa de armas}_{it}) + \beta_1 \ln(\text{taxa de prisões}_{it}) + c_i + \lambda_t + \sum_{p=1}^{n-1} \gamma(\lambda^p * \lambda_t) + \varepsilon_{it}$$

onde:

$c_i$  = variável não observável de cada município, constante no tempo;

$\lambda_t$  = controle de tempo;

$\lambda^p$  = variável auxiliar que capta o tamanho da cidade.  $p = 1, \dots, 5$ ;

( $pop < 50.000$ ;  $50.001 < pop < 100.000$ ;  $100.001 < pop < 200.000$ ;  $200.001 < pop < 300.000$ ;  $pop > 300.001$ );

$\varepsilon_{it}$  = erro aleatório, sendo que  $E[\varepsilon_{it}] = 0$ ;

$correl(\varepsilon_{it}; arma_{it}) \neq 0$  e  $correl(c_i; arma_{it}) \neq 0$ .

Não obstante os controles temporais e de cidades, introduzidos na equação (11), persistem vários problemas potenciais relacionados às questões de simultaneidade e variáveis omitidas. Nesse caso, a estimativa de  $\psi$  por OLS seria inconsistente. Para contornar esse problema, procuraremos identificar o modelo ao explorar, com o uso de variáveis instrumentais, a variação no tempo e a variação *cross section* dos dados entre os municípios avaliados.

Para tanto, precisamos de uma variável que funcione como uma fonte de variação exógena na disponibilidade de armas e que não tenha correlação com o termo de erro no modelo (11). Por sorte, o ED cumpre exatamente essas duas características, servindo como instrumento para armas na cidade. É de se esperar que o efeito do estatuto seja no sentido de diminuir a disponibilidade de armas.

Contudo, como o ED foi sancionado uniformemente em todos os municípios exatamente na mesma data, o uso desse único instrumento não permite que se explore a variação *cross section* dos dados entre os municípios. Daí lançarmos mão de dois outros instrumentos auxiliares que, quando interados com o ED, possibilitam a análise dessas variações, sendo eles o estoque de armas em 2003 e o tamanho das cidades.

Seria de esperar que, nos municípios onde a prevalência por armas fosse maior, o efeito do ED fosse mais potente. De fato, é razoável imaginar que a restrição quanto à aquisição e porte de arma seja tanto mais ativa quanto maior for a demanda por arma em determinada cidade. Calculamos a proporção de suicídios por PAF em 2003 (armas2003) como uma medida de prevalência de armas antes da introdução do ED e interagimos essa variável com a *dummy* que capta o período de vigência dessa lei, após 2003. Segundo nossa hipótese, o efeito da interação dessas duas variáveis deveria ser negativo, o que estaria indicando que nas cidades com mais armas, o efeito do ED deveria ser maior no sentido de fazer reduzir o estoque dessas.

Ainda, seguindo a estratégia de Levitt (1997),<sup>76</sup> utilizaremos o tamanho das cidades como instrumento adicional. A razão que sustenta o uso de tamanho das cidades como instrumento para armas de fogo se baseia em duas hipóteses. Em primeiro lugar, admitimos que a utilidade do indivíduo em demandar arma de fogo (no modelo teórico é representado por *d*) é uma função da percepção do crime em sua cidade. Por outro lado, para cidades com tamanhos diferentes e a mesma taxa de crime, supomos que a percepção de crimes é tanto maior quanto maior a cidade. Isso decorreria do fato de o número de crimes absolutos ser maior nas cidades maiores. A fim de captar o efeito de variação do

---

<sup>76</sup> Levitt (1997) utiliza o tamanho das cidades, junto com ciclos eleitorais, como instrumento para polícia em suas equações de crime.

tamanho das cidades, categorizamos os municípios segundo a população residente: com população inferior a 50 mil habitantes; entre 50 mil e 100 mil habitantes; entre 100 mil e 200 mil habitantes; entre 200 mil e 300 mil habitantes; e acima de 300 mil habitantes.

Todavia, é bem possível que o tamanho das cidades seja uma variável para condicionar não apenas a demanda por armas, mas também, por outros canais, a própria taxa de crime. Com efeito, segundo Glaeser e Sacerdote (1999), a taxa de crimes (crime por população) aumenta com o tamanho das cidades. Isso ocorreria porque nas cidades maiores não apenas os benefícios pecuniários do crime são maiores, mas ainda porque as probabilidades de prisão e de reconhecimento pelas vítimas são menores. Nesse caso, haveria uma correlação entre o tamanho das cidades e o resíduo da equação de crime, inviabilizando o uso dessa variável como instrumento. Uma forma de evitar essa correlação do tamanho das cidades com a equação de crime é manter, como controle na equação principal, outro tipo de crime que capte essa correlação. Nos presentes exercícios, utilizaremos como controle a taxa de roubo de veículos, que passa a ser incluída na equação (11).<sup>77</sup>

Ou seja, a nossa estratégia de identificação é baseada em três hipóteses: (i) a prevalência de armas diminuiu após o ED; (ii) o efeito do ED foi mais forte nas cidades onde a prevalência de armas era maior antes da sanção da lei; e (iii) a prevalência de armas varia conforme o tamanho das cidades. Das três variáveis utilizadas, enquanto o ED e *armas2003* são constantes em alguma dimensão, a variável “tamanho de cidades” apresentou certa variação, e cerca de 5% das cidades mudaram de faixa. Assim, utilizaremos como ins-

---

<sup>77</sup> Nas equações de roubo de veículos, o controle utilizado foi a taxa de homicídio.

trumentos as três variáveis interadas, além do tamanho das cidades, que pode captar possíveis efeitos de variação no tamanho dos municípios, conforme apontado na equação do primeiro estágio descrita pela equação (12):

$$(12) \ln(\text{taxa de armas}_{it}) = \delta_0 + \delta_1(\lambda^{\text{ED}} * \text{taxa de armas}_{i2003}) + \sum_{p=1}^{n-1} \beta_i(\lambda^{\text{ED}} * \text{taxa de armas}_{i2003} * \lambda^p) + \sum_{p=1}^{n-1} \tau_i \lambda^p + X\Delta + \sum_{m=1}^M \gamma_m \lambda^m + \sum_{ano=2001}^{2006} \gamma_a \lambda^a + \sum_{p=1}^{n-1} \sum_{ano=2001}^{2006} \gamma_{ap} \lambda^a \lambda^p + \vartheta_{it}$$

Onde:

taxa de armas se refere à proporção de suicídio por PAF, em relação ao total de suicídios;

$\lambda^{\text{ED}}$  = *dummy* Estatuto do desarmamento;

$\lambda^p$  = *dummies* que captam o tamanho da cidade.  $p=1, \dots, 5$ ;

$X$  = vetor de variáveis exógenas incluídas na equação (11);

$\Delta$  = vetor de coeficientes;

$\lambda^m$  = *dummies* de município que captam o efeito fixo de cidade;

$\lambda^a$  = *dummies* de ano que captam o efeito fixo temporal;

$\vartheta_{it}$  = erro aleatório, sendo que  $E[\vartheta_{it}] = 0$ .

Conforme salientado anteriormente, espera-se que  $\delta_1 < 0$  e que  $\beta_1$  e  $\tau_1 > 0$ , tendo em vista que a categoria de cidade omitida foi a com menos do que 50 mil habitantes.

Os modelos descritos pelas equações (11) e (12) serão estimados por IV2SLS,<sup>78</sup> com erro-padrão *cluster* robusto, em que permitiremos que haja autocorrelação e heterocedasticidade dos resíduos para cada município, mantendo a independência dos resíduos entre os municípios.

## 4.5 O primeiro estágio de armas (proporção de suicídios por PAF)

Na Tabela 4 são apresentados os resultados das regressões em OLS para o primeiro estágio de suicídio por PAF. Nas cinco regressões, o coefi-

<sup>78</sup> O programa utilizado foi o Stata, e o comando foi o *xivreg2*.

ciente associado ao principal instrumento (a interação entre a *dummy* do ED e a prevalência de armas nos municípios em 2003) resultou negativo e significativo, conforme esperado, indicando que o efeito do desarmamento foi maior nas cidades onde havia maior prevalência de armas anteriormente. Quando essa variável foi interada com o tamanho das cidades, a maioria dos coeficientes estimados foi também significativa, evidenciando que o efeito do desarmamento se deu de forma diferenciada não apenas em relação à prevalência por armas anteriormente, mas em relação ao tamanho das cidades. Na primeira coluna, não foram considerados os efeitos fixos de municípios nem os efeitos temporais. Nas regressões seguintes incluímos, paulatinamente: efeito fixo de cidades; de tempo; controle para taxa de prisões em  $t-1$  e taxa de roubo de veículos; e tendências temporais lineares por tamanho de cidades. Observamos que à medida que controles foram sendo introduzidos, de modo geral, os valores em módulo dos coeficientes das cinco primeiras variáveis aumentaram. Na última regressão, entre essas variáveis de maior interesse, quatro desses coeficientes foram significativos, com exceção da interação tripla relativa a municípios com população entre 200 mil e 300 mil habitantes. Ainda, cabe observar a rejeição da hipótese nula sob a qual os coeficientes estimados são conjuntamente iguais a zero, conforme a estatística  $F$  aponta. Por fim, é oportuno salientar o  $R^2$  ajustado das regressões, que girou em torno de 0,57.

**Tabela 4. Primeiro estágio: armas**

Variável dependente: $\ln(\text{armas})$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\lambda_{ED} * \ln(\text{armas}_{2003})$	-0.422**	-0.523***	-0.709***	-0.756***	-0.807***
	(0.178)	(0.171)	(0.189)	(0.247)	(0.211)
$\lambda_{ED} * \lambda_{50.000 < pop < 100.000} * \ln(\text{armas}_{2003})$	0.332	0.341	0.539*	0.640*	0.630*
	(0.238)	(0.255)	(0.273)	(0.366)	(0.333)

(continua)

(continuação)

Variável dependente: $\ln(\text{armas})$					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\lambda_{ED}^* \lambda_{100.000 < pop < 200.000}^* \ln(\text{armas}_{2003})$	0.680***	0.400*	0.646***	0.718**	0.716***
	(0.253)	(0.215)	(0.215)	(0.280)	(0.261)
$\lambda_{ED}^* \lambda_{200.000 < pop < 300.000}^* \ln(\text{armas}_{2003})$	0.421	0.0960	0.415	0.516	0.916
	(0.669)	(0.644)	(0.649)	(0.700)	(0.784)
$\lambda_{ED}^* \lambda_{pop > 300.000}^* \ln(\text{armas}_{2003})$	0.237	0.143	0.618*	0.732*	0.770**
	(0.430)	(0.196)	(0.315)	(0.378)	(0.367)
$\lambda_{50.000 < pop < 100.000}$	-0.0158	0.000	0.149**	0.0916	1.375
	(0.0664)	(0.000)	-0.067	(0.107)	(1.990)
$\lambda_{100.000 < pop < 200.000}$	-0.254***	-0.0243	0.167	0.0735	1.444
	(0.0841)	(0.136)	(0.162)	(0.170)	(1.913)
$\lambda_{200.000 < pop < 300.000}$	-0.391***	0.577***	0.884***	0.809***	3.222
	(0.116)	(0.208)	(0.250)	(0.274)	(2.068)
$\lambda_{pop > 300.000}$	-1.595***	0.487**	0.837***	0.723***	2.398
	(0.179)	(0.210)	(0.247)	(0.256)	(1.648)
$\ln(\text{taxa de prisões}_{t-1})$				-0.0738	-0.0695
				(0.116)	(0.115)
$\ln(\text{taxa de roubo de veículos})$				0.102	0.0882
Efeito fixo de cidade	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM	SIM
Tendência por tamanho de cidade <sup>5</sup>	NÃO	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Prob > F	0.5921	0.0005	0.0000	0.0000	0.0000
R <sup>2</sup> ajustado	0.176	0.560	0.570	0.570	0.567
Número de observações	818	818	818	818	818

Fontes: SIM/Datasus e Secretaria Estadual de Segurança Pública de São Paulo.

Notas: A medida de "armas" utilizada foi a proporção de suicídios por PAF em relação ao total dos suicídios.  $\lambda_{ED}^* \ln(\text{armas}_{2003})$  = Estatuto do Desarmamento<sup>média</sup> das armas no ano de 2003. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes. <sup>5</sup>: inclui uma tendência temporal linear para cada grupo de cidades (entre 50 mil e 100 mil habitantes; entre 100 mil e 200 mil habitantes; entre 200 mil e 300 mil habitantes; e mais de 300 mil habitantes). A categoria excluída, quanto ao tamanho das cidades foi a das cidades com menos do que 50 mil habitantes. Erro-padrão cluster robusto entre parênteses.

\*\*\*  $p < 0.01$

\*\*  $p < 0.05$

\*  $p < 0.1$

## 4.6 Resultados

Nesta seção, vamos analisar o efeito das armas de fogo sobre vários tipos de crimes violentos contra a pessoa e contra o patrimônio. Para cada delito, calculamos a taxa por 100 mil habitantes. Consideraremos como variáveis dependentes: taxa de homicídios dolosos segundo os registros policiais; taxa de homicídios segundo o Ministério da Saúde (SIM/MS); taxa de homicídios por PAF (SIM/MS); taxa de homicídios por PAF dentro das residências (SIM/MS); lesão corporal dolosa (registros policiais); taxa de roubo de veículos (registros policiais); taxa de latrocínio (registros policiais); e taxa de crimes associados a drogas (registros policiais).

A Tabela 5 descreve os resultados associados às taxas de homicídios dolosos, segundo constam nos registros policiais. Vale notar, em primeiro lugar, que o coeficiente de “armas” na regressão estimada por OLS, quando nenhum controle é introduzido, (coluna 1) é negativo e significativo ao nível de 10%. Quando o efeito fixo de cidade é considerado (coluna 2), o coeficiente das armas passa a ser positivo e significativo ao nível de 1%. Porém, quando consideramos, adicionalmente, controles temporais com base em *dummies* anuais (coluna 3), o coeficiente passa a ser não significativo novamente. Na regressão (4), outros controles foram introduzidos, mas o coeficiente das armas permaneceu sem significância.

A análise dessas quatro regressões sugere, portanto, haver na equação de homicídios, efeitos fixos por localidade e variáveis omitidas que variam no tempo, indicando a necessidade do uso de variáveis instrumentais, para contornar o problema de endogeneidade. As colunas (5) a (8) descrevem os resultados de regressões

estimadas pelo método de IV2SLS, pelo qual o conjunto dos instrumentos excluídos, conforme vimos anteriormente, conta com o efeito do ED interado com a média da prevalência de armas em 2003. Nesse conjunto foi ainda considerado o efeito da interação do ED, como o tamanho das cidades e com a prevalência de armas antes da implantação do ED. Como se observa, as quatro regressões apresentaram coeficientes positivos e significativos para a variável de interesse. Na quinta regressão, que considera apenas o efeito fixo por localidade, o coeficiente de armas parece claramente exagerado. De fato, quando introduzidos controles de tempo (coluna 6); e a taxa de aprisionamento defasada um período, junto com a taxa de roubo de veículo<sup>79</sup> (coluna 7), a elasticidade das armas passa para 1,09. Uma possível crítica aos resultados dessas duas últimas regressões poderia se referir à possibilidade de haver ainda algum efeito não observado que variou ao longo do tempo precisamente nas maiores cidades. Para levar em conta essa possibilidade, na coluna 8, introduzimos uma tendência temporal linear por tamanho de cidade. Nessa regressão, a elasticidade das armas aumenta para 2,98. Por fim, devemos observar, nessas quatro regressões, que a hipótese nula do teste de “Hansen J statistic” não pode ser rejeitada, o que implica dizer que não há evidência de os instrumentos adotados estarem correlacionados com o resíduo da equação principal, indicando tratar-se de instrumentos válidos. É importante ainda destacar que, segundo o teste F, os coeficientes das últimas quatro regressões são, conjuntamente, significativos.

---

<sup>79</sup> *Que procura controlar por eventuais correlações entre o instrumento – tamanho das cidades – e o erro da equação principal.*

**Tabela 5. Homicídios (segundo os registros policiais)**

Variável dependente: <i>ln</i> (taxa de homicídios por 100 mil habitantes)								
	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ln</i> (armas)	-0.124*	0.123***	-0.008	-0.014	10.092***	1.093***	1.091***	2.987**
	(0.071)	(0.024)	(0.014)	(0.013)	(1.795)	(0.201)	(0.177)	(1.210)
<i>ln</i> (taxa de prisões <sub>t-1</sub> )				-0.043			0.028	0.183
				(0.084)			(0.171)	(0.347)
<i>ln</i> (taxa de roubo de veículos)				0.073			0.008	-0.250
				(0.075)			(0.103)	(0.438)
Efeito fixo de cidade	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM	NÃO	SIM	SIM	SIM
Tendência por tamanho de cidade <sup>§</sup>	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Prob > F	0.0837	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
"Hansen J statistic" - p-valor	-	-	-	-	0.458	0.117	0.117	0.745
Número de observações	695	695	695	695	695	695	695	695
Número de grupos	85	85	85	85	85	85	85	85

Fontes: SIM/Datasus e Secretaria Estadual de Segurança Pública de São Paulo.

Notas: A medida de armas utilizada foi a proporção de suicídios por PAF em relação ao total dos suicídios. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes. Erro-padrão cluster robusto entre parênteses. Efeito fixo de tempo se refere a dummies anuais. <sup>§</sup>: inclui uma tendência temporal linear para cada grupo de cidades (entre 50 mil e 100 mil habitantes; entre 100 mil e 200 mil habitantes; entre 200 mil e 300 mil habitantes; e mais de 300 mil habitantes). Os instrumentos excluídos foram: <sup>λ</sup>*ln* (armas<sub>2003</sub>); tamanho de cidade(p)<sup>λ</sup><sub>ED</sub>; <sup>\*</sup>*ln* (armas<sub>2003</sub>); e tamanho de cidade(p).

\*\*\*  $p < 0.01$

\*\*  $p < 0.05$

\*  $p < 0.1$

A natureza da classificação dos homicídios dolosos nos registros policiais segue, ainda que não estritamente, o que é previsto no artigo 121 do Código Penal. Há, contudo, certas diferenças de taxonomia que remetem a peculiaridades relativas ao trabalho de polícia.<sup>80</sup> Por outro lado, é interessante avaliar o homicídio não apenas sob o enfoque de ter sido constatado dolo ou não,<sup>81</sup> mas também sob o enfoque de agressões de terceiros com a morte das vítimas, de essas agressões envolverem o uso de arma de fogo e de o incidente acontecer dentro das residências. Por esses motivos, alternativamente aos dados dos registros policiais, utilizamos os dados de homicídios provenientes do SIM/MS,<sup>82</sup> cujos resultados estão descritos na Tabela 6. Do ponto de vista qualitativo, os resultados replicam aqueles descritos na Tabela 5, o que corrobora para a evidência que mais armas geram mais homicídios. De fato, nessa tabela, também obtivemos coeficientes significativos, em que os instrumentos também não são rejeitados como válidos. A diferença entre os resultados das tabelas 5 e 6 reside basicamente na magnitude dos coeficientes, o que seria de certa forma esperado, tendo em vista que as variáveis dependentes captam dois fenômenos em certa medida distintos, conforme discutido anteriormente.

---

<sup>80</sup> *Por exemplo, quando um corpo é encontrado numa via pública com sinais de violência, muitas vezes ele é classificado como “morte suspeita”, ou “encontro de cadáver”. Note que a diferença persistirá, ainda que futuramente se apure tratar-se de um caso de homicídio, tendo em vista que a série estatística dos registros policiais não costuma sofrer revisões.*

<sup>81</sup> *Em particular, um ponto interessante para análise na relação entre armas e mortes das vítimas se relaciona ao poder de polícia e ao gradiente da força. É possível que mais armas gerem reações mais violentas por parte da polícia, resultando em confrontos com vítimas fatais, que não são categorizadas como homicídios nos registros policiais, mas “autos de resistência”.*

<sup>82</sup> *Segundo a CID, os acidentes (de trânsito ou não) são categorizados de forma diferente de como são categorizadas as agressões.*

**Tabela 6. Homicídios (segundo o Ministério da Saúde)**

Variável dependente: <i>ln</i> (taxa de homicídios por 100 mil habitantes)								
	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ln</i> (armas)	-0.100 (0.062)	0.111*** (0.023)	-0.013 (0.013)	-0.019 (0.013)	8.741*** (2.218)	0.699*** (0.261)	0.644*** (0.242)	3.399*** (1.282)
<i>ln</i> (taxa de prisões <sub>t-1</sub> )				-0.042 (0.055)			-0.011 (0.107)	0.182 (0.369)
<i>ln</i> (taxa de roubo de veículos)				0.085 (0.053)			0.071 (0.054)	-0.271 (0.470)
Efeito fixo de cidade	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM	NÃO	SIM	SIM	SIM
Tendência por tamanho de cidade <sup>6</sup>	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Prob > F	0.1108	0.0000	0.0000	0.0000	0.0004	0.0000	0.0000	0.0000
"Hansen J statistic" - p-valor	-	-	-	-	0.378	0.0954	0.102	0.801
Número de observações	719	719	719	719	719	719	719	719
Número de grupos	90	90	90	90	90	90	90	90

Fontes: SIM/Datasus e Secretaria Estadual de Segurança Pública de São Paulo.

Notas: A medida de armas utilizada foi a proporção de suicídios por PAF em relação ao total dos suicídios. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes. Erro-padrão cluster robusto entre parênteses. Efeito fixo de tempo se refere a dummies anuais. <sup>6</sup>: inclui uma tendência temporal linear para cada grupo de cidades (entre 50 mil e 100 mil habitantes; entre 100 mil e 200 mil habitantes; entre 200 mil e 300 mil habitantes; e mais de 300 mil habitantes). Os instrumentos excluídos foram: <sup>1</sup><sub>ED</sub> *ln* (armas<sub>2003</sub>); tamanho de cidade(p)<sup>2</sup><sub>ED</sub>; <sup>3</sup><sub>ED</sub> *ln* (armas<sub>2003</sub>); e tamanho de cidade(p).

\*\*\*  $p < 0.01$

\*\*  $p < 0.05$

\*  $p < 0.1$

Se o desarmamento foi importante para diminuir os homicídios em São Paulo, deveríamos observar resultados qualitativamente idênticos ao fazer as mesmas regressões para homicídios causados por PAF,

que estão apontados na Tabela 7. Com efeito, verificamos que se repetem observações já feitas para as duas tabelas anteriores.

**Tabela 7. Homicídios por PAF (segundo o Ministério da Saúde)**

Variável dependente: <i>ln</i> (taxa de homicídios por PAF, por 100 mil habitantes)								
	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ln</i> (armas)	-0.090 (0.063)	0.084*** (0.024)	-0.027** (0.013)	-0.034*** (0.013)	10.087*** (1.315)	0.931* (0.495)	0.888** (0.412)	3.162** (1.431)
<i>ln</i> (taxa de prisões <sub>t-1</sub> )				-0.128 (0.093)			-0.065 (0.172)	0.132 (0.380)
<i>ln</i> (taxa de roubo de veículos)				0.126** (0.062)			0.088 (0.077)	-0.215 (0.460)
Efeito fixo de cidade	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM	NÃO	SIM	SIM	SIM
Tendência por tamanho de cidade <sup>§</sup>	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Prob > F	0.1564	0.0010	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
"Hansen J statistic" - p-valor	-	-	-	-	0.727	0.383	0.330	0.744
Número de observações	649	649	649	649	649	649	649	649
Número de grupos	75	75	75	75	75	75	75	75

Fontes: SIM/Datasus e Secretaria Estadual de Segurança Pública de São Paulo.

Notas: A medida de armas utilizada foi a proporção de suicídios por PAF em relação ao total dos suicídios. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes. Erro-padrão cluster robusto entre parênteses. Efeito fixo de tempo se refere a dummies anuais. <sup>§</sup>: inclui uma tendência temporal linear para cada grupo de cidades (entre 50 mil e 100 mil habitantes; entre 100 mil e 200 mil habitantes; entre 200 mil e 300 mil habitantes; e mais de 300 mil habitantes). Os instrumentos excluídos foram: <sup>λ</sup>*ln* (armas<sub>2003</sub>); tamanho de cidade(p)<sup>λ</sup><sub>ED</sub>; <sup>\*</sup>*ln* (armas<sub>2003</sub>); e tamanho de cidade(p).

\*\*\*  $p < 0.01$

\*\*  $p < 0.05$

\*  $p < 0.1$

Lesão corporal dolosa<sup>83</sup> é um crime que resulta de um conflito interpessoal, em que a solução proposta pelos contendores se dá por meios violentos. Geralmente tais incidentes não envolvem o uso da arma de fogo pois, nesse caso, a polícia judiciária tenderia a classificar o delito como tentativa de homicídio, ou homicídio, tendo em vista o alto poder de letalidade da arma de fogo. Na Tabela 8, apresentamos os resultados relativos a esse delito. É interessante notar que os sinais dos coeficientes aí listados são exatamente o contrário das regressões anteriores. De fato, os dados podem estar captando uma substituição quanto aos meios para a resolução de conflitos interpessoais violentos. Ou seja, tendo em vista a distribuição da prevalência de incidentes interpessoais violentos, a diminuição do acesso à arma de fogo faz com que os indivíduos envolvidos utilizem instrumentos menos letais, como o próprio corpo para resolver a contenda. Novamente, nessa tabela se pode observar a significância estatística dos coeficientes associados às armas de fogo nas regressões (5) a (7).

**Tabela 8. Lesão corporal dolosa (segundo os registros policiais)**

Variável dependente: <i>ln</i> (lesão corporal dolosa por 100 mil habitantes)								
	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ln</i> (armas)	0.106***	-0.014	0.011	0.011	-1.900***	-0.270***	-0.213*	-0.782
	(0.034)	(0.010)	(0.014)	(0.013)	(0.533)	(0.096)	(0.112)	(0.547)
<i>ln</i> (taxa de prisões <sub>t-1</sub> )				-0.058			-0.074	-0.115
				(0.098)			(0.078)	(0.094)
<i>ln</i> (taxa de roubo de veículos)				0.017			0.033	0.095
				(0.038)			(0.035)	(0.115)

(continua)

<sup>83</sup> Lesão corporal dolosa é tipificada no artigo 129 do Código Penal Brasileiro como um crime contra a pessoa, que consiste em ofender a integridade corporal ou a saúde de outrem.

(continuação)

Variável dependente: <i>ln</i> (lesão corporal dolosa por 100 mil habitantes)								
	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Efeito fixo de cidade	NÃO	SIM						
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM	NÃO	SIM	SIM	SIM
Tendência por tamanho de cidade <sup>§</sup>	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Prob > F	0.0025	0.1610	0.0000	0.0000	0.0006	0.0000	0.0000	0.0000
"Hansen J statistic" - p-valor	-	-	-	-	0.441	0.246	0.203	0.0845
Número de observações	818	818	818	818	818	818	818	818
Número de grupos	111	111	111	111	111	111	111	111

Fontes: SIM/Datasus e Secretaria Estadual de Segurança Pública de São Paulo.

Notas: A medida de armas utilizada foi a proporção de suicídios por PAF em relação ao total dos suicídios. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes. Erro-padrão cluster robusto entre parênteses. Efeito fixo de tempo se refere a dummies anuais. <sup>§</sup>: inclui uma tendência temporal linear para cada grupo de cidades (entre 50 mil e 100 mil habitantes; entre 100 mil e 200 mil habitantes; entre 200 mil e 300 mil habitantes; e mais de 300 mil habitantes). Os instrumentos excluídos foram: <sup>λ</sup>*In* (armas<sub>2003</sub>); tamanho de cidade(*p*)<sup>§</sup>; <sup>ED</sup>*In* (armas<sub>2003</sub>); e tamanho de cidade(*p*).

\*\*\*  $p < 0,01$

\*\*  $p < 0,05$

\*  $p < 0,1$

Analisando a relação entre armas e crimes violentos contra a pessoa, com base nos resultados descritos nas tabelas 5 a 7, concluímos que menos armas geram menos homicídios (sejam ou não por dolo e com o uso da arma de fogo), e verificamos que a elasticidade entre essas duas variáveis se inseria em um domínio entre 0,6 e 3,4. Por outro lado, quanto às lesões corporais dolosas, o inverso parece ocorrer.

E quanto aos crimes com motivação econômica? Conforme discutido anteriormente, sobretudo nos delitos em que há um contato

direto entre perpetrador e vítima, teoricamente poderia haver um efeito dissuasão pela vítima armada. Nesse caso, supondo ser o criminoso relativamente inelástico quanto à demanda por armas (o que parece ser bastante razoável, tendo em vista que a arma de fogo é o capital fixo mais importante para o criminoso) e considerando ser relevante o efeito “dissuasão pela vítima armada”, seria esperado que o desarmamento da população fizesse aumentar esse tipo de crime.

Para investigar a validade empírica do efeito “dissuasão pela vítima armada”, analisamos, em primeiro lugar, os incidentes envolvendo latrocínio,<sup>84</sup> que é um tipo de crime contra o patrimônio em que, como efeito colateral, o perpetrador mata a vítima. Geralmente é um tipo de delito cometido com o uso da arma de fogo e em aglomerações urbanas.

Os resultados expressos na Tabela 9 indicam não haver relação estatisticamente significativa entre a difusão de armas nas cidades e os latrocínios. Como parece razoável que o criminoso profissional seja relativamente inelástico à demanda por armas, que constituem seu principal capital fixo, os resultados expressos nessa tabela sugerem não haver evidência acerca de um virtual “efeito dissuasão pela população armada”.

**Tabela 9. Latrocínio (segundo os registros policiais)**

Variável dependente: <i>ln</i> (latrocínio por 100 mil habitantes)								
	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ln</i> (armas)	0.354**	0.077***	-0.109**	-0.118**	21.986***	-3.317	-1.936	-0.608
	(0.138)	(0.012)	(0.041)	(0.046)	(5.954)	(5.186)	(3.675)	(0.567)
<i>ln</i> (taxa de prisões <sub>t-1</sub> )				0.338			0.477	0.380
				(0.211)			(0.452)	(0.233)

(continua)

<sup>84</sup> Latrocínio é o roubo seguido de morte, caracterizado no art. 157, parágrafo 3º, do Código Penal.

(continuação)

Variável dependente: <i>ln</i> (latrocínio por 100 mil habitantes)								
	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ln</i> (taxa de roubo de veículos)				0.184			0.962	0.332
				(0.212)			(1.121)	(0.322)
Efeito fixo de cidade	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM	NÃO	SIM	SIM	SIM
Tendência por tamanho de cidade <sup>§</sup>	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Prob > F	0.0181	0.0000	0.0000	0.0000	0.0017	0.0000	0.0000	0.0000
"Hansen J statistic" - p-valor	-	-	-	-	0.527	0.563	0.445	0.523
Número de observações	206	206	206	206	206	206	206	206
Número de grupos	22	22	22	22	22	22	22	22

Fontes: SIM/Datasus e Secretaria Estadual de Segurança Pública de São Paulo.

Notas: A medida de armas utilizada foi a proporção de suicídios por PAF em relação ao total dos suicídios. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes. Erro-padrão cluster robusto entre parênteses. Efeito fixo de tempo se refere a dummies anuais. <sup>§</sup>: inclui uma tendência temporal linear para cada grupo de cidades (entre 50 mil e 100 mil habitantes; entre 100 mil e 200 mil habitantes; entre 200 mil e 300 mil habitantes; e mais de 300 mil habitantes). Os instrumentos excluídos foram: <sup>λ</sup>*ln* (armas<sub>2003</sub>); tamanho de cidade(p)<sup>ED</sup>; <sup>λ</sup>*ln* (armas<sub>2003</sub>); e tamanho de cidade(p).

\*\*\*  $p < 0.01$

\*\*  $p < 0.05$

\*  $p < 0.1$

Na classe dos crimes contra o patrimônio, analisamos também o roubo de veículos, que é um tipo de delito que se presta a vários fins: o comércio de peças e do próprio veículo; o transporte de ilícitos e dos próprios criminosos para a prática de outros crimes; e a desova de cadáveres. Levando-se em conta a especialização do tipo criminal e os valores envolvidos nos roubos de veículos, seria esperada uma baixa elasticidade preço da demanda de armas para tais criminosos. Nesse

contexto, caso o efeito dissuasão pela vítima armada fosse relevante, a política de desarmamento deveria acarretar o aumento desse tipo de delito (*coeteris paribus*), conforme discussão teórica (ver Tabela 2). Com efeito, os resultados listados na Tabela 10 indicam ou não haver relação estatisticamente significativa entre armas e roubo de veículos, ou haver uma relação positiva. Enquanto o coeficiente das armas nas regressões (6) e (7) foi não significativo, o coeficiente apresentado na coluna (8) foi positivo e significativo. Tendo em vista que o roubo de automóveis envolve geralmente o uso da arma de fogo, é possível que a última regressão esteja captando o aumento do custo esperado para o perpetrador andar armado na via pública após o ED, o que poderia redundar em sua prisão. De qualquer modo, a análise das regressões (6) a (8) não evidencia uma relação causal inequívoca entre armas e roubo de veículos.

**Tabela 10. Roubo de veículo (segundo os registros policiais)**

Variável dependente: <i>ln</i> (roubo de veículo por 100 mil habitantes)								
	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ln</i> (armas)	-0.459***	0.063***	0.020**	0.018*	2.358***	0.250	0.204	1.147**
	(0.155)	(0.013)	(0.010)	(0.010)	(0.531)	(0.361)	(0.352)	(0.512)
<i>ln</i> (taxa de prisões <sub>t-1</sub> )				-0.030			-0.027	0.062
				(0.053)			(0.056)	(0.121)
<i>ln</i> (taxa de homicídios)				0.038			0.076	0.087
				(0.038)			(0.047)	(0.077)
Efeito fixo de cidade	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM	SIM	NÃO	SIM	SIM
Tendência por tamanho de cidade <sup>5</sup>	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Prob > F	0.0039	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

(continua)

(continuação)

Variável dependente: <i>ln</i> (roubo de veículo por 100 mil habitantes)								
	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
"Hansen J statistic" - p-valor	-	-	-	-	0.451	0.450	0.443	0.538
Número de observações	695	695	695	695	695	695	695	695
Número de grupos	85	85	85	85	85	85	85	85

Fontes: SIM/Datasus e Secretaria Estadual de Segurança Pública de São Paulo.

Notas: A medida de armas utilizada foi a proporção de suicídios por PAF em relação ao total dos suicídios. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes. Erro-padrão cluster robusto entre parênteses. Efeito fixo de tempo se refere a dummies anuais. <sup>§</sup>: inclui uma tendência temporal linear para cada grupo de cidades (entre 50 mil e 100 mil habitantes; entre 100 mil e 200 mil habitantes; entre 200 mil e 300 mil habitantes; e mais de 300 mil habitantes). Os instrumentos excluídos foram: <sup>λ</sup><sub>ED</sub>\*ln (armas<sub>2003</sub>); tamanho de cidade(p)<sup>λ</sup><sub>ED</sub>\*ln (armas<sub>2003</sub>); e tamanho de cidade(p).

\*\*\* p<0.01

\*\* p<0.05

\* p<0.1

*A priori* não se deveria esperar que a política de desarmamento tivesse efeitos significativos sobre o consumo e o tráfico de drogas ilícitas. Como um teste de falseamento do método, fizemos regressões também para os crimes envolvendo drogas ilícitas, que se relacionam aos incidentes envolvendo uso, apreensões e tráfico de drogas, cujos resultados foram expressos na Tabela 11. De fato, conforme se pode observar nessa tabela, o coeficiente das armas é insignificante estatisticamente.

**Tabela 11. Crimes envolvendo drogas ilícitas (segundo os registros policiais)**

Variável dependente: <i>ln</i> (crimes envolvendo drogas por 100 mil habitantes)								
	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ln</i> (armas)	0.197***	-0.004	0.013	0.013	-1.116**	0.116	0.110	-0.494
	(0.072)	(0.008)	(0.008)	(0.009)	(0.450)	(0.394)	(0.369)	(0.750)

(continua)

(continuação)

Variável dependente: <i>ln</i> (crimes envolvendo drogas por 100 mil habitantes)								
	OLS				IV2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>ln</i> (taxa de prisões <sub>t-1</sub> )				0.080 (0.069)			0.091 (0.066)	0.042 (0.088)
<i>ln</i> (taxa de roubo de veículos)				0.040 (0.085)			0.024 (0.071)	0.090 (0.177)
Efeito fixo de cidade	NÃO	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM	SIM
Efeito fixo de tempo	NÃO	NÃO	SIM	SIM	SIM	NÃO	SIM	SIM
Tendência por tamanho de cidade <sup>§</sup>	NÃO	NÃO	NÃO	SIM	NÃO	NÃO	NÃO	SIM
Prob > F	0.0069	0.6740	0.0000	0.0000	0.0279	0.0000	0.0000	0.0000
"Hansen J statistic" - p-valor	-	-	-	-	0.329	0.470	0.420	0.385
Número de observações	797	797	797	797	797	797	797	797
Número de grupos	106	106	106	106	106	106	106	106

Fontes: SIM/Datasus e Secretaria Estadual de Segurança Pública de São Paulo.

Notas: A medida de armas utilizada foi a proporção de suicídios por PAF em relação ao total dos suicídios. As taxas de prisões e de roubo de veículos estão expressas por 100 mil habitantes. Erro-padrão cluster robusto entre parênteses. Efeito fixo de tempo se refere a dummies anuais. <sup>§</sup>: inclui uma tendência temporal linear para cada grupo de cidades (entre 50 mil e 100 mil habitantes; entre 100 mil e 200 mil habitantes; entre 200 mil e 300 mil habitantes; e mais de 300 mil habitantes). Os instrumentos excluídos foram: <sup>λ</sup>*ln* (armas<sub>2003</sub>); tamanho de cidade(p)<sup>λ</sup><sub>ED</sub>; <sup>\*</sup>*ln* (armas<sub>2003</sub>); e tamanho de cidade(p).

\*\*\*  $p < 0.01$

\*\*  $p < 0.05$

\*  $p < 0.1$

## 5. Conclusões

Menos armas, menos crimes? Nas duas últimas décadas, vários estudiosos de diversas áreas do conhecimento se debruçaram sobre essa ques-

tão. Não obstante a escassez de dados sobre a prevalência de armas e as dificuldades metodológicas subjacentes, a resposta parece ser positiva. Neste capítulo, inicialmente, discutimos as estratégias de identificação empregadas em alguns dos trabalhos mais citados na literatura e suas potenciais fragilidades. Apresentamos um modelo teórico de demanda por armas e crimes, no qual o dilema entre a prevalência de armas na cidade, o custo de obtenção da arma no mercado ilegal e o efeito dissuasão pela vítima armada foram analisados. O resultado teórico inconclusivo sobre o papel das armas para causar crimes indicou que a evidenciação dessa relação causal só poderia ocorrer no plano empírico.

Uma oportunidade de avaliar essa questão ocorreu no Brasil, por conta da introdução do Estatuto do Desarmamento, que fez aumentar substantivamente o custo de obtenção e de circulação com a arma de fogo, o que serviu como uma fonte de variação exógena para identificar corretamente o efeito. Em particular, analisamos as dinâmicas dos crimes apenas nos municípios do estado de São Paulo, em face da disponibilidade de dados confiáveis.

De 2001 a 2007, o número de homicídios diminuiu 60,1% em todo o estado, colocando São Paulo como um dos casos internacionais mais emblemáticos, ao lado de Nova Iorque e Bogotá. Os dados sobre as várias dinâmicas criminais indicaram, entretanto, que não houve uma queda generalizada da criminalidade em São Paulo. Ao contrário, os crimes contra a pessoa e contra o patrimônio aumentaram cerca de 20%. Com efeito, os crimes que tiveram maior queda foram aqueles geralmente praticados com o uso da arma de fogo. Mais interessante ainda, essa diminuição ocorreu de forma mais acentuada exatamente após a entrada em vigor do ED.

A fim de estimar o efeito causal de armas sobre crimes, formulamos um modelo empírico, no qual utilizamos a proporção de suicí-

dios por PAF como medida de prevalência de armas nos municípios paulistas. Como estratégia de identificação, para solucionar os problemas de simultaneidade e de variáveis omitidas, exploramos a variação temporal e *cross section* dos dados. Para tanto, estimamos um modelo com base no método IV2SLS, no qual utilizamos como instrumento a interação de uma *dummy* associada ao período de vigência do ED com a proporção de suicídios antes da sanção do ED, sob a hipótese de que a introdução da lei teria efeitos maiores justamente nas localidades onde a difusão de armas era maior antes da imposição do ED. Por outro lado, essa variável foi ainda interagida com o tamanho das cidades. Analisamos o impacto das armas sobre vários tipos de crime violentos contra a pessoa e contra o patrimônio. A análise do primeiro estágio indicou ser válido o conjunto de instrumentos utilizados.

Na análise do segundo estágio, os resultados apontaram que a elasticidade das armas em relação aos homicídios esteja num domínio entre 0,6 e 3,1, sendo 2,0 a elasticidade média obtida entre as várias especificações analisadas. Além dos dados provenientes dos registros policiais, utilizamos, alternativamente, os microdados provenientes do Sistema de Informações de Mortalidade (SIM), do Ministério da Saúde, com informações não apenas de homicídios, mas de homicídios perpetrados com o uso da arma de fogo. Os resultados se mantiveram estatisticamente significativos, ratificando a ideia de “menos armas, menos homicídios”.

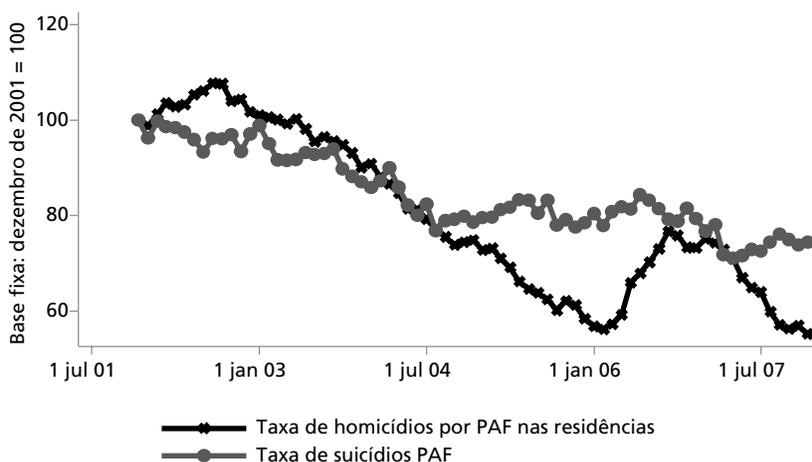
Curiosamente, o efeito da diminuição na prevalência de armas foi no sentido de aumentar as lesões corporais dolosas. Aparentemente esses resultados revelam um efeito substituição quanto aos meios para a resolução de conflitos interpessoais violentos, no qual a diminuição do acesso à arma de fogo fez com que os indivíduos envolvidos utilizassem instrumentos menos letais, como o próprio corpo, para a solução da contenda.

Em relação aos crimes contra o patrimônio (em particular, analisamos os crimes de latrocínio e de roubo de veículos), os resultados indicaram que a difusão de armas nas cidades não possui efeitos estatisticamente significativos sobre tais crimes. Esses resultados se encaixam perfeitamente na predição do modelo teórico discutido anteriormente, para o caso em que o efeito “dissuasão ao crime pela vítima potencialmente armada” é irrelevante.

Com isso, nossos resultados sugerem, ainda que de forma indireta, que, ao contrário do que é defendido por Lott e Mustard (1997) e Kleck (1997), pelo menos em São Paulo, o criminoso profissional não se abstém de cometer crimes pelo fato de a população se armar para a autodefesa. A difusão das armas de fogo nas cidades, entretanto, é um importante elemento criminógeno para fazer aumentar os crimes letais contra a pessoa.

## 6. Apêndice

Gráfico A1. Homicídio por PAF dentro das residências e suicídio por PAF



Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).  
Notas: Média móvel dos últimos 12 meses. Base fixa: dezembro de 2001 = 100

## 7. Referências

- BARTLEY, W. A.; COHEN, M. A. The effect of concealed weapons laws: an extreme bound analysis. *Economic Inquiry*, 36, n. 2, 1998.
- BECKER, G. S. Crime and punishment: an economic approach. *Journal of Political Economy*, 76 (2): 169-217, 1968.
- BJERREGAARD, B.; LIZOTTE, A. Gun ownership and gang membership. *The Journal of Criminal Law & Criminology*, v. 86, n. 1, 1995.
- BRONARS, S. G.; LOTT JR., J. R. Criminal deterrence, geographic spillovers, and the right to carry concealed handguns. *American Economic Review*, mai. 1998. Papers and proceedings.
- COOK, P.J. The influence of gun availability on violent crime patterns. *Crime and Justice: An Annual Review of Research* 4, p. 49-90, 1983.
- \_\_\_\_\_. The effect of gun availability on robbery and robbery murder: a cross-section study of fifty cities. *Policy Studies Review Annual* 3, p. 743-781, 1979.
- COOK, P. J.; LUDWIG, J. Defensive gun uses: new evidence from a national survey. *Journal of Quantitative Criminology*, v. 14, n. 2, 1998.
- \_\_\_\_\_. *The effects of gun prevalence on burglary: deterrence vs inducement*. NBER, 2002. Working Paper 8.926.
- COOK, P. J.; MOLLICONI, S.; COLE T. B. Regulating gun markets. *The Journal of Criminal Law & Criminology*, v. 86, n. 1, 1995.
- 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, jun. 1997.

DEZHBAKHSH, H.; RUBIN, P. Lives saved or lives lost? The effects of concealed-handgun laws on crime. *American Economic Review*, mai. 1998. Papers and proceedings.

\_\_\_\_\_. The effect of concealed handgun laws on crime: beyond the dummy variables. *International Review of Law and Economics*, 23, p. 199-216, 2003.

DUGGAN, M. More guns, more crime. *Journal of Political Economy*, v. 109, n. 5, 2001.

FERREIRA, S. P.; LIMA, R. S.; BESSA, V. Criminalidade violenta e homicídios em São Paulo: fatores explicativos e movimentos recentes. *Homicídios: políticas de controle e prevenção no Brasil*, ano 1, n. 3, p. 11-20. 2009 (Coleção Segurança com Cidadania).

GLAESER, E.; GLENDON; S. Who owns guns? Criminals, victims, and the culture of violence. *American Economic Review*, v. 88, n. 2, 1998.

GLAESER, E. L.; SACERDOTE, B.; SCHEINKMAN, J. A. Crime and social interactions. *The Quarterly Journal of Economics*, v. 111, n. 2, p. 507-548, May 1996. Published by The MIT Press.

KELLERMANN, A. L. *et al.* Gun ownership as a risk factor for homicide in the home. *The New England Journal of Medicine*, v. 329(15), p. 1.084-1.091, 1993.

KILLIAS, M. International correlations between gun ownership and rates of homicide and suicide. *Canadian Medical Association Journal*, 148 (10), mai. 1993.

KLECK, G. Capital punishment, gun ownership, and homicide. *The American Journal of Sociology*, v. 84, n. 4, p. 882-910, jan. 1979.

\_\_\_\_\_. *Targeting guns: firearms and their control*. New York: Walter de Gruyter, Inc., 1997.

\_\_\_\_\_. 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, fev. 2004.

LESTER, D. Crime as opportunity: a test of the hypothesis with European homicide rates. *British Journal of Criminology*, 31, p. 186-188, 1991.

LEVITT, S. D. Using electoral cycles in police hiring to estimate the effect of police on crime. *The American Economic Review*, v. 87, n. 3, p. 270-290, Jun. 1997.

LOTT JR., J. R. *More guns, less crime*. 2. ed. Chicago: University of Chicago Press, 2000.

LOTT JR., J. R.; PLASSMANN, F.; WHITLEY, J. E. *Confirming more guns, less crime*. December 9, 2002. Available at: SSRN <<http://ssrn.com/abstract=372361> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.372361>>. Acesso em: 2009.

LOTT JR., J. R.; MUSTARD, D. B. Crime, deterrence, and right-to-carry concealed handguns. *Journal of Legal Studies*, v. XXVI, jan. 1997.

LUDWIG, J. Concealed-gun-carrying laws and violent crime: evidence from state panel data. *International Review of Law and Economics*, 18, p. 239-254, 1998.

MCDOWALL, D. Firearm availability and homicide rates in Detroit, 1951-1986. *Social Forces*, 69(4), p. 1.085-1.101, jun. 1991.

MCDOWALL, D.; LOFTIN, C. E WIERSEMA, B. Easing concealed firearms laws: effects on homicide in three states. *The Journal of Criminal Law & Criminology*, v. 86, n. 1, 1995.

- MOODY, C. E.; MARVELL, T. B. Guns and crime. *Southern Economic Journal*, 71(4), p. 720-736, 2002.
- NEWTON, G. D.; ZIMRING, F. *Firearms and violence in American life – a staff report submitted to the National Commission on the Causes and Prevention of Violence*. Washington: Government Printing Office, 1969.
- POTASH, J. B. *et al.* Attempted suicide and alcoholism in bipolar disorder: clinical and familial relationships. *The American Journal of Psychiatry*, v. 157, p. 2.048-2.050, dez. 2000.
- SHERMAN, L. W.; SHAW, J. W.; ROGAN, D. P. *The Kansas city gun experiment*. National Institute of Justice – Research in Brief, jan. 1995.
- SLOAN, J. H. *et al.* Handgun regulations, crime, assaults, and homicide. A tale of two cities. *New England Journal of Medical*, 319, p. 1.256-1.262, 1988.
- STOLZENBERG, L.; D’ALESSIO, S. J. Gun availability and violent crime: new evidence from the national incident-based reporting system. *Social Forces*, 78(4), p. 1.461-1.482, jun. 2000.
- WOOLDRIDGE, J. M. *Econometric analysis of cross section and panel data*. Massachusetts: M.I.T, 2002.

## Capítulo 3

# Custo de bem-estar da violência letal no Brasil e desigualdades regionais, educacionais e de gênero

## Resumo

*Neste capítulo, estimamos o custo de bem-estar da violência letal no Brasil e analisamos como as heterogeneidades regionais, educacionais e de gênero afetam esse resultado. Na abordagem empregada, baseada em Rosen (1988) e em Soares (2006), calculamos a disposição marginal a pagar para evitar o risco de morte prematura por causa da violência. Os resultados, obtidos com base nas informações das características de cada indivíduo morto e em dados socioeconômicos e demográficos da população, indicam que o custo de bem-estar da violência letal representa 78% do PIB, o que equivale a uma parcela anual de 2,3% do PIB. Nossas análises indicaram ainda que o emprego de dados agregados para efetuar tais cálculos, sem levar em conta as heterogeneidades supramencionadas, pode conduzir a um viés de até um quarto do valor que seria obtido caso aquelas diferenças socioeconômicas fossem consideradas.*

# 1. Introdução

Neste trabalho, estima-se o custo de bem-estar da violência letal no Brasil,<sup>85</sup> com base na abordagem da disposição marginal a pagar (MWP)<sup>86</sup> para evitar o risco de morte prematura por homicídio. A análise desenvolvida, que se insere na literatura sobre o “valor da vida”, segue na mesma linha de Rosen (1988), Murphy e Topel (2003) e Soares (2006). A modelagem aqui empregada considera explicitamente o ciclo de vida e a probabilidade de sobrevivência dos indivíduos, bem como a renda e o consumo ótimo para cada idade. Além dessa dimensão temporal, consideramos também como as heterogeneidades regionais, de gênero e de escolaridade afetam o resultado agregado. Os cálculos foram baseados em informações das características de cada indivíduo morto e em dados socioeconômicos e demográficos da população. Nossos resultados indicaram haver uma significativa perda de bem-estar em consequência da diminuição na expectativa de vida ocasionada pela violência letal, equivalente a 78% do PIB, o que representa um custo anual de bem-estar de 2,3% do PIB. Contudo, tendo em vista a grande desigualdade da prevalência dos homicídios, relacionadas ao ciclo de vida, à região de residência, ao gênero e ao grau de escolaridade dos indivíduos, tem-se que os valores estimados mudam de forma substancial, quando tais características são ou não consideradas.

Estimativas sobre o custo da violência são importantes, pois, ainda que não constituam elementos suficientes para a alocação dos recursos entre as diversas políticas e programas de segurança pública, são elemen-

---

<sup>85</sup> *Em vista das hipóteses adotadas, discutidas posteriormente, calculamos limites inferiores para o custo de bem-estar em virtude da violência letal no Brasil.*

<sup>86</sup> *Será utilizado o acrônimo em inglês de Marginal Willingness to Pay, por se tratar de um padrão na literatura.*

tos necessários para a racionalização destes. Do ponto de vista da produção de políticas públicas ótimas, há ainda a necessidade de mensurar: (i) quais os custos associados aos outros problemas sociais; (ii) quão efetivas são as tecnologias de redução da violência *vis-à-vis* aquelas relacionadas aos outros problemas sociais; e (iii) como algumas daquelas políticas sociais exercem externalidades sobre a redução da violência.

Os países anglo-saxônicos são aqueles com maior tradição na elaboração de análises que envolvem os custos da violência. Anderson (1999) produziu um dos estudos mais abrangentes sobre as estimativas do custo da criminalidade nos EUA. Brand e Price (2000) calcularam o custo com a prevenção e consequências do crime na Inglaterra e País de Gales. Mayhew (2003) estimou os custos da violência na Austrália. Cálculos sobre o custo econômico da violência para a América Latina foram produzidos por Londoño, Gaviria e Guerrero (2000). Cerqueira *et al.* (2007) estimaram que o custo anual da violência no Brasil representava 5% do PIB.<sup>87</sup>

Este capítulo tem seis seções, incluindo esta introdução, além do apêndice. Na segunda seção, discutiremos as diferentes abordagens de cálculo do custo da violência, em particular, aquelas referentes ao método de preços hedônicos e de valoração contingente. Na terceira seção, apontaremos o modelo teórico em que estão sustentadas as estimações produzidas neste trabalho. Na quarta seção, apresentaremos as bases de dados e estratégias de calibração e cálculos. Os resultados obtidos são apontados e discutidos na quinta seção, que é seguida pelas conclusões.

---

<sup>87</sup> Nos cálculos, foram computadas: despesas do Estado com segurança pública, com o sistema prisional e com o tratamento das vítimas de violência no sistema de saúde pública; custos intangíveis com as mortes violentas; despesas com segurança privada e seguro; e perdas das vítimas por consequência de roubos e furtos.

## 2. Medindo o custo da violência

Três abordagens diferentes geralmente são utilizadas para medir o custo da violência. No primeiro método – de preços hedônicos –, a valoração do indivíduo quanto à exposição ao risco é estimada com base nos preços de mercado, que refletem as escolhas individuais. Alternativamente, no método de valoração contingente, os indivíduos são instados diretamente a revelar suas disposições marginais a pagar para evitar situações arriscadas. No terceiro método, que é o adotado neste trabalho, a valoração é obtida com base no efeito que a variação da expectativa de vida ocasionada pela violência causa na função valor do indivíduo, parametrizada a partir de uma função utilidade.

As aplicações mais recorrentes dos modelos de preços hedônicos ocorrem nos mercados de trabalho e imobiliário. No primeiro caso, a valoração quanto ao risco de mortalidade é estimada com base em diferenciais compensatórios para os empregos associados a uma taxa de risco maior. Contudo, uma questão sempre problemática é conseguir formular uma estratégia de identificação que permita isolar o efeito do risco sobre o salário, na medida em que existem potenciais variáveis não observadas na equação do salário, que podem estar correlacionadas com a variável de interesse. Como apontado por Viscusi e Aldy (2003), o esforço dos economistas para contornar esse problema tem se dado pela tentativa de impor controles que capturem a diferença de produtividade do trabalhador, bem como as diferenças nos atributos de qualidade do posto de trabalho. Nesse trabalho, Viscusi e Aldy apresentam uma extensa revisão com mais de sessenta artigos sobre valores monetários do risco de mortalidade (*mortality risk premium*) e aproximadamente quarenta estudos sobre valores monetários do risco de danos físicos (*injury risk premium*).

Os modelos de preços hedônicos no mercado imobiliário são baseados no fato de o preço do imóvel depender de um vetor de vários atributos, no caso: as características internas (como número de cômodos, metragem, garagem etc.); as características de localização (distância do centro, presença de escolas, comércio e bancos próximos etc.); e outras características particulares sobre as quais se deseja aferir a disposição a pagar dos indivíduos (taxa de homicídios na vizinhança, vista panorâmica etc.). Novamente, aqui a questão central refere-se ao método de como, entre os vários fatores que determinam o preço do imóvel, segregar o efeito sobre o preço do imóvel em virtude do desejo de se obter mais segurança. No caso do mercado imobiliário, além do problema de variáveis omitidas, há potencialmente a questão do viés de autosseleção, que decorreria, principalmente, do fato de a violência ser correlacionada com a renda dos indivíduos. A hipótese teórica implícita é que em um mercado que funcione adequadamente, o comportamento maximizador dos indivíduos faz com que eles comprem determinados imóveis de modo que suas disposições a pagar para obter um aumento marginal de um determinado atributo se igualem a seu preço hedônico. O primeiro trabalho a adotar essa metodologia para analisar o efeito da criminalidade foi Thaler (1978), que estimou a desvalorização dos imóveis em Rochester, Nova Iorque, em face da prevalência de crimes contra a propriedade. Vários autores seguiram essa linha de estudo e apresentaram evidências similares, como Hellman e Naroff (1979), Clark e Cosgrove (1990) e, mais recentemente, Lynch e Rasmussen (2001), que aplicaram uma metodologia de GIS (Geographic Information System).

O método de valoração contingente possui três vantagens. Em primeiro lugar o questionamento acerca da disposição a pagar por um determinado tipo de programa social gera muito mais informações, do que simplesmente a pergunta se determinado público prefere tal ou qual

programa. Em segundo lugar, o método permite a comparação direta pela população-alvo acerca de vários métodos ou políticas para resolver um mesmo problema, o que resolve o problema de autosseleção e da correlação entre o risco e a renda do indivíduo, já que essa variável pode ser introduzida. Por fim, a valoração contingente, ao gerar estimativas do valor econômico de uma determinada política social, permite que se use a análise de custo-benefício de modo a gerir eficientemente os recursos públicos. Isso ocorre porque geralmente é fácil obter a estimação do custo de determinado programa ou política social. Contudo, os benefícios dependem da efetividade do programa e da valoração econômica dos resultados, que pode ser estimada justamente pelo método em questão.

A metodologia da valoração contingente tem sido largamente empregada em estudos que envolvem diversas áreas sociais, dentre as quais na economia ambiental, cultura, área de saúde, entre outras. Em criminologia, apenas nos últimos anos essa abordagem tem sido mais utilizada. Alguns estudos que a adotam são Cohen *et al.* (2004), Atkinson, Healey e Mourato (2005), que estimaram o valor da prevenção de crimes violentos; Nagin e Piquero (2006), que analisaram programas de reabilitação de jovens infratores; Zarkin, Cates e Bala (2000), que valoraram os programas de tratamento ao abuso de drogas; e Cook e Ludwig (2000, 2001), que analisaram as políticas de controle de armas. Dentre eles, é interessante destacar o trabalho de Nagin e Piquero (2006), que procuraram estimar, por meio de entrevistas telefônicas, como a população da Pensilvânia valoraria dois tipos de políticas criminais, de encarceramento ou programas de reabilitação de jovens infratores.

O terceiro método, de Rosen (1988), procura apreciar o valor do aumento da expectativa de vida para o indivíduo, ocasionado pela contrafactual eliminação da violência letal. Essa abordagem foi

aplicada por Soares (2006), num primeiro trabalho no qual o custo de bem-estar da violência foi calculado para 73 países. No entanto, em virtude da perspectiva *cross-country* adotada, o autor reconhece que a principal limitação do artigo refere-se à hipótese implícita de que renda e vitimização sejam distribuídas homogeneamente pela população de cada país [Soares (2006)].<sup>88</sup> O presente capítulo objetiva justamente refinar os resultados para o Brasil. Uma diferença deste trabalho em relação a Soares (2006) consiste na introdução de outras características individuais – além da escolaridade, como local de residência e gênero – para a estimação da renda e probabilidade de sobrevivência. Por outro lado, no presente trabalho, em vez de trabalharmos com renda média por indivíduo, consideramos explicitamente a curva de rendimentos do indivíduo ao longo do seu ciclo de vida, assim como o consumo ótimo destes.

### 3. Modelo teórico

O modelo teórico apresentado segue de perto a abordagem desenvolvida por Rosen (1988), Murphy e Topel (2003) e Soares (2006). Uma primeira diferença em relação a Soares (2006) é que começamos por assumir que a violência letal<sup>89</sup> atinge de forma diferenciada os vários subgrupos populacionais de cada país, o que gera impacto na distribuição de sobrevivência condicional e, portanto, da expec-

---

<sup>88</sup> Contudo, é bastante provável que em cada país a vitimização atinja subgrupos populacionais de forma bastante diversa. Portanto, a depender da correlação entre renda e vitimização para cada um dos subgrupos populacionais afetados, tem-se que o cálculo da disposição marginal a pagar pode estar viesado. Por exemplo, em países (como o Brasil) onde haja grande desigualdade de renda e onde as maiores vítimas são exatamente os indivíduos de baixa renda, as perdas de bem-estar são sensivelmente superestimadas.

<sup>89</sup> Por violência letal estamos considerando nesse trabalho as mortes ocasionadas por agressões de terceiros, o que exclui os acidentes de trânsito, entre outros.

tativa de vida ao nascer, para cada um desses subgrupos. A partir da distribuição de sobrevivência, definiremos a função de sobrevivência condicional como  $S(t/a, g, s, UF, v)$ , que indica a probabilidade de um indivíduo viver até a idade  $t$ , dado que o mesmo tem idade  $t$ , é do sexo  $g$ ; seu grau de escolaridade é  $s$ ; e é residente em uma  $UF$ . Consideramos ainda que cada indivíduo de um mesmo subgrupo populacional está sujeito a uma taxa de vitimização  $v$ . Assim como aqueles autores, supomos que a utilidade no ciclo de vida do indivíduo é um valor descontado da utilidade do consumo em cada período ( $u(c_t)$ ), conforme descrito na equação (1) a seguir.<sup>90</sup> Note que, neste modelo, a utilidade do consumo é descontada não apenas por conta da taxa de desconto intertemporal do indivíduo ( $\beta$ ), mas ainda pela probabilidade de sobrevivência em cada momento, expressa pela função de sobrevivência  $S(t/a, g, s, UF, v)$ .<sup>91</sup>

$$(1) \quad U(a) = \sum_{t=a}^{\infty} \beta^{(t-a)} S(t/a, g, s, UF, v) u(c_t)$$

É assumida ainda a existência de um mercado de crédito completo, em que a restrição orçamentária do indivíduo é dada pela equação (2), em que  $r$  é a taxa de juros,  $A_a$  é a riqueza do indivíduo acumulada até a idade  $a$  e  $y(\cdot)$  é a renda do indivíduo.

$$(2) \quad A_a + \sum_{t=a}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{(t-a)} S(t/a, g, s, UF, v) y(t/a, g, s, UF) = \sum_{t=a}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{(t-a)} S(t/a, g, s, UF, v) c_t$$

<sup>90</sup> Para simplificar a notação escrevemos o consumo apenas como  $c_t$ , mas sem perder de vista que o consumo depende do perfil socioeconômico do indivíduo, que é uma função de  $a$ ,  $g$ ,  $s$  e  $UF$ .

<sup>91</sup> O modelo supõe, implicitamente, que a utilidade no estado de "morte" é normalizada a zero, conforme discutido por Rosen (1988).

A otimização do consumidor implica uma condição de primeira ordem descrita em (3),<sup>92</sup> em que  $\lambda_a$  é o multiplicador lagrangeano para o indivíduo com idade  $a$ .

$$(3) \quad \beta^{(t-a)} u'(c_t) = \lambda_a \left( \frac{1}{1+r} \right)^{(t-a)}$$

Usando o teorema do envelope, tem-se que a disposição marginal a pagar pela alteração na função de sobrevivência por causa da diminuição da violência é dada por:

$$MWP_{a,g,s,UF} = \frac{\partial V(a)}{\partial S} \frac{\partial S}{\partial v} \frac{1}{\lambda_a}$$

$$MWP_{a,g,s,UF} = \frac{\sum_{t=a}^{\infty} \beta^{(t-a)} u(c_t) \cdot S(t/a, g, s, UF, v)}{\lambda_a} +$$

$$\sum_{t=a}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{(t-a)} [y(t/a, g, s, UF) - c_t] \cdot S_v(t/a, g, s, UF, v)$$

onde  $S_v(t/a, g, s, UF, v)$  representa o impacto na função sobrevivência pela redução da violência letal. Considerando  $\varepsilon(c_t)$  como sendo a elasticidade da função utilidade instantânea ao consumo; e utilizando a condição de primeira ordem, tem-se que:

$$(4) \quad MWP_{a,g,s,UF} = \sum_{t=a}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{(t-a)} \left[ \frac{c_t}{\varepsilon(c_t)} + y(\cdot) - c_t \right] \cdot S_v(t/a, g, s, UF, v)$$

Note-se que a MWP será tanto maior quanto mais perto estiver o indivíduo do momento em que a mortalidade se reduz, isso porque o futuro é descontado a uma taxa  $r > 0$ . Por outro lado, note-se que, quanto maior é o consumo e quanto maior é a poupança no momento em que a redução da mortalidade ocorreria, maior é a disposição marginal

<sup>92</sup> A solução do programa deve deixar claro que a modelagem ora proposta toma como dado o nível de violência, não considerando efeitos de equilíbrio geral ou outros custos de bem-estar associados à mudança do padrão de consumo e alocação ineficiente de recursos para a prevenção à violência.

a pagar (MWP). Portanto, três forças conduzem ao resultado da MWP, a cada ano: o aumento da probabilidade de sobrevivência ocasionado pela erradicação do homicídio; o consumo; e a poupança. Considerando padrões e estatísticas internacionais descritos por Legge (2008) e por Hunnicutt (2004), em que a maior prevalência de homicídios se dá entre jovens, isso significa que a MWP assume menor valor no momento em que o indivíduo nasce, aumenta com a idade, não apenas porque se aproxima o momento de maior vitimização esperada, mas ainda porque a renda – e a poupança – do indivíduo aumentam com a idade, pelo menos até a fase adulta. Tendo sido superada a idade em que a maior prevalência de homicídio ocorre, os menores ganhos expectationais com a sobrevivência são confrontados com o aumento da poupança. Em determinada idade, na fase adulta, a diminuição dos ganhos potenciais, em termos de probabilidade de sobrevivência, passa a dominar o aumento de poupança, levando a MWP a diminuir desse ponto em diante.

A partir da equação (4), calcularemos a disposição marginal a pagar pela sociedade para diminuir a violência (SMWP).<sup>93</sup> Para tanto, consideraremos a estrutura demográfica das gerações atuais, bem como das gerações futuras, conforme equação (5):

$$(5) \quad SMWP = \sum_{UF=1}^{27} \sum_{g=1}^2 \sum_{s=0}^{15} \sum_{a=0}^{\infty} MWP_{a,g,s,UF} \cdot p(a, g, s, UF, 0) + \\ \sum_{UF=1}^{27} \sum_{g=1}^2 \sum_{s=0}^{15} \sum_{\tau=0}^{\infty} MWP_{0,g,s,UF} \cdot \left( \frac{1}{1+r} \right)^{\tau} p(0, g, s, UF, \tau)$$

onde  $p(a, g, s, UF, 0)$  corresponde à população com idade  $a$  e demais características, no momento atual, isto é em  $t = 0$ .

O segundo termo do lado direito da equação capta os ganhos, descontados a taxa de juros  $r$ , que as gerações futuras teriam com a

<sup>93</sup> *Social Marginal Willingness to Pay.*

diminuição dos homicídios no momento do nascimento. A equação  $p(0, g, s, UF, \tau)$  se refere à população com determinadas características  $(g, s, UF)$  que nascerá em cada ano  $\tau > t$ .<sup>94</sup> Esse termo é análogo ao utilizado na caracterização da provisão de bens públicos, na tradicional literatura de finanças públicas, e tem sido também introduzido nos trabalhos relacionados ao “valor da vida” como, por exemplo, em Murphy e Topel (2003) e Soares (2006). No caso específico aqui discutido, ele explicita o fato de que a erradicação *once and for all* dos homicídios no Brasil beneficiaria não apenas as gerações presentes, bem como aquelas que ainda estão para nascer.

## 4. Abordagem empírica e calibração do modelo

### 4.1 Base de dados utilizada

Para estimar a SMWP da violência letal no Brasil, conforme equações (4) e (5) na seção anterior, utilizamos dados provenientes de várias fontes. As informações sobre mortalidade foram obtidas a partir dos microdados do SIM/Datasus – para o ano de 2007 – que segue a 10ª revisão da Classificação Internacional de Doenças. Para cada indivíduo morto, identificamos a causa que gerou o primeiro processo mórbido (se agressão,<sup>95</sup> acidentes ou outras), o local de residência, o sexo e a classe de escolaridade.<sup>96</sup> As populações para cada subgrupo de categorias (por UF, sexo e escolaridade) foram obtidas com base na Pnad/IBGE de 2007. As rendas para cada subgrupo foram estimadas com base nas Pnads de 2006, 2007 e 2008.

---

<sup>94</sup> Na próxima seção, detalharemos o cálculo a ser feito.

<sup>95</sup> Subcategorias X850 a Y09.

<sup>96</sup> As classes de escolaridade são: 1 = 0 ano de estudo; 2 = 1 a 3 anos de estudo; 3 = 4 a 7 anos de estudo; 4 = 8 a 11 anos de estudo; e 5 = mais do que 11 anos de estudo.

Além dessas informações, utilizamos as projeções populacionais do IBGE, por UF e sexo, até 2050.

Em relação aos dados de mortalidade, uma questão central diz respeito à informação sobre o grau de escolaridade da vítima. Em 35,6% dos homicídios ocorridos em 2007, a escolaridade da vítima não foi informada ou era desconhecida. A princípio dois procedimentos poderiam ser adotados para lidar com esse problema: (i) utilizar algum método de imputação para os dados faltantes, com base na distribuição conjunta das demais características conhecidas da população; ou (ii) assumir a escolaridade desses indivíduos como sendo nula. Obviamente os dois procedimentos levam a uma estatística viesada da verdadeira escolaridade, se acreditarmos, como parece bastante plausível, que a maior probabilidade de um *missing data* ocorrerá justamente para indivíduos com baixa ou nenhuma escolaridade. Nesse caso, o primeiro procedimento levaria a superestimar a escolaridade verdadeira das vítimas, ao passo que o segundo procedimento levaria a subestimar essa escolaridade.

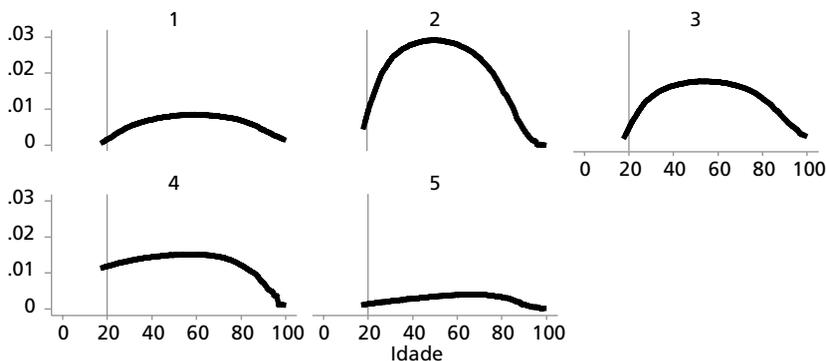
Os gráficos 1 e 2 parecem deixar claro esse fato, no qual apresentamos o impacto da erradicação dos homicídios sobre a probabilidade de sobrevivência dos indivíduos, ao longo do ciclo de vida, para cada classe de escolaridade. A diferença entre os dois gráficos consiste no fato de que, no primeiro, consideramos com escolaridade zero apenas os indivíduos assim classificados, ao passo que, no segundo gráfico, foram incluídos ainda como sem escolaridade aqueles indivíduos cuja escolaridade era desconhecida. Note-se que para as demais classes de escolaridade,<sup>97</sup> o impacto da violência na probabilidade de sobrevivência é decrescente com a classe de escolaridade. Porém, no Gráfico 1, o menor efeito da violência se daria exatamente para os indivíduos sem escolaridade, o que

---

<sup>97</sup> 1 = 0 anos de estudo; 2 = 1 a 3 anos de estudo; 3 = 4 a 7 anos de estudo; 4 = 8 a 11 anos de estudo; e 5 = mais do que 11 anos de estudo.

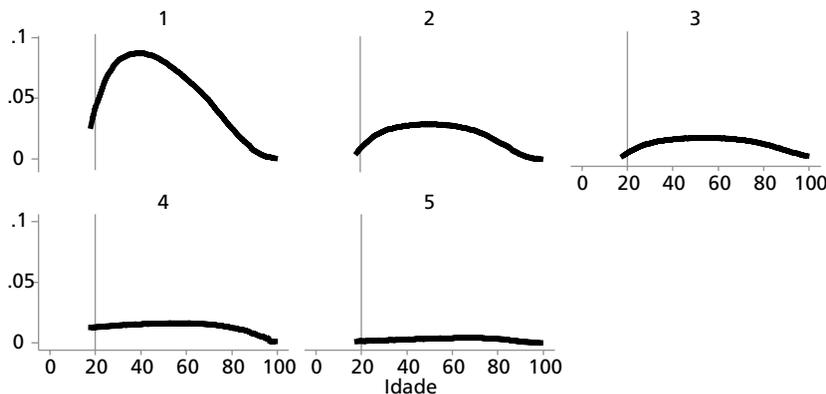
parece um contrassenso, na medida em os indivíduos sem escolaridade são exatamente os que possuem menos meios para se proteger ou para se mudar de um ambiente com maior prevalência de violência. No Gráfico 2, contudo, esse efeito parece, de fato, estar potencializado.

**Gráfico 1. Impacto da redução da violência sobre a probabilidade de sobrevivência, ao longo do ciclo de vida – considerando como sem escolaridade (1) apenas aqueles assim classificados**



Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

**Gráfico 2. Impacto da redução da violência sobre a probabilidade de sobrevivência, ao longo do ciclo de vida – considerando como sem escolaridade (1) aqueles assim classificados e mais os indivíduos cuja escolaridade era ignorada**



Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

Nota: Considerando ignorados como  $esc = 0$ .

Optamos pelo uso do segundo procedimento, em linha com a ideia de obter um limite inferior para o custo de bem-estar da violência letal no Brasil, o que nos leva a superestimar o número de indivíduos com nenhuma escolaridade vítimas de homicídios.

Conforme assinalado anteriormente, os subgrupos populacionais foram calculados com base na Pnad<sup>98</sup> de 2007. Entretanto, tendo em vista a menor confiabilidade da Pnad para gerar estimativas da população para subgrupos que levem em conta, além da UF, o sexo e anos de estudo do indivíduo, fizemos uma correção utilizando as informações da projeção populacional para 2007, feita pelo próprio IBGE, de modo a fazer com que os totais das populações segundo as duas fontes fossem iguais.

Para estimar a renda do indivíduo, condicional à UF de residência, sexo, idade e escolaridade, utilizamos um método de regressão local conhecido como LOESS, ou LOWESS (Locally Weighted Scatterplot Smoothing), em vez das tradicionais regressões lineares. A grande vantagem desse método é que não há a necessidade de impor uma estrutura paramétrica definida *a priori*, que pode gerar estimativas discrepantes para a renda obtida a partir da combinação de determinados valores das variáveis preditoras. De fato, em nossas análises preliminares, com base na Pnad de 2007, a estimativa da renda predita com base em regressões mincerianas (em *log*) indicou problemas de ajuste dos valores de renda próximos de zero, bem como dos valores de renda mais altos. Por outro lado, as maiores desvantagens do método são a necessidade de utilização mais intensiva de cálculos computacionais e de dados, o que não representa uma restrição efetiva, tendo em vista a disponibilidade das informações das Pnads para vários anos.

---

<sup>98</sup> Utilizamos a Pnad de 2007, tendo em vista que os dados de mortalidade utilizados referem-se a esse mesmo ano.

Assim, com base nas Pnads de 2006, 2007 e 2008, calculamos os rendimentos dos indivíduos<sup>99</sup> a preços de janeiro de 2010. Em seguida, dividimos a base de dados em 54 subamostras, para cada uma das unidades federativas e para cada sexo. Para cada uma dessas subamostras, utilizamos o método LOESS,<sup>100</sup> de modo a obter a renda predita para cada subgrupo. No modelo adotado, assumimos que a  $i$ -ésima medida de renda seja uma função da  $i$ -ésima medida de um vetor  $x$  dos preditores, que inclui idade e anos de estudo e mais um erro aleatório,  $\epsilon_i$ , conforme:  $y_i = g(x_i) + \epsilon_i$ . A ideia é que o valor de  $y_i$  possa ser aproximado localmente por uma regressão que fita os dados numa vizinhança do ponto  $x_0$ . O método de mínimos quadrados ponderados é usado para fitar funções lineares ou quadráticas dos preditores no centro da vizinhança do ponto  $x_0$ . Uma questão é a escolha do parâmetro de suavização que se relaciona ao tamanho do raio que compreende um percentual dos dados na vizinhança do ponto. Os valores fitados dependem crucialmente desse fator de suavização. Quando esse parâmetro assume um valor muito baixo, o valor predito interpola os dados, mas à custa de uma alta variância. Por outro lado, a variância pode ser diminuída com o aumento do valor associado ao parâmetro de suavização. No LOESS, o *trade-off* entre variância e predição que fita bem os dados é solucionado pela escolha de um parâmetro ótimo de suavização, que utiliza o critério de informação de Akaike, no qual esse parâmetro é escolhido de modo a minimizar uma função que depende do *log* da variância mais um termo que penaliza o excesso de suavização.

A partir das estimações, geramos então as rendas previstas para cada subgrupo populacional, que serão utilizadas na equação (4). Ou seja,

---

<sup>99</sup> A variável utilizada foi a V4720.

<sup>100</sup> O método implementado no SAS é o *proc loess*. Para mais detalhes, acessar: <<http://support.sas.com/rnd/app/papers/loessugi.pdf>>.

obtemos a curva de rendimentos preditos dos indivíduos residentes para dadas características, como UF de residência, sexo e grau de escolaridade.

## 4.2 A função sobrevivência

A função de sobrevivência  $S_v$  mede o aumento na probabilidade de sobrevivência, para um indivíduo a viver até a idade  $t$ , que se daria em razão da extinção das mortes violentas. Essa pode ser expressa, portanto, conforme descrito na equação (6), pela diferença da probabilidade de uma função sobrevivência contrafactual, em que não existissem mortes violentas, em relação à função de sobrevivência para dada taxa de vitimização observada.

$$(6) \quad S_v(t/a, g, s, UF, v) = SNV(t/a, g, s, UF, v=0) - S(t/a, g, s, UF, v)$$

Note-se que, por definição, os dois termos no lado direito da equação (6) representam as probabilidades conjuntas de o indivíduo viver da idade  $a$  até a idade  $a+1$ , e depois de  $a+1$  até  $a+2, \dots$  até  $t$ . Ou seja, considerando as probabilidades de sobrevivência ano a ano, tem-se que  $SNV(.)$  e  $S(.)$  podem ser reescritas como em (7).<sup>101</sup>

$$(7) \quad S(T, a) = \prod_{i=a}^{T-1} S(i+1, i) \quad \text{e} \quad SNV(T, a) = \prod_{i=a}^{T-1} SNV(i+1, i)$$

As probabilidades de sobrevivência de um ano para o outro podem ser obtidas com base nas informações de mortalidade e em dados da estrutura demográfica, conforme indicado nas expressões (8) e (9) em que  $N(.)$  representa o número de mortes no período;  $P(.)$  a população; e  $NV(.)$  o número de mortes excluídas as vítimas de violência letal.

$$(8) \quad S(i+1, i) = 1 - \frac{N(i+1, i)}{P(i+1, i)}$$

<sup>101</sup> Para simplificar a notação nas expressões, suprimimos as variáveis que identificam as subcategorias populacionais.

$$(9) \quad SNV(i+1, i) = 1 - \frac{N(i+1, i) - NV(i+1, i)}{P(i+1, i)}$$

Para o cálculo da função sobrevivência, em primeiro lugar, estimamos as probabilidades descritas em (8) e (9), para dado conjunto de características, isto é: gênero, escolaridade e unidade federativa de residência. A partir daí, com base em (7), calculamos a probabilidade desses indivíduos com idade  $a = 0, 1, 2, \dots, T-1$  anos viverem até o ano  $T$ , considerando ou não a violência letal, o que nos permitiu estimar a função de sobrevivência, conforme apontado na equação (6).

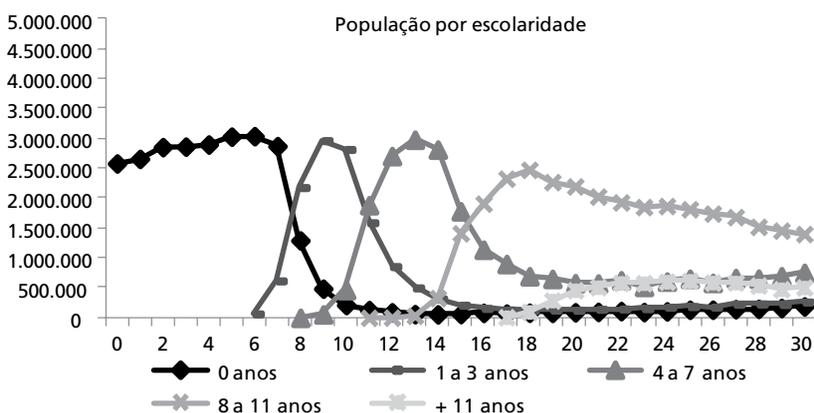
No presente capítulo, uma inovação feita em relação aos trabalhos anteriores e, em particular ao artigo de Soares (2006), foi o cálculo da função de sobrevivência levando em conta as heterogeneidades regionais, de gênero, de escolaridade e ao longo do ciclo de vida. Conforme detalharemos nos resultados, que seguem na seção subsequente, a prevalência da violência letal no Brasil acomete com maior prevalência homens e indivíduos com baixa escolaridade. Exatamente a correlação da prevalência da violência com a renda de indivíduos que possuem tais características é a fonte do viés no cálculo da disposição marginal a pagar social para evitar a violência.

Contudo, a introdução dessas heterogeneidades para o cálculo da função sobrevivência impõe algumas dificuldades adicionais pelo fato dos indivíduos mudarem, potencialmente, ao longo de sua vida algumas das características mencionadas. A migração dos indivíduos de uma unidade federativa para outra não parece suscitar um problema de maior importância. Entretanto, a questão da escolaridade é crucial, uma vez que a violência letal atinge muito mais os jovens que, eventualmente, não obtiveram o grau de escolaridade que viriam a ter caso continuassem vivos. Dito de outro modo, o importante para o cálculo da disposição marginal a pagar não é a escolaridade que a criança ou o jovem possui, caso vitima-

do, mas a escolaridade que este indivíduo provavelmente teria se permanecesse vivo, uma vez que o foco de interesse é sobre a renda permanente do indivíduo, que depende do grau de escolaridade quando adulto.

Para contornar esse problema, foi assumido que a distribuição da escolaridade futura desses jovens, quando se tornarem adultos, reproduz a distribuição de escolaridade da coorte dos adultos observada no ano de 2007. Certamente essa é mais uma hipótese conservadora, em relação ao valor estimado da disposição a pagar social, tendo em vista que a tendência nas últimas décadas no Brasil tem sido de aumentar o grau de escolarização, de modo que é provável que a coorte dos jovens hoje venha a possuir um maior grau de escolarização quando adulto, em relação aos adultos da atualidade. Mais especificamente supomos que a distribuição de escolaridade dos jovens seja equivalente à distribuição de escolaridade dos indivíduos com 25 anos de idade. Como se pode verificar no Gráfico 3, parece bastante razoável a escolha dessa idade para a parametrização, já que aparentemente nessa idade se encerra, para a maioria dos jovens no Brasil, o ciclo escolar, conforme sugere o Gráfico 3.

**Gráfico 3. O ciclo escolar**



Fonte: Elaboração própria, com base em Pnad/IBGE.

### 4.3 Disposição marginal a pagar

Os dados do SIM/MS fornecem apenas cinco classes de escolaridade dos indivíduos,<sup>102</sup> ao passo que os dados da Pnad permitem a estimação da curva de salário para cada ano de estudo. De modo a utilizar a informação mais detalhada da Pnad, no cálculo da disposição marginal a pagar, assumiremos que as probabilidades de sobrevivência são as mesmas para os indivíduos na mesma classe de escolaridade, ainda que as rendas difiram, em face de diferentes anos de estudo.

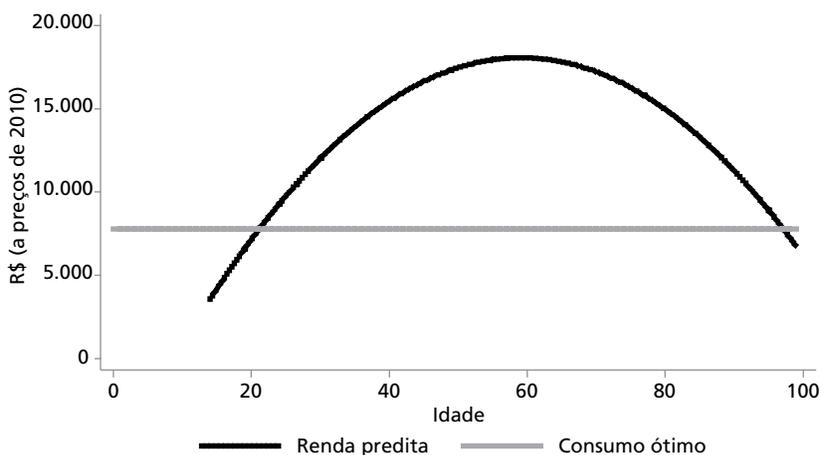
Outro ponto importante a destacar neste trabalho é que levamos em conta o ciclo de vida do indivíduo, no que diz respeito a sua curva de rendimentos e ao consumo ótimo. Contudo, o grande problema diz respeito à indisponibilidade dos dados de consumo dos indivíduos ao longo de sua vida. Para contornar esse obstáculo, vamos supor em primeiro lugar, que  $\beta = \frac{1}{1+r}$ . Com isso, a partir da condição de primeira ordem descrita em (3), segue-se que  $c_t = u^{t-1}(\lambda_a)$ . Levando em conta a hipótese da existência de um mercado de créditos e seguro completo, é razoável admitir que o consumidor procura suavizar consumo e que  $\lambda_a = \lambda \Rightarrow c_t = c = \text{constante}$ . Considerando ainda que  $A_0=0$ . Da restrição orçamentária, podemos calcular o valor ótimo do consumo, avaliado ao nascer, apontado em (10), em que supomos que o indivíduo leve em conta sua probabilidade de sobrevivência.

$$(10) \quad c(g, s, UF, v) = \frac{\sum_{t=a}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{(t-a)} S(t/0, g, s, UF, v) \cdot y(t/0, g, s, UF)}{\sum_{t=a}^{\infty} \left( \frac{1}{1+r} \right)^{(t-a)} S(t/0, g, s, UF, v)}$$

<sup>102</sup> Sem escolaridade; um a três anos de estudo; quatro a sete anos de estudo; oito a 11 anos de estudo; ou mais do que 11 anos de estudo.

O Gráfico 4 aponta o rendimento médio do brasileiro (sem considerar diferenças de gênero, escolaridade ou local de residência), bem como o consumo ótimo anual, ao longo da vida, para a geração recém-nascida.

**Gráfico 4. Renda predita e consumo ótimo ao nascer**



Fonte: Elaboração própria, com base em Pnad/IBGE.

Para efetuar o cálculo da MWP, apontado na equação (4), consideraremos ainda que a elasticidade da utilidade instantânea em relação ao consumo<sup>103</sup> como sendo  $\varepsilon(c_t) = 0,35$ . No que se refere ao componente da SMWP relativo às gerações futuras – segundo membro do lado direito da equação (5) – utilizamos as projeções de nascimentos do IBGE até 2050, por UF e sexo, distribuindo a população por anos de estudo, conforme a distribuição de escolaridade da coorte de 25 anos, observada em 2007.

Na próxima seção, apresentaremos os resultados sem considerar diferenças de características individuais (resultados agregados), levando

<sup>103</sup> Essa é a elasticidade estimada por Murphy e Topel (2003), com base na abordagem de diferenciais compensatórios para risco de mortalidade ocupacional. Soares (2006) utiliza uma elasticidade bastante parecida, sendo  $\varepsilon = 0,346$ .

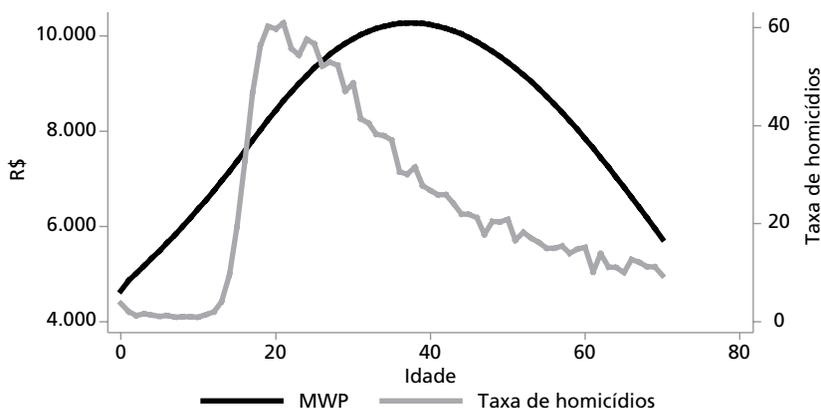
em conta apenas as diferenças regionais e de gênero e, ainda, discriminando a informação por todas essas características, conjuntamente.

## 5. Resultados

### 5.1 Resultados com informações agregadas

Em 2007, a taxa de homicídios por 100 mil habitantes no Brasil foi de 25,9. A prevalência dos homicídios observada nesse ano foi responsável pela perda de expectativa de vida ao nascer de 0,7 ano. Contudo, conforme apontado no Gráfico 5, essa violência letal era bastante desigual, vitimando principalmente os jovens entre 16 e 35 anos. Esse mesmo gráfico destaca ainda a evolução da disposição marginal a pagar para evitar a violência (MWP) ao longo da vida, que atinge o valor máximo de R\$ 10.269, para os indivíduos de 37 anos.<sup>104</sup> A partir dessa idade, portanto, a menor probabilidade de vitimização e maior fator de desconto da renda fazem que a MWP diminua paulatinamente.

Gráfico 5. Disposição marginal ao pagar (MWP) e taxa de homicídios\*



Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e Pnad/IBGE.

\* Por 100.000 habitantes.

<sup>104</sup> Todos os valores reportados estão em preços constantes de janeiro de 2010.

Os resultados agregados indicaram que o valor da social disposição marginal a pagar (SMWP) das gerações atuais para evitar a violência gira em torno de R\$ 1,53 trilhão, que, somado ao montante das gerações futuras, redundava em um custo de bem-estar da violência letal de R\$ 1,89 trilhão, o que representa 60,2% do PIB. Todavia, como esse indicador representa o quociente de um estoque (SMWP) por um fluxo (PIB), a fim de obter um valor anual, calculamos o fluxo associado a uma perpetuidade, menos a taxa de desconto de 3% a.a., o que resulta em um custo de bem-estar anual de 1,8% do PIB.

## 5.2 Resultados com informações discriminadas por unidades federativas

Quando os dados são discriminados pela unidade federativa, o custo da violência letal é diminuído, em relação à análise agregada, em 3,4 pontos percentuais do PIB, passando a corresponder a 56,8% do PIB. Conforme se pode observar na Tabela 1, há uma enorme heterogeneidade da prevalência dos homicídios nos estados brasileiros, com a taxa por 100 mil habitantes variando de 11,6, em Santa Catarina, a 61,4, em Alagoas, o que faz com que a expectativa de anos de vida perdidos em consequência da violência varie de 0,31 a 1,67 ano, respectivamente, nesses estados. Por outro lado, a MWP aos 18 anos de idade varia de R\$ 2.932 no Piauí, um estado com baixa prevalência de homicídios e baixa renda *per capita*, a R\$ 19.318 no Distrito Federal, onde a taxa de homicídios é superior à média nacional, assim como a renda *per capita*, que é bastante superior. O que há de comum nas dinâmicas dos homicídios entre os estados brasileiros, conforme explicitado no Gráfico A1 (ver Apêndice), é a grande predominância da letalidade de jovens, em torno de vinte anos. Quando considerados os resultados totais, levando em conta a estrutura demográfica, as maiores unidades federativas obviamente lideram o custo de bem-estar da violência, que varia de R\$ 261,80 bilhões, em São Paulo, a R\$ 4,28 bilhões, em Roraima.

**Tabela 1. Homicídios e WMP por unidade federativa (UF)**

UF	Taxa de homicídios	Expectativa de vida ao nascer	Expectativa de vida ao nascer sem violência	Expectativa de anos de vida perdidos devido à violência	MWP aos 18 anos (R\$)	SMWP da geração corrente (R\$ bilhões)	SMWP das gerações futuras (R\$ bilhões)	SMWP total (R\$ bilhões)
SP	15,6	73,4	73,8	0,41	5.091	219,00	42,80	261,80
RJ	39,0	71,6	72,7	1,08	14.084	217,00	36,20	253,20
MG	22,0	73,6	74,2	0,61	6.453	128,00	27,70	155,70
PE	54,6	71,3	72,7	1,42	13.955	119,00	30,80	149,80
PR	31,0	72,2	73,1	0,83	11.060	114,00	25,50	139,50
BA	26,5	74,9	75,6	0,74	6.311	90,80	23,70	114,50
RS	21,3	73,2	73,8	0,59	7.024	78,00	15,80	93,80
PA	30,3	75,0	75,8	0,87	7.175	53,10	19,00	72,10
ES	54,8	72,4	73,8	1,46	15.179	54,50	12,40	66,90
DF	29,1	73,7	74,5	0,76	19.318	46,40	13,90	60,30
GO	26,9	73,4	74,2	0,71	7.845	46,80	11,90	58,70
CE	24,1	75,5	76,2	0,70	5.082	43,60	11,30	54,90
AL	61,4	71,6	73,3	1,67	13.422	41,80	11,00	52,80
MT	31,1	72,2	73,1	0,83	8.169	25,50	7,25	32,75
MA	18,5	77,0	77,6	0,58	3.626	23,60	7,34	30,94
MS	31,2	72,2	73,0	0,83	9.543	23,00	4,79	27,79
PB	24,4	73,6	74,3	0,67	5.957	21,90	5,60	27,50
AM	21,6	73,5	74,1	0,62	5.562	18,80	6,51	25,31
SC	11,6	72,9	73,2	0,31	3.450	21,30	3,83	25,13
RN	19,6	75,0	75,5	0,54	4.556	14,50	4,04	18,54
SE	26,5	72,4	73,1	0,70	5.441	11,30	3,29	14,59
RO	27,7	75,4	76,2	0,80	6.284	10,50	3,13	13,63
PI	13,5	74,9	75,3	0,38	2.932	9,57	2,60	12,17
TO	17,4	75,8	76,4	0,54	4.061	5,97	1,43	7,40
AP	27,1	76,6	77,5	0,83	6.841	4,37	1,74	6,11
AC	20,8	71,6	72,2	0,62	5.640	3,82	1,45	5,27
RR	28,7	76,2	77,2	1,01	7.278	3,28	1,00	4,28
<b>Total Brasil</b>						<b>1.449,41</b>	<b>336,00</b>	<b>1.785,41</b>

Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e Pnad/IBGE.

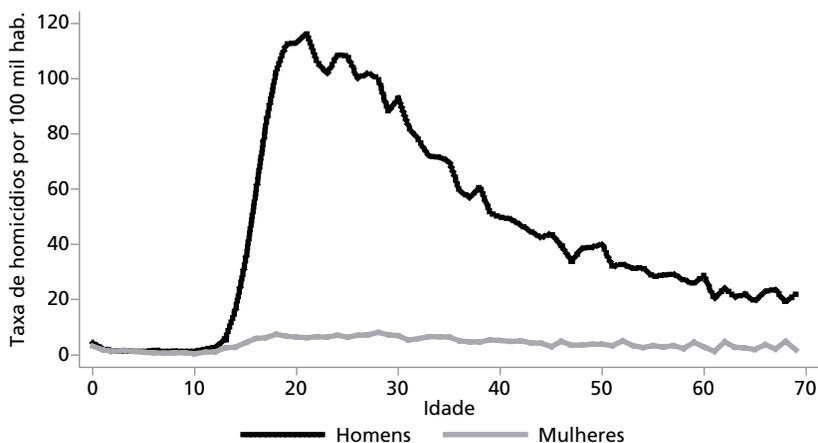
## 5.3 Resultados com informações discriminadas por gênero

Quando o gênero do indivíduo é identificado, o custo de bem-estar da violência alcança o patamar de 69,7% do PIB, o que corresponde a

um SMWP total de R\$ 2,19 trilhões, sendo R\$ 1,76 trilhão por causa da geração atual e R\$ 432 bilhões em razão das gerações futuras. Tal aumento na quantificação do custo de bem-estar, em relação à análise agregada, é em consequência da forte correlação positiva entre a vitimização e renda por gênero. O Gráfico 6, abaixo, que relaciona a taxa de homicídios ao longo da vida, mostra a enorme diferença na taxa de vitimização, que, para os homens, chega a alcançar 120, por 100 mil homens, ao passo que a mesma taxa para as mulheres não passa de 10.

A diferença de gênero faz com que, no cômputo geral, as mulheres tenham uma maior expectativa de vida ao nascer<sup>105</sup> (77,3 anos, contra 69,7 anos dos homens). Porém, a violência fatal é um fator que, sozinho, faz com que haja uma diminuição da expectativa de vida de 1,2 ano para os homens, mas de apenas 0,13 ano para as mulheres.

**Gráfico 6. Taxa de homicídios por gênero, ao longo da vida (por 100 mil habitantes)**



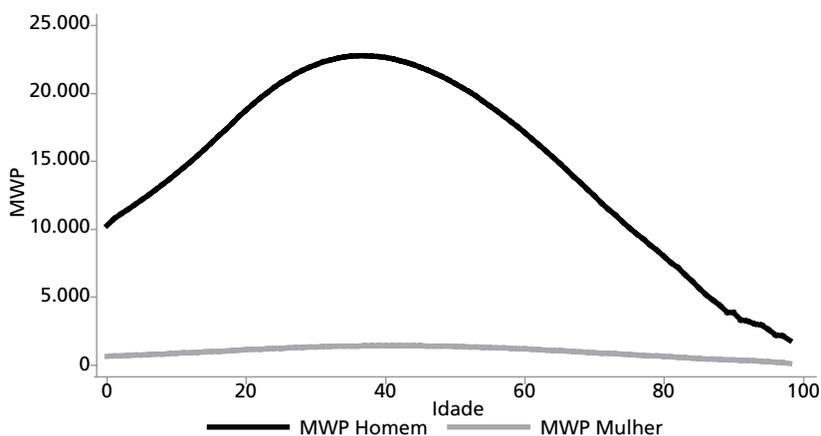
Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

Além da maior vitimização observada para os homens, seus rendimentos são bastante superiores aos das mulheres, fazendo com

<sup>105</sup> Em razão de uma série de fatores socioeconômicos, entre os quais, o estilo de vida e a colocação no mercado de trabalho.

que a MWP dos homens, para qualquer idade seja cerca de 10 a 16 vezes maior do que a MWP para as mulheres. Conforme apontado no Gráfico 7, pode-se ainda observar que, enquanto a MWP dos homens atinge um máximo de R\$ 22.767 aos 37 anos de idade, o mesmo indicador para as mulheres atinge o máximo de R\$ 1.427, aos 41 anos.

**Gráfico 7. MWP por gênero, ao longo do ciclo de vida**



Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e Pnad/IBGE.

Levando em conta a estrutura demográfica, a SMWP englobando as gerações correntes e futuras faz com que o custo de bem-estar da violência letal alcance um patamar de R\$ 2,06 trilhões para os homens e de R\$ 133 bilhões, para as mulheres.

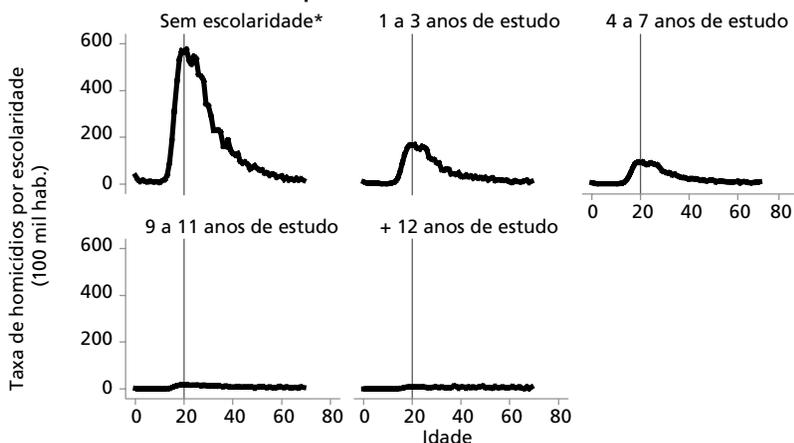
## 5.4 Resultados com informações discriminadas por escolaridade

No Brasil, as principais vítimas de homicídios são jovens, provenientes de famílias pobres e com baixa escolaridade. Essa correlação negativa entre probabilidade de vitimização e renda faz com que haja uma diminuição do valor estimado do custo de bem-estar (em relação à análise com dados agregados) quando os indivíduos são segregados por escolaridade.

O Gráfico 8 descreve a taxa de homicídios por 100 mil habitantes, ao longo da vida dos indivíduos, por graus de escolaridade. Nesse cálculo, e nos demais que seguem, imputamos às coortes etárias abaixo de 25 anos uma distribuição de escolaridade equivalente a que esses jovens teriam quando adultos, sob a hipótese de que essa distribuição de escolaridade seria equivalente à observada nos dias atuais.<sup>106</sup> É interessante notar nesse gráfico dois pontos: independentemente da escolaridade, a prevalência de vitimização dos jovens é sempre maior; por outro lado, indivíduos que alcançaram pelo menos o segundo ciclo do ensino médio têm uma redução substancial na probabilidade de sofrer homicídio.

De fato, nossos cálculos indicam que a perda de expectativa de anos de vida, em face da violência letal, para indivíduos sem escolaridade, apenas com o ciclo do ensino fundamental, com o primeiro e o segundo ciclo do ensino médio e com grau universitário, é de, respectivamente, 2,8; 1,4; 1,0; 0,2; e 0,1 anos de vida.

**Gráfico 8. Taxa de homicídios por classe de escolaridade**

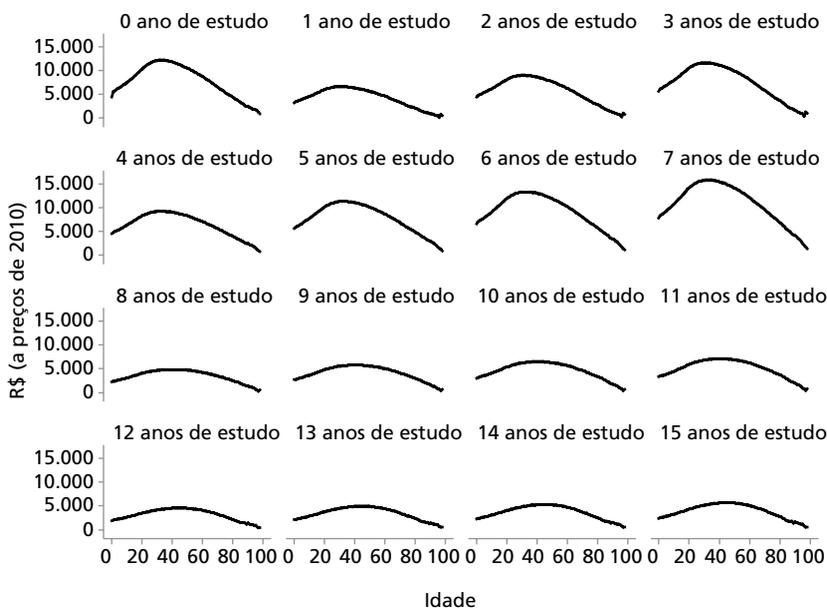


Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).  
\*Os indivíduos com escolaridade ignorada foram classificados aqui como sem escolaridade.

<sup>106</sup> Chamamos novamente a atenção para o fato de que a classe dos indivíduos sem escolaridade esteja, provavelmente, superestimando a verdadeira taxa de homicídios, uma vez que agregamos nessa classe as vítimas com escolaridade desconhecida.

É ainda interessante analisar a MWP, ao longo da vida, por anos de estudo. Conforme apontado no Gráfico 9, de um a sete anos de estudo, a MWP aumenta, influenciada sobretudo pelo aumento de renda dos indivíduos. No entanto, a partir do oitavo ano de estudo, a menor taxa de vitimização passa a predominar, fazendo com que as curvas de MWP sejam deslocadas para baixo.

**Gráfico 9. MWP por anos de estudo, ao longo da vida**



Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e Pnad/IBGE.

Nota: Foram considerados sem escolaridade aqueles indivíduos com escolaridade desconhecida.

Finalmente, quando a análise é feita discriminando o grau de escolaridade dos indivíduos, a SMWP das gerações correntes soma R\$ 1,19 trilhão, ao passo que a SMWP das gerações futuras alcança o patamar de R\$ 272 bilhões, totalizando um custo de bem-estar da violência letal de R\$ 1,46 trilhão, ou 46,5% do PIB.

## 5.5 Resultados com informações discriminadas por UF, gênero e escolaridade

Nas estimações anteriores, verificamos que a desagregação das informações por gênero revelou uma forte correlação positiva entre vitimização e renda, fazendo com que os resultados obtidos em termos da SMWP fossem superiores em relação àqueles obtidos com dados agregados. O contrário sucedeu quando as informações foram desagregadas por escolaridade. Quando as três fontes de heterogeneidade são consideradas, há uma correlação entre a vitimização e a renda, por gênero e por escolaridade nas unidades federativas, que faz com que a SMWP fique ainda maior.

A Tabela 2 apresenta o total da disposição a pagar para reduzir a violência por cada unidade federativa, tendo sido consideradas ainda as heterogeneidades de gênero e de escolaridade. Segundo essa perspectiva, o custo de bem-estar da violência letal no Brasil é de R\$ 2,45 trilhões, o que corresponde a 78% do PIB, ou um custo anual da ordem de 2,34% do PIB. Comparando essa tabela com a Tabela 1, quando apenas as diferenças regionais eram consideradas, percebe-se que a SMWP para cada estado aumentou, sendo que a variação ocorrida não se deu de forma homogênea. Por exemplo, o Paraná que, na tabela anterior, aparecia apenas na quinta posição entre os estados com maior SMWP, na Tabela 2 aparece na terceira posição.

**Tabela 2. Social disposição marginal a pagar (SMWP) por UF, considerando as diferenças de gênero e escolaridade**

UF	SMWP da geração corrente (R\$ bilhões)	SMWP das gerações futuras (R\$ bilhões)	SMWP total (R\$ bilhões)
SP	335,00	48,50	383,50
RJ	301,00	42,00	343,00
PR	232,00	41,60	273,60
MG	182,00	35,50	217,50

(continua)

(continuação)

UF	SMWP da geração corrente (R\$ bilhões)	SMWP das gerações futuras (R\$ bilhões)	SMWP total (R\$ bilhões)
BA	144,00	39,70	183,70
PE	129,00	31,00	160,00
PA	76,80	25,90	102,70
DF	75,10	16,50	91,60
RS	74,00	8,98	82,98
GO	65,60	10,60	76,20
CE	50,80	11,00	61,80
MT	48,30	13,40	61,70
MS	50,60	2,76	53,36
MA	39,00	10,80	49,80
AM	33,90	10,80	44,70
AL	39,20	3,98	43,18
ES	38,30	4,88	43,18
SC	25,60	3,01	28,61
RN	20,60	4,66	25,26
PB	20,10	3,58	23,68
PI	17,40	5,59	22,99
SE	17,00	5,15	22,15
RO	13,00	2,58	15,58
AP	12,90	0,99	13,89
TO	11,00	2,55	13,55
AC	4,93	1,95	6,88
RR	4,76	1,73	6,49
<b>Total Brasil</b>	<b>2.061,89</b>	<b>389,69</b>	<b>2.451,58</b>

Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e Pnad/IBGE.

## 6. Conclusões

Dois objetivos nortearam o presente trabalho: estimar o custo de bem-estar da violência letal no Brasil (CBES); e analisar o potencial viés que poderia advir ao não se considerarem as diferenças regionais, educacionais e de gênero na dinâmica da violência letal e da geração de renda entre os indivíduos. A análise aqui elaborada foi balizada na teoria da disposição marginal a pagar para aumentar a expectativa de vida, desenvolvida por Rosen (1988).

O modelo empírico seguiu de perto Soares (2006), entretanto levando em conta as heterogeneidades socioeconômicas supramencionadas.

Os resultados obtidos devem ser interpretados como um limite inferior do custo de bem-estar associados à redução da expectativa de vida que se dá em consequência das mortes violentas. Outros elementos que constituem custos para a sociedade, associados à violência, não foram considerados, como as despesas privadas e do Estado para evitar a violência e para lidar com o tratamento e as consequências desta, ou custos intangíveis associados à valoração quanto ao medo, que não são levados em conta na função utilidade.

A Tabela 3 resume os principais resultados. Quando consideradas as heterogeneidades regionais, educacionais e de gênero, o custo de bem-estar da violência letal no Brasil, em 2007, somava R\$ 2,45 trilhões, em valores de janeiro de 2010, o que representava 78% do PIB, ou um custo anual<sup>107</sup> de 2,3% do PIB. Sem levar em conta essas diferenças socioeconômicas entre os vários subgrupos populacionais, no cálculo agregado, o custo de bem-estar alcançou R\$ 1,89 trilhão (60,2% do PIB), ou um viés de -22,9% em relação à primeira estimativa.

**Tabela 3. SMWP da violência letal no Brasil**

Cálculo		SMWP corrente (R\$ bilhões)	SMWP futura (R\$ bilhões)	SMWP total (R\$ bilhões)	% PIB	% PIB anual (perpetuidade)	Diferença
<b>Agregado</b>		1.530	361	1.891	60,29(%)	1,8(%)	-22,9(%)
<b>Discriminando por:</b>	<b>Sexo</b>	1.759	432	2.191	69,7(%)	2,1(%)	-10,6(%)
	<b>UF</b>	1.449	336	1.785	56,8(%)	1,7(%)	-27,2(%)
	<b>Escolaridade</b>	1.190	272	1.462	46,5(%)	1,4(%)	-40,4(%)
	<b>UF, sexo e escolaridade</b>	2.062	390	2.452	78,0(%)	2,3(%)	<i>Benchmark</i>

Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e Pnad/IBGE.

Nota: Valores expressos em preços de janeiro de 2010.

<sup>107</sup> Para o custo anual, estamos considerando uma perpetuidade com taxa de desconto de 3%.

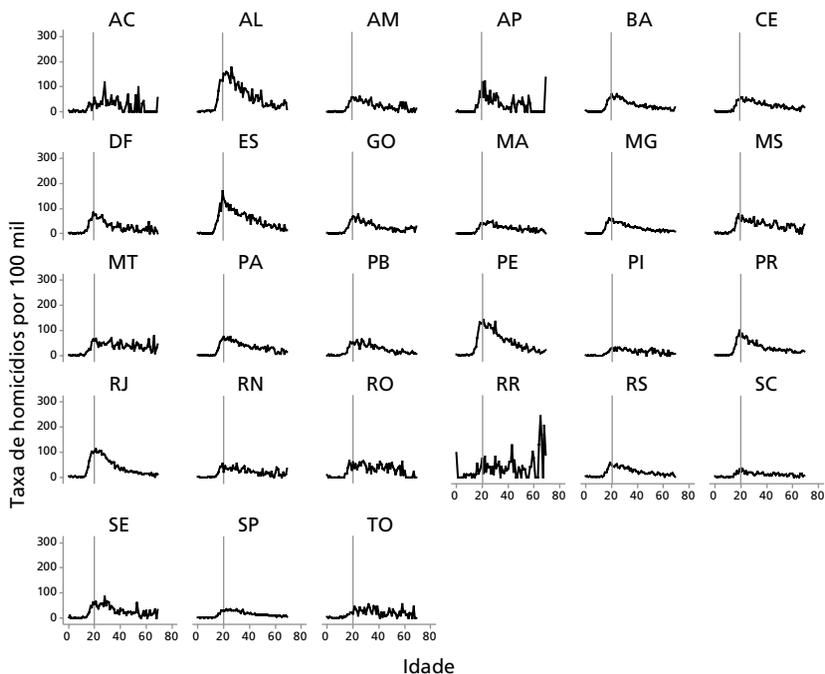
No Brasil, as principais vítimas de homicídios são homens, jovens e com baixa escolaridade. Era, portanto, de esperar que a correlação negativa entre vitimização e escolaridade levasse a uma diminuição na estimativa do custo de bem-estar, em relação aos cálculos agregados, quando os dados são discriminados apenas pelo grau de escolaridade. De fato, nesse caso, a SMWP da violência letal passa a somar R\$ 1,46 trilhão, ou 46,5% do PIB. Por outro lado, quando o gênero da vítima passa a ser a única variável de categorização, a estimativa da SMWP aumenta de forma substantiva para R\$ 2,19 trilhões, o que representa 69,7% do PIB, em face da forte correlação entre renda e vitimização por gênero. Em relação às heterogeneidades regionais, é interessante notar que a despeito da grande dispersão na prevalência dos homicídios entre as unidades federativas brasileiras, quando os dados são discriminados levando em conta apenas a localidade, o resultado muda relativamente pouco em relação à análise com dados agregados.

Admitindo como *benchmark* a estimativa em que a análise dos dados leva em conta as diferenças regionais, educacionais e de gênero, tem-se que o cálculo que considera apenas as diferenças de escolaridade levaria a um viés de -40,4%, ao passo que a análise que considera apenas a diferença de gênero levaria a uma subestimação de 10,6%. Com isso, há elementos para crer que a análise da SWMP da violência letal com base em dados agregados, ou que não leve em conta as características sublinhadas neste capítulo, conduza a importantes vieses no cálculo de bem-estar da violência.

No cômputo geral, se considerados os resultados de Cerqueira *et al.* (2007), que estimaram as despesas anuais associadas à violência no Brasil como sendo da ordem de 3,74% do PIB, a evidência é de que o custo da violência no Brasil representa pelo menos 6,08% do PIB a cada ano.

## 7. Apêndice

Gráfico A1. Taxa de homicídios (por 100 mil) ao longo da vida, por UF no Brasil



Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM).

## 8. Referências

ANDERSON, D. A. The aggregate burden of crime. *Journal of Law and Economics*, XLII (2), out. 1999.

ATKINSON, G.; HEALEY, A.; MOURATO, S. Valuing the costs of violent crime: a stated preference approach. *Oxford Economic Papers*, 57, p. 559-585, 2005.

BRAND, S.; PRICE, R. The economic and social costs of crime. *Home Office Research Study 217*. Londres, 2000.

CERQUEIRA, D. *et al.* *Análise dos custos e consequências da violência no Brasil*. Brasília: Ipea, 2007. Texto para Discussão n. 1.284.

CLARK, D. E.; COSGROVE, J. C. Hedonic prices, identification, and the demand for public safety. *Journal of Regional Science*, 30, p. 105-121, 1990.

COHEN, M. A. *et al.* Willingness-to-pay for crime control programs. *Criminology*, 42, p. 89-110, 2004.

COOK, P. J.; LUDWIG, J. *Gun violence: the real costs*. Oxford: Oxford University Press, 242 p., 2000.

\_\_\_\_\_. The benefits of reducing gun violence: evidence from contingent-valuation survey data. *Journal of Risk and Uncertainty*, 22(3), p. 207-226, mai. 2001.

HELLMAN, D. A.; NAROFF, J. L. The impact of crime on urban residential property values. *Urban Studies*, 16, p. 105-112, 1979.

HUNNICUTT, G. *Cross-national homicide victimization: age and gender specific risk factors*. Greensboro: University of North Carolina, 2004. Mimeo.

LEGGE, S. Youth and violence: phenomena and international data. *New Directions for Youth Development*, n. 119, Wiley Periodicals, Inc., 2008.

LONDOÑO, J. L.; GAVIRIA, A.; GUERRERO, R. Violencia en América Latina: epidemiología y costos. In: LONDOÑO, J. L. *et al.* *Asalto al desarrollo – violencia en América Latina*. BID, 2000.

LYNCH, A. K.; RASMUSSEN, D. W. Measuring the impact of crime on house prices. *Applied Economics*, 33, p. 1.981-1.989, 2001.

- MAYHEW, P. Counting the costs of crime in Australia. *Trends & Issues in Crime and Criminal Justice*, n. 247. Australian Institute of Criminology, Canberra, 2003.
- MURPHY, K. M.; TOPEL, R. The economic value of medical research. In: MURPHY, K. M.; TOPEL, R. (eds.). *Measuring the gains from medical research – an economic approach*. Chicago: University of Chicago Press, p. 41-73, 2003.
- NAGIN, D. S.; PIQUERO, A. R. *Public preferences for rehabilitation versus incarceration of juvenile offenders: evidence from a contingent valuation survey*. University of Virginia Law School, 2006. The John M. Olin Program in Law and Economics Working Paper Series, 28.
- ROSEN, S. The value of changes in life expectancy. *Journal of Risk and Uncertainty*, 1, p. 285-304, 1988.
- SOARES, R. R. The welfare cost of violence across countries. *The Journal of Health Economics*. 25, p. 821-846, 2006.
- THALER, R. A note on the value of crime control: evidence from the property market. *Journal of Urban Economics*, 5, p. 137-145, 1978.
- VISCUSI, W. K.; ALDY, J. E. *The value of a statistical life: a critical review of market estimates throughout the world*. NBER, 2003. Working Paper 9.487.
- ZARKIN, G. A.; CATES, S. C.; BALA, M. V. Estimating the willingness to pay for drug abuse treatment. *Journal of Substantive Abuse Treatment*, 18, p. 149-159, 2000.

## Conclusões da tese

Nesta tese investigamos as causas e consequências da violência no Brasil. Primeiro, procuramos entender a importância dos principais componentes que alimentaram o processo de crescimento dos homicídios, desde a década de 1980, que foi nosso objeto de discussão no Capítulo 1. Para tanto, montamos uma base de dados, com indicadores inéditos, sobre o efetivo policial, a taxa de encarceramento, a profusão de armas de fogo, as drogas ilícitas, as bebidas alcoólicas, entre outros. Observamos que a história da violência letal nas últimas três décadas poderia ser dividida em três fases, compreendendo a década perdida – de 1980 a 1991 –, o período seguinte até 2001, e os anos mais recentes.

Analisamos o papel de inúmeras variáveis que poderiam impulsionar ou conter a criminalidade violenta no Brasil. Destacamos sete fatores que julgamos ser mais relevantes para explicar o aumento e depois a queda dos homicídios no Brasil, sendo eles: a desigualdade de renda; a renda domiciliar *per capita*; a proporção de jovens na população; o efetivo policial; a taxa de encarceramento; e a prevalência de armas de fogo e de drogas ilícitas. Concluímos que a importância desses fatores mudou substancialmente de período a período. Com base nas elasticidades estimativas na literatura, fizemos alguns exercícios para analisar se o conjunto de variáveis selecionadas dava conta de explicar a variação das taxas de homicídios no Brasil em cada uma das fases. Verificamos que cerca de 66% da variação observada das taxas de homicídios pode ser explicada por esses fatores analisados, em sintonia, portanto, com o preconizado pela teoria econômica do crime.

Discutimos como as adversidades e tensões sociais da década perdida, possivelmente, foram os elementos que impulsionaram o esgarçamento da segurança pública, fazendo aumentar a impunidade e

os incentivos a favor do crime, na fase subsequente, ainda que se leve em conta o aumento da taxa de encarceramento observada no início da década de 1980. Os indicadores produzidos apontaram ainda para o aumento na demanda por armas e drogas, nos últimos anos da década, o que, potencialmente, ajuda a explicar a “explosão” de homicídios na virada da década e a dinâmica dos homicídios nos anos 1990. Nessa segunda fase, aparentemente, os fatores socioeconômicos e demográficos tiveram importância diminuta, num período em que, aparentemente, a dinâmica da letalidade foi influenciada por uma verdadeira corrida armamentista, não contida nem pelo expressivo aumento das taxas de encarceramento, nem pela busca por proteção privada. A partir de 2001, com exceção das drogas ilícitas, todos os fatores analisados confluíram de forma substancial para a diminuição da letalidade. Segundo nossos cálculos, se não fosse o impressionante crescimento na demanda por drogas – que fez aumentar as mortes por envenenamento por drogas ilícitas em 133%, de 2001 a 2007 –, a taxa de homicídios no Brasil poderia ser reduzida em 41%, ante o índice observado de queda de 9,1%. Aparentemente, esse aumento se deu pela expansão dos mercados de drogas ilícitas em várias unidades federativas, sobretudo algumas do Nordeste, em Minas Gerais e no Distrito Federal.

Esse movimento de deslocamento relativo do tráfico de drogas entre as unidades federativas é consistente com um processo de convergência verificado nas taxas de homicídios, com os estados tradicionalmente mais violentos, conseguindo diminuí-las, e os estados mais calmos sofrendo um expressivo aumento dessas.

Outro fato interessante, que merece análises mais aprofundadas, diz respeito à correlação entre homicídios, jovens, armas e drogas. Com efeito, os indicadores apontaram que, de modo geral, nos estados onde houve diminuição ou contenção da taxa de homicídios,

foi onde se observou o envelhecimento da população e taxas de crescimento mais modestas de armas e drogas. Por outro lado, nas regiões onde houve o maior crescimento da taxa de homicídios, observou-se, concomitantemente, o aumento mais acentuado de jovens, drogas e armas. Esse fato seria consistente com as evidências levantadas por Blumstein (1995) e Cork (1999), que argumentaram que a epidemia de *crack* nos Estados Unidos teria fomentado a profusão de armas entre os jovens, o que fez elevar a vitimização, sobretudo a juvenil. De qualquer forma, os elementos apresentados nesse trabalho não permitem uma conclusão mais substantiva sobre a ligação entre jovens, drogas e armas de fogo no Brasil, questão essa que merecia ser mais bem aprofundada.

De modo geral, os achados no primeiro capítulo são consistentes com os resultados encontrados na literatura de economia do crime e indicam que a importância dos fatores que impulsionam a complexa dinâmica da violência letal variou de forma significativa de região para região e de período para período. Contudo, as interpretações aqui discutidas têm que ser relativizadas ante a precariedade da qualidade de alguns dados e ante os potenciais problemas de endogeneidade, tendo em vista que nossa análise foi alicerçada na hipótese de que as elasticidades estimadas para os sete fatores foram obtidas a partir de estratégias de identificação que permitiram captar apenas o impacto de variações exógenas de cada fator sobre a taxa de homicídios.

Tendo em vista a importância de se entender o papel das armas de fogo na segurança pública, no Capítulo 2 buscamos identificar o efeito causal dessas armas sobre os crimes violentos e contra a propriedade. Em primeiro lugar, nesse capítulo, discutimos amplamente a literatura sobre armas e crimes. Em seguida, a fim de entender os canais teóricos que associam esses dois elementos, apresentamos um modelo

teórico de demanda por armas e crimes, no qual o dilema entre a prevalência de armas na cidade, o custo de obtenção da arma no mercado ilegal e o efeito dissuasão pela vítima armada foram analisados. O resultado teórico inconclusivo sobre o papel das armas para causar crimes indicou que a evidenciação dessa relação causal só poderia ocorrer no plano empírico. Uma oportunidade de avaliar essa questão ocorreu no Brasil, por conta da introdução do Estatuto do Desarmamento, que fez aumentar substantivamente o custo de obtenção e de circulação com arma de fogo, o que serviu como uma fonte de variação exógena para identificar corretamente o efeito. Em particular, analisamos as dinâmicas dos crimes apenas nos municípios do estado de São Paulo, em face da disponibilidade de dados confiáveis.

A fim de estimar o efeito causal de armas sobre crimes formulamos um modelo em que a *proxy* para a disponibilidade da arma de fogo nos municípios foi a proporção de suicídios por PAF, em relação ao total de suicídios. Como estratégia de identificação, exploramos a variação temporal e *cross section* dos dados, com base num conjunto de instrumentos produzidos a partir de informações sobre o ED, a prevalência de armas antes do ED e o tamanho das cidades. Os modelos foram estimados por IV2SLS. Foram analisadas regressões para vários tipos de crime violentos e contra o patrimônio.

Os resultados indicaram que a elasticidade das armas em relação aos homicídios esteja num domínio entre 0,6 e 3,1, sendo 2,0 a elasticidade média obtida entre as várias especificações analisadas. Além dos dados provenientes dos registros policiais utilizamos, alternativamente, os microdados provenientes do SIM/Datasus, com informações não apenas de homicídios, mas de homicídios perpetrados com o uso da arma de fogo. Os resultados se mantiveram estatisticamente significativos, ratificando a ideia de “menos armas, menos homicídios”.

Curiosamente, o efeito da diminuição na prevalência de armas foi no sentido de aumentar as lesões corporais dolosas. Aparentemente, esses resultados revelam um efeito substituição quanto aos meios para a resolução de conflitos interpessoais violentos, em que a diminuição do acesso à arma de fogo fez com que os indivíduos envolvidos passassem a utilizar instrumentos menos letais, como o próprio corpo.

Em relação aos crimes contra o patrimônio, os resultados indicaram que a difusão de armas nas cidades não tem efeitos estatisticamente significativos sobre tais crimes. Esses resultados se encaixam perfeitamente na predição do modelo teórico discutido, para o caso em que o efeito “dissuasão ao crime pela vítima potencialmente armada” é irrelevante.

Com isso, nossos resultados sugerem que, ao contrário do que é defendido por Lott e Mustard (1997) e Kleck (1997), pelo menos em São Paulo, o criminoso profissional não se abstém de cometer crimes pelo fato de a população se armar para a autodefesa. A difusão das armas de fogo nas cidades, porém, é um importante elemento para fazer aumentar os crimes letais contra a pessoa.

Por fim, no Capítulo 3 estimamos o custo de bem-estar da violência letal no Brasil (CBES) e analisamos o potencial viés que poderia advir ao não serem consideradas as diferenças regionais, educacionais e de gênero na dinâmica da violência letal e da geração de renda entre os indivíduos. A análise aqui elaborada foi balizada na teoria da disposição marginal a pagar para aumentar a expectativa de vida, desenvolvida por Rosen (1988). O modelo empírico seguiu de perto Soares (2006), mas levando em conta as heterogeneidades socioeconômicas, assim como a renda e o consumo dos indivíduos ao longo do ciclo de vida.

Os resultados obtidos, resumidos na Tabela A a seguir, devem ser interpretados como um limite inferior do custo de bem-estar associados à redução da expectativa de vida que se dá por consequência das

mortes violentas. Quando consideradas as heterogeneidades regionais, educacionais e de gênero, o custo de bem-estar da violência letal no Brasil, em 2007, somava R\$ 2,45 trilhões, em valores de janeiro de 2010, o que representava 78% do PIB, ou um custo anual<sup>108</sup> de 2,3% do PIB. Sem considerar essas diferenças socioeconômicas entre os vários subgrupos populacionais, no cálculo agregado, o custo de bem-estar alcançou R\$ 1,89 trilhão (60,2% do PIB), ou um viés de -22,9% em relação à primeira estimativa.

**Tabela A. SMWP da violência letal no Brasil**

Cálculo	SMWP corrente (R\$ bilhões)	SMWP futura (R\$ bilhões)	SMWP total (R\$ bilhões)	% PIB	% PIB anual (perpetuidade)	Diferença	
<b>Agregado</b>	1.530	361	1.891	60,2(%)	1,8(%)	-22,9(%)	
<b>Discriminando por:</b>	<b>Sexo</b>	1.759	432	2.191	69,7(%)	2,1(%)	-10,6(%)
	<b>UF</b>	1.449	336	1.785	56,8(%)	1,7(%)	-27,2(%)
	<b>Escolaridade</b>	1.190	272	1.462	46,5(%)	1,4(%)	-40,4(%)
	<b>UF, Sexo e Escolaridade</b>	2.062	390	2.452	78,0(%)	2,3(%)	<i>Benchmark</i>

Fonte: Elaboração própria, com base em MS/SVS/Dasis – Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e Pnad/IBGE.

Nota: Valores expressos em preços de janeiro de 2010.

No Brasil, as principais vítimas de homicídios são homens, jovens e com baixa escolaridade. Era, portanto, de esperar que a correlação negativa entre vitimização e escolaridade levasse a uma diminuição na estimativa do custo de bem-estar, em relação aos cálculos agregados, quando os dados são discriminados apenas pelo grau de escolaridade. De fato, nesse caso, a SMWP da violência letal passa a somar R\$ 1,46 trilhão, ou 46,5% do PIB. Por outro lado, quando o gênero da vítima passa a ser a única variável de categorização, a estimativa da SMWP aumenta de forma substantiva para R\$ 2,19 trilhões, o que representa

<sup>108</sup> Para o cálculo do custo anual, estamos considerando uma perpetuidade com taxa de desconto de 3%.

69,7% do PIB, em face da forte correlação entre renda e vitimização por gênero. Em relação às heterogeneidades regionais, é interessante notar que a despeito da grande dispersão na prevalência dos homicídios entre as unidades federativas brasileiras, quando os dados são discriminados levando em conta apenas a localidade, o resultado muda relativamente pouco em relação à análise com dados agregados.

Admitindo como *benchmark* a estimativa em que a análise dos dados leva em conta as diferenças regionais, educacionais e de gênero, tem-se que o cálculo que considera apenas as diferenças de escolaridade levaria a um viés de -40,4%, ao passo que a análise que considera apenas a diferença de gênero levaria a uma subestimação de 10,6%. Com isso, há elementos para crer que a análise da SWMP da violência letal com base em dados agregados, ou que não considere as características sublinhadas neste trabalho, leve a importantes vieses no cálculo de bem-estar da violência.

No cômputo geral, se considerados os resultados de Cerqueira *et al.* (2007), que estimaram as despesas anuais associadas à violência no Brasil como sendo da ordem de 3,74% do PIB, a evidência é de que o custo da violência no Brasil representa pelo menos 6,08% do PIB a cada ano.



Distribuição gratuita

BNDES - Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social

Departamento de Divulgação

Avenida República do Chile 100, 19º andar

[gedit@bndes.gov.br](mailto:gedit@bndes.gov.br)



Editado pelo Departamento de Divulgação  
Junho – 2014



Ministério do  
Desenvolvimento, Indústria  
e Comércio Exterior



ISBN:978-85-87545-48-0

