1808
TEXTO PARA DISCUSSÃO

ipea

EVOLUÇÃO E DETERMINANTES DA TAXA DE HOMICÍDIOS NO BRASIL

Adolfo Sachsida
Mario Jorge Cardoso de Mendonça

ipea
Por um Brasil desenvolvido

1808
TEXTO PARA DISCUSSÃO
Brasília, Janeiro de 2013

EVOLUÇÃO E DETERMINANTES DA TAXA DE HOMICÍDIOS NO BRASIL

Adolfo Sachsida*
Mario Jorge Cardoso de Mendonça**

* Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais (Dirur) do Ipea.
E-mail: <sachsida@hotmail.com>.
**Técnico de Planejamento e Pesquisa da Diretoria de Estudos e Políticas Macroeconômicas (Dimac) do Ipea.
E-mail: <mario.mendonca@ipea.gov.br>.

Governo Federal

Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República
Ministro Wellington Moreira Franco

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

Fundação pública vinculada à Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República, o Ipea fornece suporte técnico e institucional às ações governamentais – possibilitando a formulação de inúmeras políticas públicas e programas de desenvolvimento brasileiro – e disponibiliza, para a sociedade, pesquisas e estudos realizados por seus técnicos.

Presidente
Marcelo Côrtes Neri

Diretor de Desenvolvimento Institucional
Luiz Cezar Loureiro de Azeredo

Diretor de Estudos e Relações Econômicas e Políticas Internacionais
Renato Coelho Baumann das Neves

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

Diretor de Estudos e Políticas Macroeconômicas, Substituto
Cláudio Hamilton Matos dos Santos

Diretor de Estudos e Políticas Regionais, Urbanas e Ambientais, Substituto
Miguel Matteo

Diretora de Estudos e Políticas Setoriais de Inovação, Regulação e Infraestrutura
Fernanda De Negri

Diretor de Estudos e Políticas Sociais
Rafael Guerreiro Osorio

Chefe de Gabinete
Sergei Suarez Dillon Soares

Assessor-chefe de Imprensa e Comunicação
João Cláudio Garcia Rodrigues Lima

Ouvidoria: http://www.ipea.gov.br/ouvidoria
URL: http://www.ipea.gov.br

Texto para Discussão

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

© Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada – **ipea** 2012

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

ISSN 1415-4765

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

CDD 330.908

As opiniões emitidas nesta publicação são de exclusiva e inteira responsabilidade do(s) autor(es), não exprimindo, necessariamente, o ponto de vista do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada ou da Secretaria de Assuntos Estratégicos da Presidência da República.

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

JEL: K42; Z18; C23.

SUMÁRIO

SINOPSE

ABSTRACT

1 INTRODUÇÃO 7

2 REVISÃO DA LITERATURA 9

3 BASE DE DADOS E EVOLUÇÃO DA VIOLÊNCIA 22

4 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS.....26

5 CONCLUSÃO 37

REFERÊNCIAS 39

SINOPSE

O objetivo central deste estudo foi analisar o efeito de políticas de repressão sobre a taxa de homicídios na sociedade. Políticas de repressão ao crime podem ser divididas em duas partes: políticas de incapacitação e políticas de detenção. Em termos de políticas públicas, a incapacitação é traduzida por uma maior taxa de encarceramento. Já a detenção pode ser compreendida como um aumento nas taxas de policiamento (tanto civil quanto militar). De maneira geral, nossos resultados comprovam que prender mais bandidos e aumentar o policiamento são armas válidas para reduzir a taxa de homicídios, independentemente do que ocorra com outras variáveis socioeconômicas.

Palavras-chave: criminalidade; homicídios; taxa de encarceramento; taxa de policiais.

ABSTRACT[i]

The main objective of this article is to verify the impact of both the incarceration rate and the number of police officers over the homicide rates. Overall, our results suggest that the increase in both the incarceration rate and the number of police officers are important do deter homicides. That is, the successful fight against crime can be achieved by incarceration and police officers independently of what happens with other socioeconomic variables.

Keywords: criminality; homicide; incarceration rate; number of police officers.

i. As versões em língua inglesa das sinopses desta coleção não são objeto de revisão pelo Editorial do Ipea.
The versions in English of the abstracts of this series have not been edited by Ipea's publishing department.

1 INTRODUÇÃO

Em relação ao Brasil, a criminalidade é um dos problemas mais graves enfrentados por nossa sociedade. Com um assombroso número de quase 50 mil homicídios por ano, o Brasil é um dos países mais violentos do mundo. Apenas para fins de comparação, devemos ressaltar que ao longo de toda a guerra do Vietnã morreram 50 mil soldados americanos. Isto é, temos no Brasil o equivalente a uma guerra do Vietnã por ano em termos de homicídios.

Não só a taxa de homicídios é alta, mas também teve um aumento considerável nos últimos trinta anos. No período 1980-1984 ocorriam 14,8 homicídios por 100 mil habitantes no Brasil. Este número evoluiu para 22,6 por 100 mil habitantes no período 1990-1995.

Já em 2009, de acordo com a pesquisa Indicadores de Desenvolvimento Sustentável (IDS) 2012, elaborada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), a média de assassinatos no Brasil foi de 27,1 por 100 mil habitantes. Isto representa um aumento de 83,1% na taxa de homicídios em 30 anos. Na comparação regional, Alagoas (59,3 assassinatos por 100 mil habitantes), Espírito Santo (56,9) e Pernambuco (44,9) lideram o *ranking*. Na ponta oposta, Piauí (12,4 assassinatos por 100 mil habitantes), Santa Catarina (13,4) e São Paulo (15,8) são os estados menos violentos. É digno de nota que a taxa de homicídios entre homens é muito superior à de mulheres: a taxa de homicídios por 100 mil habitantes é de 50,7 quando se considera apenas a população masculina, e de 4,4 por 100 mil quando se considera apenas a população feminina.

Fica evidente que tal evolução preocupa tanto a população quanto os formuladores de políticas públicas. Mesmo em locais com forte policiamento, como o Distrito Federal (que possui um dos maiores aparatos de segurança do país), o aumento na taxa de homicídios assusta. No período 1980-1984 ocorriam 14,3 homicídios por 100 mil habitantes no Distrito Federal. Número esse que aumentou para 33,8 em 2009. O que representa um incrível aumento de 136% na taxa de homicídios em 30 anos. Tais dados tornam evidente a necessidade de estudos que auxiliem na implementação de políticas públicas de combate à violência no Brasil.

O objetivo desse trabalho é estudar os principais determinantes da taxa de homicídios no Brasil. Para tanto, coletamos dados de 5.267 áreas mínimas comparáveis

(AMCs) entre 2001 e 2009. Tal estratégia nos possibilita estimar um interessante modelo de dados de painel. De maneira geral, nossos resultados sustentam o importante papel da polícia no combate ao crime: prender mais bandidos e aumentar o número de policiais são estratégias importantes no combate à criminalidade. Isto é, ao contrário do sustentado por alguns especialistas, prender bandidos é fundamental para a redução da violência. Entre os principais resultados dessa pesquisa queremos destacar seis.

1) Existe um forte impacto inercial da taxa de homicídios. Isto é, um aumento de 10% na taxa de homicídios do ano passado implica um aumento de 9% na taxa de homicídios desse ano.
2) Aumentar em 10% o número de presos reduz a taxa de homicídios do próximo ano em, aproximadamente, 0,5%. Devemos lembrar que, devido ao efeito inercial da taxa de homicídios, a redução da taxa de homicídios em 0,5% no próximo ano implica uma redução adicional de 0,45% na taxa de homicídios daqui há dois anos. Sendo assim, em um horizonte de cinco anos, o efeito acumulado de um aumento de 10% na taxa de encarceramento é de uma redução na taxa de homicídios da ordem de 2%. Em 10 anos, o aumento inicial de 10% na taxa de encarceramento gera uma redução de 3,3% na taxa de homicídios.
3) Aumentar em 10% o efetivo policial (polícia militar e polícia civil) reduz a taxa de homicídios no próximo ano entre 0,8% e 3,4%. Novamente, devido ao efeito inercial da taxa de homicídios, isso implica que em cinco anos a taxa de homicídios será reduzida entre 3,3% e 13,9%. Para um horizonte temporal de dez anos, o efeito original de um aumento de 10% no efetivo policial gera uma redução da taxa de homicídios entre 5,2% e 22,1%.
4) Diminuir a desigualdade de renda não é uma garantia de redução na taxa de homicídios.
5) Um aumento da população masculina jovem, dependendo do caso específico, pode implicar um aumento da taxa de homicídios.
6) Não é claro que uma redução na taxa de desemprego implique redução da taxa de homicídios.

Utilizando as estimativas sobre os custos sociais dos homicídios, realizadas por Ywata *et al.* (2008) e com o valor monetário corrigido pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), temos que, em valores de setembro de 2012, os custos sociais dos homicídios eram de R$ 17,73 bilhões por ano. Em termos de anos de vida, os homicídios custam anualmente ao país o equivalente a 2,15 milhões de anos. Sendo assim, podemos fazer algumas considerações, conforme a seguir.

1) Aumentar em 10% o número de presos (reduzindo assim a taxa de homicídios do ano seguinte em aproximadamente 0,5%), implica uma economia, para o próximo ano, de quase R$ 90 milhões (economia obtida ao se evitar que pessoas sejam assassinadas). Fazendo a mesma análise, mas agora levando em conta o número de anos de vida salvos, temos que um aumento de 10% no número de presos salva, no ano seguinte, o equivalente a 10.750 anos de vida. Em um horizonte temporal de dez anos isso implica uma economia anual de R$ 585 milhões, ou 70.950 anos de vidas salvas por ano.

2) Aumentar em 10% o efetivo policial (reduzindo assim a taxa de homicídios do próximo ano entre 0,8% e 3,4%), implica uma economia anual, para o próximo ano, entre R$ 141milhões e R$ 602 milhões (economia obtida ao se evitar que pessoas sejam assassinadas). Ou algo entre 17.200 e 73.100 anos de vidas salvas por ano. Em um horizonte temporal de dez anos isso implica uma economia anual entre R$ 922 milhões e R$ 3,9 bilhões, ou algo entre 111.800 e 475.150 anos de vidas salvas por ano.

3) Como prender bandidos e aumentar a taxa de policiamento também reduz uma série de outros crimes, fica evidente que a economia obtida com estas duas políticas públicas vai muito além dos valores destacados nos itens 1 e 2.

Além dessa introdução, apresentamos na seção 2 uma ampla revisão da literatura sobre criminalidade, tanto no que se refere aos principais resultados encontrados em nível internacional, como também sobre os estudos feitos para o Brasil. A seção 3 descreve nossa base de dados e, também, retrata a evolução da violência no Brasil. Na seção 4 apresentamos os resultados econométricos de nosso estudo. A seção 5 conclui o trabalho.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Em seu artigo clássico, Becker (1968) forneceu um modelo de racionalidade microeconômica para justificar o comportamento ilegal. De acordo com ele, a escolha de um indivíduo entrar ou não na criminalidade era baseada em uma análise racional de custos e benefícios. Desde Becker, vários pesquisadores têm adotado o instrumental econômico para verificar os distintos aspectos da criminalidade. Entre eles podemos destacar os importantes trabalhos empíricos de Ehrlich (1973; 1975), Witte e Witt (2001) e Lochner (2001). Em relação a diferentes abordagens teóricas, podemos ressaltar os estudos de Davis (1988), Glaeser, Sacerdote e Scheinkman (1996) e Glaeser e Sacerdote (1999). Tais estudos têm contribuído significativamente para uma melhor

compreensão da criminalidade, ajudando assim a desenhar políticas públicas que sejam mais efetivas no combate e na redução da violência.

De acordo com Becker (1974) existe uma forte relação entre interação social e comportamento ilegal. Interação social pode ser definida pela inclusão dentro da função utilidade do indivíduo de variáveis que representam características de outras pessoas e que afetam sua produção. Isso quer dizer, por exemplo, que quando o indivíduo *i* recebe uma promoção, a utilidade do indivíduo *j* é afetada. Outra maneira de se definir interação social é dado ao fato de que o comportamento de outros indivíduos – tal como o comportamento de seus pais, amigos, vizinhos etc. – pode afetar seu próprio comportamento (Glaeser, Sacerdote e Scheinkman, 1996). A ideia básica destes artigos é que a probabilidade de um indivíduo incorrer em um comportamento criminoso é afetada por variáveis de interação social. Por exemplo, nessa literatura é comum se supor que indivíduos criados em núcleos familiares estáveis possuem uma probabilidade menor de se envolverem em crimes. Além disso, variáveis tais como estado civil, religião, uso de drogas, localização da moradia, entre outras, são comumente usadas como *proxies* de interação social.[1] A intuição econômica por trás disso é a de que indivíduos possuidores de determinadas características incorreriam em um custo de oportunidade mais elevado ao se envolverem em determinados tipos de comportamento.

Uma questão relevante nessa discussão é saber não apenas o efeito da interação social sobre o crime, mas também sobre os diversos tipos de crime. Isto é, será que as variáveis de interação social afetam a probabilidade de um indivíduo cometer um roubo de uma maneira distinta da probabilidade desse mesmo indivíduo cometer um assassinato? Ou, de maneira mais genérica, será que crimes violentos (como homicídio e estupro) têm um relacionamento com variáveis de interação social distinto dos crimes considerados não violentos (como roubo e furto)? Esta questão não é nova em economia, economistas, tais como Jevons, Walras e Marshall já ressaltavam a importância da interação entre os indivíduos (Sachsida, Loureiro e Carneiro, 2005).

Certamente que interação social, como as ligações familiares ou valores religiosos adquiridos por convívio em comunidades, são importantes no combate à violência (Lochner, 2001; Sachsida, Loureiro e Mendonça, 2002). Mas essa é apenas uma variável entre muitas

1. Grogger (1997a), Glaeser e Sacerdote (1999).

que podem afetar o comportamento ilegal por parte dos indivíduos. Outra variável comumente citada na literatura para combater crime é o nível educacional da população.

A importância de acumulação de capital humano esta relacionada com um aumento na probabilidade de o indivíduo ter sucesso no mercado de trabalho, e também com o crescimento econômico dos países (Shultz, 1972; Topel, 1999; Card, 2001). Em relação aos retornos decorrentes da escolaridade podemos destacar os estudos clássicos de Becker (1975) e de Mincer (1958), tal como os trabalhos mais recentes de Heckman, Tobias e Vytlacil (2000) e Bratsberg e Terrell (2002). Qualquer que seja o caso, a educação é comumente citada como um exemplo de externalidade positiva. Existe sempre a tentação de associarmos um maior nível educacional com um nível menos elevado de violência. Contudo, pelo menos em nível teórico, tal associação não pode ser feita. Se por um lado uma melhora no nível educacional aumenta as oportunidades no setor legal da economia, também é verdade que um nível educacional mais elevado contribui para reduzir os custos de aprendizado do crime (Loayza, Fajnzylber e Lederman, 2000). Mesmo assim é comum incluir a escolaridade como uma variável explanatória em estudos empíricos sobre a criminalidade (Ehrlich, 1975; Loayza, Fajnzylber e Lederman, 2002; Imrohoroglu, Merlo e Rupert, 2000).

De acordo com Levitt (2004) temos que os principais responsáveis pela queda na criminalidade nos Estados Unidos nos anos 1990 foram: *i*) aumento no número de policiais; *ii*) aumento no número de pessoas presas; *iii*) retrocesso da epidemia de *crack*; e *iv*) legalização do aborto na década de 1970. Contudo, outros seis fatores comumente citados não tiveram impacto relevante no combate ao crime: *i*) melhora na situação econômica dos anos 1990; *ii*) mudança no perfil demográfico da população; *iii*) melhor estratégia de policiamento; *iv*) leis de controle de armas; *v*) leis que permitem andar com armas escondidas; e *vi*) aumento do uso da pena de morte.

Dilulio JUNIOR. (1996) sugere que os dados de crime, comumente apresentados na imprensa e adotados em muitos estudos, são geralmente incompletos e podem conduzir ao erro. Afinal, em torno de 66% de todos os crimes, e entre 55% e 60% dos crimes violentos, não são reportados a polícia.

Muitos estudos buscam estimar o efeito de variáveis econômicas sobre a criminalidade. Em relação ao desemprego, Machin e Meghir (2004), Donohue e Levitt (2001)

e Raphael e Winter-Ebmer (2001) encontram um muito pequeno, mas estatisticamente significante, efeito do desemprego no crime sobre a propriedade. De maneira geral, encontram que um aumento de um ponto percentual na taxa de desemprego aumenta os crimes sobre a propriedade em 1%. Por sua vez, não encontram relação entre a taxa de desemprego e os crimes violentos.

Gould, Weinberg e Mustard (2002), em um estudo para os Estados Unidos entre 1979 e 1997, concluem que variáveis econômicas são importantes para explicar a criminalidade. Especificamente, o nível salarial e a taxa de desemprego são importantes determinantes da taxa de crimes, com os salários tendo um papel de maior destaque. A tendência salarial chega a explicar mais de 50% do aumento tanto nos crimes de propriedade como nos crimes violentos. Tal resultado indica que uma queda de longo prazo nas taxas de crime depende de uma contínua melhora nos salários dos homens menos qualificados.

Burdett, Lagos e Wright (2004) introduzem criminalidade em um modelo padrão de mercado de trabalho. Esta simples modificação poderia gerar desigualdade entre trabalhadores homogêneos. Por consequência, isso conduziria a taxas de criminalidade, desigualdade, e desemprego, distintas entre duas vizinhanças idênticas.

D'Alessio e Stolzenberg (1998) encontram um efeito negativo das taxas de prisão sobre a criminalidade. Mas ressaltam a importância do uso de uma defasagem. Segundo os autores, um aumento no número de encarceramentos hoje diminui substancialmente os crimes reportados à polícia no dia seguinte. Contudo, ressaltam que a correlação contemporânea entre atividade criminal e níveis de prisões é positivo.

Corman e Mocan (2000) usam dados mensais, por um espaço de tempo de quase trinta anos, para a cidade de Nova Iorque. Eles encontram fortes evidências em favor do efeito detenção (*deterrence effect*) das prisões e do policiamento. Assassinatos, roubos, e roubos de carros declinam em resposta a um aumento no número de prisões. Já um aumento do policiamento diminui a incidência de roubos e furtos. Também encontram uma relação positiva entre uso de drogas e roubos e furtos, sinalizando que políticas de combate às drogas podem reduzir o número de roubos e furtos. Por fim, um aumento na taxa de pobreza aumenta a taxa de crescimento de homicídios e assaltos.

Drago e Galbiati (2010) exploram o efeito de uma lei de clemência coletiva (*Collective Clemency Bill*), aprovada pelo parlamento italiano em julho de 2006, para verificar o efeito de políticas alternativas de combate ao crime. A medida aprovada pelo parlamento italiano trocou a sentença atual pela sentença esperada para 40% da população carcerária (aproximadamente 22 mil presos foram libertados). Encontram que a redução na taxa de reincidência, gerada por essa política, tem um efeito indireto sobre outros presos. Dessa maneira, estimam que um choque que reduza a reincidência do preso individual em 1% implica uma redução de 2% na taxa de reincidência geral (*peer effect*).

Draca, Machin e Witt (2010) verificam o ocorrrido em Londres antes e depois dos ataques terroristas de julho de 2005. Afinal, tal ataque causou uma mudança exógena no posicionamento dos policiais. Os autores usam essa mudança como estratégia de identificação e concluem que a elasticidade do crime em relação à força policial é de aproximadamente -0,3, isto é, um aumento de 10% no policiamento reduziria o número de crimes em 3%.

Harcourt (2011) faz uso de dados de painel estaduais, entre 1934 e 2001, e encontra uma forte e robusta relação entre encarceramento e taxas de homicídio. A novidade aqui é que dentro do efeito incapacitação são incluídos os presos que estão tanto nas prisões como aqueles que estão detidos em instituições para tratamento mental (sanatórios). O autor argumenta que excluir do efeito incapacitação os presos que estão em hospitais mentais tem o potencial de viesar para baixo o efeito do encarceramento sobre a criminalidade.

Bond e Hagerty (2007) elaboram um modelo teórico de desenho de mecanismo com esforço para repressão escolhido *ex ante*, mas que se torna inelástico *ex post*. Tal modelo gera equilíbrios múltiplos, e fornece uma explicação para o fato de penas máximas não serem aplicadas para punir delitos moderados. Segundo estes autores, na presença de equilíbrios múltiplos, penas marginais são muito mais atrativas em determinados tipos de equilíbrio. Embora penas marginais tenham tanto custos quanto benefícios, na presença de um aumento brusco da criminalidade (onda de crimes), o benefício líquido das penas marginais é estritamente positivo.

Uma parte importante da literatura encontra efeitos importantes da prisão tanto sobre a probabilidade de se encontrar emprego como sobre o salário do ex-detento após o cumprimento da sentença. Dessa maneira, esse efeito deveria ser considerado como uma pena extra imposta aos ex-detentos (Nagin e Waldfogel, 1998). De acordo com Joseph (2002) um registro de prisão poderia reduzir os salários dos ex-dententos entre 18% e 26%.

Bishop e Murphy (2011) verificam a disposição a pagar da população para evitar crimes violentos. Em um estudo para determinada área da California (*Bay Area of California*) no período 1990-2008, concluem que uma família estaria disposta a pagar US$ 13,45 por ano para evitar um crime adicional por 100 mil habitantes. Isto implica uma disposição a pagar de US$ 471,86 por ano para reduzir os crimes violentos em 10% (em relação à média de crimes violentos).

Dawson e Boland (1993) mostram que negros estão muito mais sujeitos a violência urbana do que brancos. Em um estudo para as 75 localidades (*counties*) mais populosas nos Estados Unidos, encontram que 52% de todas as vítimas de assassinato e 62% dos acusados eram negros. Contudo, a população de negros nessas áreas metropolitanas era de apenas 20%.

Gyimah-Brempong e Price (2006), em um estudo para o Mississipi sobre a probabilidade de transição de um indivíduo, entre o mundo legal e o mundo do crime, conclui que a cor da pele é uma variável importante. Pessoas com pele mais negra teriam probabilidades de transição maiores. Segundo os autores, a explicação para isso reside no fato de que pessoas com pele mais negra teriam menos oportunidade no mercado de trabalho legal, diminuindo assim seu custo de oportunidade para ingressar em uma carreira ilegal. Além disso, também foi possível verificar que, dada uma condenação judicial, o tamanho da pena para negros é uma função crescente do grau de negritude da pele.

Lochner e Moretti (2004) encontram um alto efeito da taxa de escolaridade sobre a probabilidade de encarceramento. Sugerem que 23% do diferencial de encarceramento entre brancos e negros pode ser explicado pelo diferencial educacional. Sendo que o maior efeito da educação se dá sobre a redução das probabilidades de encarceramento por assassinato, assalto e roubo de veículo. Encontram uma externalidade da educação entre 14% e 26% do retorno privado, o que sugere que boa parte da externalidade da educação ocorre por meio de redução nas taxas de criminalidade. Segundo estimativas dos autores, um aumento de 1% na taxa de finalização do segundo grau, entre homens de 20 a 60 anos de idade, economizaria aos Estados Unidos algo como US$ 1,4 bilhão por ano (decorrentes da redução na criminalidade).

2.1 Estudos para o Brasil

Beato (1998), em um estudo envolvendo cidades mineiras, demonstrou a importância de uma abordagem que busque explicitar os componentes racionais dos delitos criminosos. O autor encontrou que o crime violento correlaciona-se positivamente com todos os indicadores de contextos de oportunidades para a ação criminosa. Especificamente em relação aos homicídios encontra uma correlação negativa com o percentual de casas com esgoto. Inferindo daí que, em localidades onde a companhia de água e esgoto ainda não chegou, a polícia e o sistema judiciário estejam igualmente distantes, o que demonstraria a importância do policiamento para a redução da taxa de homicídios.

Fajnzylber e Araújo Jr (2001) sugerem que a modelagem econômica pode contribuir com uma melhor compreensão dos determinantes do crime. Argumentam também que não é a desigualdade de renda *per se* que afeta o crime, mas sim outras características a ela associadas, como a capacidade de proteção privada ou a desigualdade na distribuição dos esforços de segurança pública, ou ainda a desigualdade na distribuição da educação ou mais geralmente da riqueza.

Lemgruber (2001) ressalta que os resultados da pesquisa realizada pelo Instituto de Estudos da Religião (Iser) e pela Fundação Getulio Vargas (FGV) em 1996, na Região Metropolitana do Rio de Janeiro (RMRJ), mostram que, mesmo em relação a crimes violentos, a subnotificação é muito alta, vale dizer, que as "taxas negras" são muito elevadas. Nos casos de roubo, por exemplo, 80% das vítimas não comunicaram o crime à polícia. "Não acredita ou tem medo da polícia" foi o motivo que os entrevistados alegaram com maior frequência para explicar o não registro dos crimes. Mesmo na Inglaterra e no País de Gales, de acordo com informações do *home office*, de cada 100 crimes cometidos, só 45,2, em média, chegam ao conhecimento da polícia. Em 24% dos casos, a polícia inglesa registra a ocorrência e em 5,5% dos casos encontra um culpado. De cada 100 crimes, apenas 2,2 resultam em condenação e 0,3 acabam por receber uma pena de prisão. Com relação aos Estados Unidos, dados do Bureau of Justice Statistics, do Uniform Crime Reports e de resultados de pesquisas de vitimização revelam que, dos 3,9 mil crimes violentos cometidos em 1994, incluindo homicídios, estupro, roubo e lesões corporais graves, somente 117 mil (3%) resultaram em penas de prisão.

Mendonça, Loureiro e Sachsida (2002) mostram a importância de variáveis de interação social para combater crimes violentos. Os autores coletam dados *in loco* no

presídio da Papuda, no Distrito Federal. Adotando um modelo estatístico que leva em consideração o viés de seleção amostral, concluem que existe uma regra de formação distinta na escolha entre cometer crimes violentos e não violentos. Mostram também que variáveis que refletem um bom ambiente familiar têm importantes impactos na redução da criminalidade. Estes resultados também são corroborados por Sachsida, Loureiro e Carneiro (2005), que, além disso, mostram que determinadas variáveis podem afetar diferentes crimes de maneiras distintas. Por exemplo, encontram que uma pessoa com nível educacional mais alto possui uma probabilidade menor de cometer homicídio, mas uma probabilidade maior de se tornar um traficante de drogas.

Sachsida, Loureiro e Mendonça (2002) testam a influência da desigualdade social sobre a criminalidade. Com base na metodologia de dados em painel, para os estados brasileiros no período 1987-1995, verificam que a desigualdade social, representada pelo índice de Gini, tem efeito positivo sobre a criminalidade. A partir da elaboração de um modelo dinâmico de escolha intertemporal, demonstram que o impacto de um aumento do consumo referencial eleva a renda exigida no mercado de trabalho para o agente permanecer fora da criminalidade.

Rondon e Andrade (2003) utilizam o método de contagem para inferir a magnitude dos prejuízos impostos pela violência no município de Belo Horizonte em 1999. Os resultados mostram que a violência impõe uma perda de aproximadamente R$ 835 milhões à capital mineira, o que equivale a 4,1% do produto interno bruto (PIB) municipal do ano em análise.

Kume (2004), a partir de dados de painel para estados brasileiros no período 1984-1998, estima os determinantes da taxa de criminalidade brasileira. Com um sofisticado tratamento estatístico o autor lida tanto com os problemas de endogeneidade das variáveis como com os erros de medida (gerados pela subnotificação das taxas de crimes). Ele conclui que o grau de desigualdade de renda e a taxa de criminalidade do período anterior geram um efeito positivo sobre a taxa de criminalidade do período presente; enquanto o PIB *per capita*, o nível de escolaridade, o grau de urbanização e o crescimento do PIB têm efeitos negativos.

Cerqueira e Lobão (2004) investigam as várias teorias que poderiam explicar o comportamento criminoso. Os autores fazem um apanhado das principais contribuições,

cujas orientações metodológicas englobaram aquelas das ciências sociais e da antropologia, passando pela economia e psicologia, entre outras. Eles descrevem o núcleo e a lógica por trás de dez conjuntos distintos de teorias que abordam o tema criminalidade, sendo assim uma referência importante no estudo da criminalidade.

Peixoto, Lima e Durante (2004) desenvolvem uma discussão metodológica sobre análises da distribuição espacial e temporal da criminalidade. A partir de metodologia originalmente construída na Fundação Seade, faz-se um debate sobre a não pertinência do ranqueamento de crimes e cidades e defendem-se análises que focam a intensidade e o comportamento evolutivo da criminalidade no tempo e no espaço. Desta forma, a visualização final da metodologia é um mapa temático que combina a posição da taxa média de crime por 100 mil habitantes da região em relação à do território total com a taxa de crescimento desta no período. A aplicação desta metodologia utilizou, como unidade de análise espacial, os estados brasileiros e, como dimensão temporal, os cinco semestres compreendidos entre janeiro de 2001 e junho de 2003. Verifica-se que, das 27 Unidades da Federação (UFs), quinze apresentam taxas de registro de crimes letais intencionais abaixo da média ponderada nacional e doze registram valores acima desta média. Entre os estados com taxas inferiores à média nacional, Pará, Rio Grande do Sul, Roraima, Mato Grosso, Tocantins, Piauí e Paraná tiveram decréscimo da taxa no período. Daqueles que exibiram taxas acima da média brasileira, Rondônia, Mato Grosso do Sul, São Paulo, Espírito Santo e Distrito Federal apresentaram redução das taxas no período. Nas demais unidades, as taxas cresceram.

Azevedo (2005) ressalta que uma das tendências atuais é a inflação de normas penais, que invadem campos da vida social que anteriormente não estavam regulados por sanções penais. A consequência disso é que o direito penal se converte em recurso público de gestão de condutas utilizado contingencialmente e não em instrumento subsidiário de proteção de interesses ou bens jurídicos. O autor ressalta que o processo de inflação legislativa em matéria penal apenas tem servido para acentuar as distorções e a seletividade do sistema.

Lemos, Santos Filho e Jorge (2005) coletam informações do Censo Demográfico 2000 e de uma pesquisa de campo compreendendo uma amostra de 3.240 indivíduos. Os autores sugerem que o modelo destinado à análise dos crimes contra o patrimônio explica cerca de 90% do fenômeno. As variáveis responsáveis por tal comportamento foram: concentração de renda, características da infraestrutura existente nos bairros,

baixa densidade demográfica e menor participação dos jovens no total da população. Este resultado incomum parece indicar que as razões socioeconômicas da criminalidade contra o patrimônio em uma cidade de porte médio não são as mesmas ou, principalmente, que não atuam da mesma forma como operam nos grandes centros urbanos como Rio de Janeiro ou São Paulo.

Oliveira (2005) sugere que o tamanho da cidade pode afetar nas taxas de criminalidade. Os resultados obtidos mostram que problemas na estrutura familiar e a ineficiência do ensino básico no Brasil afetam positivamente a criminalidade. O autor sugere que os benefícios do crime e os custos de oportunidade são divididos, o que permite concluir que o crescimento econômico não implica diretamente o aumento da criminalidade. Isto porque se houver um aumento da renda dos mais pobres a criminalidade diminui. Outro aspecto bastante relevante com relação à criminalidade em cidades é a sua relação com seu tamanho. As cidades brasileiras com mais de 1 milhão de habitantes possuem taxas de homicídios em média até seis vezes maior do que cidades com até 25 mil habitantes.

Teixeira e Serra (2006) têm como objetivo estimar os custos da criminalidade na cidade de Curitiba por meio do método de preços hedônicos. Os resultados obtidos mostram que há uma forte relação entre redução nas taxas de criminalidade e valorização dos imóveis em algumas regiões de Curitiba. Os autores ajustam quatro modelos econométricos para dados em *cross section*, sendo a variável dependente o preço dos imóveis referentes ao mês de julho de 2004, nas oito regiões administrativas de Curitiba. A amostra de imóveis é composta por 1.170 apartamentos e 635 casas e tem como fonte o jornal eletrônico de Curitiba, região metropolitana e litoral do Paraná: *Imóveis Curitiba*. Além dos preços dos imóveis, encontram-se também disponíveis nesse jornal informações sobre o número de quartos, banheiros, vagas na garagem e outras características como existência de mobília, piscina, calefação etc. Em geral, o impacto da taxa de furtos e roubos foi mais expressivo sobre o valor de locação dos imóveis do que o da taxa de homicídios. Além disso, tal impacto foi mais incisivo sobre as casas em relação aos apartamentos. No que tange ao impacto da taxa de homicídios sobre o valor de locação de imóveis, Cajuru, Pinheirinho e Bairro Novo foram as regiões que mais sofreram depreciações em seus imóveis, pois uma redução de 30% na taxa de homicídios valoriza os apartamentos nessas regiões em, respectivamente, 5,95%, 5,61% e 4,09%, e as casas em, respectivamente, 7,08%, 6,68% e 4,87%. Em relação ao efeito da taxa de furtos e roubos, a região

da Matriz foi, sem dúvida, a mais afetada. Uma queda de 30% na taxa de furtos e roubos, nessa região, valoriza os apartamentos em 9,78% e as casas em 29,86%.

Sachsida e Mendonça (2007), em um estudo para o Distrito Federal, encontram que ex-detentos recebem uma punição salarial que pode atingir até 39% em comparação com outros indivíduos de características similares, mas que nunca foram presos, decorrente do efeito estigma. No que se refere ao efeito grupo, os ex-detentos percebem um impacto negativo de 11% quando comparados com pessoas da Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílio (PNAD). Observou-se ainda que ex-detentos recebem 3,1% a menos por ano de experiência em relação aos não detentos. Tais resultados explicitam punições adicionais aos ex-detentos, mesmo após eles terem cumprido suas sentenças.

Andrade e Peixoto (2007) realizam uma avaliação de diversos programas de prevenção e controle da criminalidade adotados no Brasil. O artigo avalia nove programas distintos de prevenção do crime adotados nas cidades de Belo Horizonte, Rio de Janeiro e São Paulo. De acordo com os autores, a maioria dos programas de prevenção são custo-efetivos em relação ao programa de controle. De acordo com os resultados, o programa Fica Vivo apresentou o menor valor por crime sério evitado, custando apenas cerca de R$ 646,00 para se evitar um crime sério. Outros programas também tiveram resultados muito positivos, como o caso dos programas Paz nas Escolas, Liberdade Assistida e Programa Educacional de resistência às Drogas (PROERD), que apresentam valor despendido por crime sério evitado inferior a R$ 1.700,00.

Carneiro (2007) analisa como as pesquisas de vitimização podem contribuir para o aumento da eficiência e da eficácia das intervenções públicas, com vistas à redução do crime. Sugerem possibilidades que podem complementar os demais sistemas de informações sobre a segurança pública, discutindo aspectos metodológicos, que têm efeito sobre as estimativas do número de vítimas e das taxas de recurso à polícia.

Santos e Kassouf (2007) examinam a relação existente entre o mercado de drogas e a criminalidade. Adotando dados estaduais entre 2001 e 2003, encontram que o mercado de drogas, a desigualdade de renda e a taxa de urbanização afetam positivamente a criminalidade. Observou-se também que a rotatividade do mercado de trabalho é inversamente relacionada à criminalidade. Por fim, os efeitos da segurança, tanto pública quanto privada, sobre a criminalidade foram negativos, mas estatisticamente insignificantes.

Santos e Kassouf (2008) reúnem e discutem os resultados dos modelos econômicos sobre criminalidade realizados no Brasil. Ressaltam a indisponibilidade de dados, a alta taxa de sub-registro nos dados oficiais, e a causalidade inversa entre as variáveis de *deterrence* e as taxas de crimes como algumas das principais dificuldades inerentes à investigação econômica do crime. Sugerem dois importantes resultados: *i*) os efeitos espaciais afetam a criminalidade; e *ii*) a criminalidade está sujeita aos efeitos de inércia.

Ywata *et al*. (2008) estimam o custo social da violência no Brasil. Os autores apresentam uma metodologia para estimar a perda de capital humano devido a mortes violentas no país. Para tanto, fazem uso de duas bases de dados distintas: uma proveniente do IBGE, com informações sobre a renda dos trabalhadores, e outra do Ministério da Saúde, com dados de óbitos. Foram aplicados procedimentos de regressão não paramétrica para estimar curvas médias de rendimento anual dos trabalhadores. Tais curvas foram então utilizadas para estimar a perda de produção para cada indivíduo morto prematuramente. Estimou-se que, em 2001, o custo por perda de produção foi de R$ 9,1 bilhões devido aos homicídios, de R$ 5,4 bilhões devido aos acidentes de transporte e de R$ 1,3 bilhão devido aos suicídios. O custo total resultante das mortes por causas externas foi de R$ 20,1 bilhões. Estimou-se, ainda, o total de anos de vida perdidos: no agregado das causas externas, esse total foi de 4,96 milhões de anos, sendo 2,15 milhões devido aos homicídios e 1,24 milhão devido aos acidentes de transporte.

Santos (2009), fazendo uma regressão de painel desbalanceado, para os estados brasileiros entre 2001 e 2005, testa a existência de um efeito inércia sobre a criminalidade no Brasil. Segundo o autor, aproximadamente metade da criminalidade de um período se transfere para o período seguinte. O autor sugere também que aumentar a escolaridade parece ser uma das formas de diminuir a taxa de crimes letais nos estados.

Nadanovsky (2009) relata que a taxa de homicídio no estado de São Paulo aumentou de 36 por 100 mil habitantes em 1996 para 44 em 1999. Sendo que essa taxa se reduziu até 21 por 100 mil em 2005. Nesse período, o número de pessoas na prisão por cada 100 mil habitantes aumentou constantemente de 182 em 1996 até 341 em 2005. O autor sugere que "apesar de não ser possível concluir que essa relação seja causal, houve uma associação temporal clara compatível com a interpretação de que o aumento no encarceramento de criminosos exerceu seu efeito incapacitador e/ou dissuador do crime em São Paulo".

Loureiro *et al*. (2009) salientam a importância de se incluírem variáveis de interação social nos estudos sobre criminalidade. Fundamental nesse estudo é a constatação da importância de variáveis religiosas (ir à igreja, crer em Deus, ter uma religião) para o combate a crimes violentos. Adotando uma metodologia tipo *probit*, os autores demonstram o importante efeito de se crer em Deus sobre a probabilidade de se cometerem crimes violentos. De maneira geral, variáveis religiosas têm impacto negativo, e estatisticamente significante, sobre a probabilidade de se cometerem crimes violentos. Além disso, um amplo conjunto de variáveis de interação social é adotado, ressaltando mais uma vez o importante papel que uma família estável tem sobre o combate ao crime violento (tal como o homicídio ou o estupro).

Sachsida *et al*. (2010), analisando um painel de dados sobre os estados brasileiros, conclui que a desigualdade de renda é um importante determinante da criminalidade (os testes de causalidade de Granger sugerem que desigualdade Granger causa crime, mas não o contrário). Além disso, o desemprego e a taxa de urbanização são positivamente relacionados à taxa de crimes. Tal como demonstrado em estudos anteriores, aqui também foi reportado um "efeito inércia" da criminalidade, isto é, a taxa passada de criminalidade afeta a taxa atual. Também, de acordo com o esperado, foi encontrado que os gastos em segurança pública são uma maneira efetiva de se reduzir o número de crimes. Por fim, não encontram indícios de que a pobreza aumenta a criminalidade.

Recentemente, Chioda, Mello e Soares (2012) mostraram a importância de programas socias que aumentem a renda das famílias, ou que tenham força para alterar o grupo de convivência do indivíduo (*peer group*), tal como o programa Bolsa Família (PBF), na redução da violência urbana.

Por fim, Menezes *et al*. (2012), em um estudo para a Região Metropolitana do Recife (RMR), comprovam a ocorrência de dependência espacial da taxa de homicídio masculino entre os bairros. O estudo identifica também o impacto de variáveis socioeconômicas sobre as taxas de homicídio entre bairros. De maneira geral, os resultados sugerem que bairros com baixas taxas de homicídio masculino são cercados por áreas com alta taxa de homicídio. Também observam que nas áreas com menor desigualdade de renda a taxa de homicídios é mais baixa.

3 BASE DE DADOS E EVOLUÇÃO DA VIOLÊNCIA

Este texto faz uso de duas bases de dados espaciais: *i*) área mínima comparável (AMC); e *ii*) estados. As AMCs têm como base o ano de 1997. A vantagem do uso de AMCs reside no fato de estas propiciarem maior especificidade espacial. A desvantagem é que diversas variáveis importantes, tais como a taxa de encarceramento e de policiamento, não estão disponíveis para AMCs. Na ausência da disponibilidade dos dados em nível de AMCs adotamos os dados disponíveis em nível estadual. O quadro 1 descreve as variáveis coletadas para esse estudo. Também são informados o período amostral, a unidade espacial, a fonte dos dados e sua respectiva descrição.

QUADRO 1
Fontes e definições dos dados adotados[1]

Variável	Período[2]	Unidade	Fonte	Descrição
População_Total (pop)*	2001-2010	AMC	Datasus	Número total de pessoas residentes na AMC.
Taxa_Desemprego (U)	2001-2009	UF	PNAD/IBGE	Taxa de desemprego por 100 mil habitantes, do estado em que a AMC está situada. Considerou-se, para tanto, as pessoas que procuraram, mas não encontraram, ocupação profissional remunerada entre todas aquelas consideradas "ativas" no mercado de trabalho. Nesse caso, entende-se como "ativas" no mercado o grupo que inclui todas as pessoas com 10 anos ou mais de idade que estavam procurando ocupação ou trabalhando na semana de referência da PNAD.
Taxa_Desigualdade (Gini)	2001-2009	UF	Ipea	Coeficiente de Gini do estado no qual se encontra a AMC. Esse índice mede o grau de desigualdade na distribuição da renda domiciliar *per capita* entre os indivíduos. Seu valor pode variar teoricamente desde 0, quando não há desigualdade, até 1, quando a desigualdade é máxima. Calculado a partir das respostas à PNAD.
Taxa_Pobreza (pob)	2001-2009	UF	Ipea	Percentual de pessoas com renda domiciliar *per capita* inferior à linha de pobreza no estado em que se situa a AMC. A linha de pobreza aqui considerada é o dobro da linha de extrema pobreza, uma estimativa do valor de uma cesta de alimentos com o mínimo de calorias necessárias para suprir adequadamente uma pessoa, com base em recomendações da Organização das Nações Unidas para Agricultura e Alimentação (FAO) e da Organização Mundial da Saúde (OMS). Calculado a partir das respostas à PNAD.
Taxa_Abandono (aban)	2001-2005 2007-2010	AMC	Censo Escolar/ Instituto Nacional de Ensino e Pesquisa (INEP)	Média ponderada da taxa de abandono no ensino fundamental nos municípios que compõem a AMC. A taxa de abandono é caracterizada como o percentual de alunos da matrícula total que, em uma dada série, deixam de frequentar a escola durante o ano letivo. De 2001 a 2005, utilizou-se, como estimativa, a relação entre número de alunos afastados por abandono no ano anterior e número de matriculados no ano atual.

(Continua)

(Continuação)

Variável	Período[2]	Unidade	Fonte	Descrição
Densidade_Demográfica (dens)	2001-2010	AMC	IBGE	Média ponderada do número de pessoas por km² nos municípios que compõem a AMC, tendo como base a área dos municípios em 2010. O fator de ponderação, nesse caso, foi a população total de cada município. A estimativa da área incluiu os valores das águas interiores. O universo de municípios da tabela é definido pelo IBGE no levantamento censitário e não necessariamente coincide com o oficialmente existente ou instalado na data de referência.
Taxa_BolsaFamília (BF)	2004-2010	AMC	PBF/Ministério do Desenvolvimento Social e Combate à Fome (MDS)	Média ponderada da taxa de benefícios concedidos nos municípios que formam a AMC. A taxa do município corresponde ao número de famílias beneficiadas pelo PBF em dezembro de cada ano, dividido pelo tamanho da população do município vezes 100 mil. A série se inicia em 2004, ano em que o projeto foi instituído.
Taxa_Leitos (TL)	2001-2003 2005-2009	UF	Datasus	Taxa de leitos hospitalares do estado em que a AMC se situa. De 2001 a 2003, tal taxa corresponde ao número de leitos hospitalares disponíveis no Sistema Único de Saúde (SUS) por 100 mil habitantes. Nesse período, a informação foi disponibilizada pelo Sistema de Informações Hospitalares do SUS (SIH/SUS). De 2005 a 2009, entretanto, tem-se o número de leitos por 100 mil habitantes, divulgado pelo Cadastro Nacional de Estabelecimentos de Saúde (CNES). Não há dados para 2004 em função da implantação do sistema CNES e mudanças nas classificações de leitos. Para 2005, foi considerada a situação de dezembro de 2005; para os demais anos, foi considerada a média de janeiro a dezembro.
Taxa_Obitos (crime)*	2001-2009	AMC	Datasus	Média ponderada da taxa de homicídios a cada 100 mil habitantes nos municípios que formam a AMC. A taxa de homicídios foi calculada considerando-se o local de residência da vítima. Foram contabilizadas tanto as mortes habitualmente classificadas como homicídios (X85 a Y09 da CID-10), quanto as mortes por arma de fogo e arma branca cuja intenção não foi determinada (Y22 a Y24 e Y28 e Y29 da CID-10). Esse padrão foi o mesmo utilizado no artigo de Monteiro de Castro, Assunção e Durante (2003).
Pib_PerCapita (pibpc)	2001-2009	AMC	IBGE	Média ponderada do PIB dos municípios que compõem a AMC, em reais, de 2000. A informação foi obtida por meio do Sistema de Contas Regionais do IBGE.
Percentual_H18a24 (H1824)*	2001-2010	AMC	Datasus	Média ponderada do percentual de homens de 18 a 24 anos residentes nos municípios que compõem a AMC, com relação ao número total de habitantes de cada município.
Percentual_Homens (H)	2001-2010	AMC	Datasus	Média ponderada do percentual de homens de 18 a 24 anos residentes nos municípios que compõem a AMC, com relação ao número total de habitantes de cada município.
Taxa_Urbanização (urb)	2001-2010	AMC	IBGE	Média ponderada da taxa de urbanização dos municípios que estão situados na AMC. A taxa de urbanização é o percentual da população urbana no ano de 2010, com relação à população total do município em cada um dos anos-base.
Percentual_Negros (pn)	2001-2009	UF	IBGE	Percentual de pessoas negras, com relação à população total, no estado em que a AMC está situada.
Taxa_Presos (preso)	2003-2010	UF	Infopen/MJ	Número de presos no sistema penitenciário por 100 mil habitantes no estado em que a AMC está situada. Em 2003 e 2004, consideram-se, para tanto, as pessoas presas em regimes fechado, semiaberto, provisório e sob medida de segurança. A partir de 2005, acrescentam-se ainda aqueles que se encontram em regime aberto. As informações são disponibilizados pelo Sistema Integrado de Informações Penitenciárias (InfoPen), do Ministério da Justiça.

(Continua)

(Continuação)

Variável	Período[2]	Unidade	Fonte	Descrição
RendaMediaEstadual (renda)	2001-2009	UF	IBGE	Valor do rendimento médio mensal, em reais, de 2000, das pessoas com 10 anos ou mais de idade, no estado em que a AMC está situada. Como as informações foram obtidas por meio da PNAD, que considera setembro como o mês-base, os salários foram deflacionados por meio do IPCA desse mês.
Taxa_PoliciaM (pm)	2001-2009	UF	Relação Anual de Informações Sociais (Rais)	Taxa de policiais militares por 100 mil habitantes no estado em que a AMC está situada. Consideraram-se aqueles que exerciam tal função como atividade principal na semana de referência. As patentes relacionadas foram: coronéis, tenentes-coronéis, majores, capitães, tenentes, subtenentes, sargentos, cabos e soldados.
Taxa_PoliciaC (pc)	2001-2009	UF	Rais	Taxa de policiais civis por 100 mil habitantes no estado em que a AMC está situada. Consideraram-se aqueles que exerciam tal função como atividade principal na semana de referência. As funções utilizadas na análise foram: delegados, inspetores e detetives.
Taxa_Cbombeiros (bomb)	2001-2009	UF	Rais	Taxa de bombeiros por 100 mil habitantes no estado em que a AMC está situada. Consideraram-se aqueles que exerciam tal função como atividade principal na semana de referência. As patentes relacionadas foram: subtenentes, sargentos, cabos e soldados.
Média_Anos_Estudo (educ)	2001-2009	UF	PNAD/IBGE	Média de anos de estudo das pessoas de 25 anos ou mais de idade no estado em que a AMC se encontra.

Elaboração dos autores.
Notas: [1] Quando faltou determinada informação sobre um ano intermediário, esta foi obtida por interpolação simples.
[2] Estas variáveis também foram agrupadas por Unidade da Federação.

A tabela 1 descreve a evolução da taxa de homicídios e da taxa de encarceramento, por UF, entre 2003 e 2009. Dos dez estados em que ocorreu uma queda na taxa de homicídios, em nove deles tal fato foi concomitante com um aumento na taxa de encarceramento. Somente no Distrito Federal a queda da violência esteve associada com uma queda na taxa de encarceramento. Mesmo assim, tal redução da taxa de homicídios foi extremamente pequena. No período 2003-2009, São Paulo com um aumento na taxa de encarceramento de 45,9% teve uma redução na taxa de homicídios de 53,6%. Por sua vez, ainda de acordo com a tabela 1, nos dezessete estados onde houve aumento da violência em dezesseis deles ocorreu também aumento das taxas de encarceramento.

A análise da tabela 1 lança dúvidas sobre a eficiência do mecanismo de detenção para o combate à criminalidade. O exemplo mais evidente disto é o estado do Rio Grande do Norte, onde um aumento de 97,3% das taxas de encarceramento, no período 2003-2009, veio acompanhado de um aumento de 107,4% nas taxas de homicídio. Contudo, pode-se argumentar que nos estados que apresentaram redução na taxa de homicídios o aumento médio da taxa de encarceramento foi de 105%, contra um aumento de 66,1% nas demais unidades federadas.

TABELA 1
Evolução das taxas de homicídio e de encarceramento por UF (2003-2009)

Posição	Estado	Presos (2003)	Presos (2009)	Variação (%)	Homicídios (2003)	Homicídios (2009)	Variação (%)
1	SP	255,82	373,37	45,9	35,85	16,63	-53,6
2	RJ	124,75	144,64	15,9	50,45	31,90	-36,8
3	PE	153,00	238,82	56,1	55,44	45,55	-17,8
4	AP	174,08	289,18	66,1	34,78	30,32	-12,8
5	RO	231,61	464,52	100,6	39,91	35,37	-11,4
6	MG	29,31	175,31	498,1	20,99	19,01	-9,5
7	RR	160,37	391,70	144,2	29,39	28,23	-3,9
8	MT	256,55	368,49	43,6	34,70	33,58	-3,2
9	MS	226,53	408,42	80,3	31,62	30,97	-2,0
10	DF	314,96	312,90	-0,7	33,88	33,83	-0,2
11	AC	321,67	494,96	53,9	22,64	22,72	0,3
12	SC	119,37	218,02	82,6	12,18	13,63	11,9
13	RS	175,25	263,42	50,3	19,07	21,36	12,1
14	ES	127,01	230,45	81,4	50,21	56,61	12,7
15	PI	45,70	82,59	80,7	10,84	12,47	15,0
16	SE	149,05	135,76	-8,9	25,50	32,13	26,0
17	GO	62,83	166,55	165,1	25,43	32,54	28,0
18	CE	145,87	150,59	3,2	20,24	26,19	29,4
19	PR	75,59	207,43	174,4	26,37	34,32	30,2
20	TO	90,56	127,55	40,9	16,66	23,45	40,7
21	AM	66,77	114,19	71,0	18,54	27,11	46,2
22	MA	36,03	53,79	49,3	13,72	22,33	62,8
23	AL	50,97	62,67	23,0	35,61	59,41	66,8
24	BA	39,56	56,16	42,0	22,18	41,06	85,1
25	PA	68,78	117,56	70,9	21,41	40,68	90,0
26	PB	153,87	226,10	46,9	17,22	33,16	92,5
27	RN	60,97	120,31	97,3	15,17	31,46	107,4

Elaboração dos autores.

A análise da tabela 1 parece ser insuficiente para se fazerem correlações entre as taxas de encarceramento e a violência. Sendo assim, um instrumental estatístico mais sofisticado deve ser empregado. Para tanto, adotaremos um estimador de dados de painel para verificar o efeito das taxas de encarceramento sobre as taxas de homicídio. Mais detalhes sobre o instrumental econométrico serão fornecidos na próxima seção.

4 RESULTADOS ECONOMÉTRICOS

Este trabalho faz uso de técnicas de dados de painel. A estrutura dos dados, com diversas unidades *cross-section* fornecendo informações ao longo de quase uma década, é condizente com este procedimento estatístico. Também devemos ressaltar que tal estimador permite melhor tratamento referente a questões de heterogeneidade locais. Em um país de dimensões continentais como o Brasil, o uso de um estimador capaz de lidar com a diversidade regional é uma vantagem não desprezível.[2]

Devemos ressaltar que em todas as especificações econométricas foi adotado o logaritmo das variáveis, de tal maneira que os coeficientes encontrados representam as elasticidades. Além disso, nossa unidade *cross-section* de referência sempre é a área mínima comparável, mesmo nos casos em que as variáveis estejam se referindo a valores estaduais.

Para facilitar a compreensão dos resultados, iremos separar as análises referentes às tabelas 2 a 8 em duas partes. O primeiro grupo refere-se às variáveis de controle. Isto é, variáveis que foram incluídas nesse estudo pois são variáveis que comumente aparecem nos estudos sobre criminalidade. Sua análise não faz parte do objetivo principal desse estudo. Tais variáveis se dividem em dois grupos: *i*) efeitos inerciais (taxa de homicídios da UF no período passado) e socioeconômicos (taxa de desemprego da UF e taxa de desigualdade de renda da UF); e *ii*) efeitos demográficos (proporção de homens entre 18 e 24 anos em relação à população total). O segundo grupo refere-se às variáveis de repressão, e se constituem no principal objetivo de análise desse estudo. As variáveis de repressão dividem-se em dois grupos: *i*) variável de incapacitação (taxa de encarceramento da UF no período passado); e *ii*) variáveis de detenção (taxa de policiais militares da UF no período passado e taxa de policiais civis da UF no período passado). Cabe destacar que as variáveis de repressão estão sempre defasadas em um período para evitar o problema da endogeneidade entre essas variáveis e a taxa de homicídios.

A tabela 2 apresenta a estimativa inicial do efeito de algumas variáveis sobre a taxa de homicídios da Unidade da Federação. Todas as variáveis nesse estudo foram transformadas em logaritmos. Isto é, os coeficientes podem ser interpretados como sendo as elasticidades. Além disso, a unidade *cross-section* do estimador de painel sempre é a AMC.

2. Mais detalhes sobre o estimador de dados de painel podem ser encontrados em Baltagi (1995), Hsiao (1986) ou Deaton (1985).

A principal lição a ser tirada da tabela 2 é que especificidades locais e de tamanho das AMCs devem ser levadas em consideração. A tabela 2 deixa claro que estimativas que não se atentam a aspectos específicos da localidade podem incorrer em sérios erros.

Todas as estimativas presentes na tabela 2 confirmam a importância do efeito inercial sobre a taxa de homicídios. Além disso, não parece haver grandes efeitos do tamanho da AMC sobre a inércia, o que pode ser visto quando nos movemos para as colunas mais à direita da respectiva tabela. A taxa de desemprego parece afetar negativamente a criminalidade. Isto é, estados com taxas de desemprego mais altas têm taxas de homicídio mais baixas. Este comportamento sugere que políticas públicas de emprego têm pouco efeito para reduzir a taxa de homicídios. Com relação à desigualdade de renda, temos que esta não é estatisticamente significante para explicar a taxa de homicídios da UF, exceto para os municípios abaixo de 200 mil habitantes. Nestes casos, uma desigualdade maior diminui a taxa de homicídios. Este é um resultado novo e merece ser analisado em mais detalhes. Cabe ressaltar que a literatura econômica não prevê um efeito direto da desigualdade de renda sobre a taxa de homicídios. O que é previsto é um efeito da desigualdade sobre os crimes patrimoniais (e não sobre crimes violentos). Sendo assim, nosso resultado não esta em contradição com a teoria econômica, apesar de outras vertentes das ciências sociais preverem uma relação direta entre desigualdade e violência.

Para áreas menos povoadas, abaixo de 200 mil habitantes, a variável demográfica assume papel de destaque, sinalizando que um aumento na proporção de homens jovens na população tem o potencial de aumentar o nível de violência da localidade.

Quanto às variáveis de repressão, os resultados presentes na tabela 2 sugerem que: *i*) a taxa de encarceramento do período passado é sempre importante para reduzir a taxa de homicídios do período atual – um aumento de 1% na taxa de encarceramento no período anterior reduz a taxa de homicídios atual entre 0,03% e 0,05%; e *ii*) mais policiais militares ajudam a combater o número de homicídios. De maneira geral, um incremento de 1% na taxa de policiais militares do período passado reduz a taxa de homicídios em aproximadamente 0,03%. Conclusão similar é válida para o caso da taxa de policiais civis do estado. Além disso, como a taxa de homicídios do período atual afeta a taxa de homicídios do próximo período, existe um efeito indireto da taxa de repressão sobre os homicídios futuros. Isto é, menos crimes hoje implicam menos crimes no futuro.

TABELA 2
Determinantes da taxa de homicídio da UF:[1] dados de painel, efeito aleatório

Variável	Geral	Mais de 1 milhão de habitantes	Entre 500 mil e 1 milhão	Entre 200 mil e 500 mil	Entre 50 mil e 200 mil	Menos de 50 mil
Taxa_Homicídios UF do período passado	.9672 (.000)	.9429 (.000)	.9483 (.000)	.9646 (.000)	.9844 (.000)	.9674 (.000)
Taxa_Desemprego (U)	-.0368 (.000)	-.2015 (.002)	-.0770 (.132)	-.1481 (.000)	-.1080 (.000)	-.0272 (.000)
Taxa_Desigualdade (Gini)	-.1386 (.000)	.2921 (.221)	.1426 (.540)	.0116 (.930)	-.2844 (.000)	-.1237 (.000)
Percentual_H18a24UF (H1824)	.0519 (.000)	.1750 (.243)	.0530 (.729)	.0865 (.221)	.1440 (.000)	.0409 (.001)
Taxa_Presos do período passado	-.0378 (.000)	-.0556 (.005)	-.0415 (.011)	-.0577 (.000)	-.0578 (.000)	-.0352 (.000)
Taxa_PoliciaMilitar do período passado	-.0360 (.000)	.0092 (.721)	.0008 (.974)	-.0323 (.022)	-.0425 (.000)	-.0355 (.000)
Taxa_PoliciaCivil do período passado	-.0310 (.000)	-.0158 (.354)	-.0384 (.036)	-.0319 (.000)	-.0408 (.000)	-.0297 (.000)
Constante	.2109 (.000)	.3345 (.093)	.2805 (.131)	.3634 (.000)	.2065 (.000)	.20715 (.000)
Observações	31565	90	126	535	2626	28188
Número de grupos	5478	16	27	101	482	4930
Prob > Chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
fraction of variance due to u_i	0.1840	0.0690	0.0953	0.0802	0.1340	0.1877
R^2 overall	0.9342	0.9289	0.9403	0.9421	0.9408	0.9338

Elaboração dos autores
Nota:[1] Todas as variáveis estão em logaritmo. Entre parênteses, estão os *t-prob*.

A tabela 3 repete as estimativas, mas dessa vez adotando uma metodologia que lida de maneira diferente com os efeitos específicos das localidades. Isto é, a estimativa é feita por meio de um modelo de dados de painel com efeitos fixos. Ressaltamos que, dada as características de nossa amostra, a estimativa por efeitos aleatórios nos parece ser a mais adequada; afinal, são mais de 5 mil unidades *cross-section*. De qualquer maneira, dadas as facilidades computacionais, sempre que possível apresentamos também as estimativas por efeito fixo.

Em relação às variáveis de controle, não existem grandes alterações qualitativas entre esse resultado e o anterior. Já para as variáveis de repressão, apesar de qualitativamente similares, os resultados apresentam magnitudes mais expressivas. Por exemplo, um aumento de 1% na taxa de encarceramento do período anterior pode reduzir a taxa de homicídios em 0,07%. E um aumento na taxa de policiais militares pode reduzir a taxa de homicídios em 0,13%.

TABELA 3
Determinantes da taxa de homicídio da UF:[1] dados de painel, efeito fixo

Variável	Geral	Mais de 1 milhão de habitantes	Entre 500 mil e 1 milhão	Entre 200 mil e 500 mil	Entre 50 mil e 200 mil	Menos de 50 mil
Taxa_Homicídios UF do período passado	.9076 (.000)	.9096 (.000)	.8252 (.000)	.7863 (.000)	.8632 (.000)	.9137 (.000)
Taxa_Desemprego (U)	.0020 (.661)	-.0863 (.405)	.0343 (.654)	.0284 (.413)	-.0373 (.026)	.0052 (.274)
Taxa_Desigualdade (Gini)	-.8114 (.000)	-.9179 (.041)	-.7146 (.046)	-1.091 (.000)	-.8913 (.000)	-.8010 (.000)
Percentual_H18a24UF (H1824)	-.3516 (.000)	-.0527 (.800)	.0942 (.706)	.3321 (.006)	.0018 (.973)	-.3997 (.000)
Taxa_Presos do período passado	-.0679 (.000)	-.0547 (.252)	-.0130 (.718)	-.0327 (.053)	-.0529 (.000)	-.0701 (.000)
Taxa_PoliciaMilitar do período passado	-.0597 (.000)	-.1340 (.018)	-.0166 (.595)	-.1195 (.000)	-.0863 (.000)	-.0575 (.000)
Taxa_PoliciaCivil do período passado	-.0149 (.000)	-.0005 (.977)	-.0065 (.744)	-.0142 (.121)	-.0156 (.000)	-.0143 (.000)
Constante	.4959 (.000)	.4270 (.079)	.0087 (.975)	.0479 (.705)	.3056 (.000)	.5267 (.000)
Observações	31565	90	126	535	2626	28188
Número de grupos	5478	16	27	101	482	4930
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
corr(u_i, Xb)	0.3669	0.1557	0.4226	0.6792	0.6350	0.3349
fraction of variance due to u_i	0.6522	0.8057	0.7257	0.7953	0.6947	0.6520
F test that all u_i=0	F(5477, 26080) = 4.02 (.000)	F(15, 67) = 4.06 (.000)	F(26, 92) = 4.02 (.000)	F(100, 427) = 4.87 (.000)	F(481, 2137) = 3.88 (.000)	F(4929, 23251) = 3.95 (.000)
R^2 overall	0.8980	0.7972	0.8949	0.9064	0.9181	0.8954

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Todas as variáveis estão em logaritmo. Entre parênteses, estão os *t-prob*.

A tabela 4 faz um corte geográfico nos dados. A ideia aqui é capturar especificidades associadas à região geográfica da localidade. Note que existem importantes alterações de resultados no que se refere às variáveis de controle. Por exemplo, apesar da taxa de desemprego aumentar a taxa de homicídios nas regiões Sul e Sudeste, esta mesma variável reduz a taxa de homicídios na região Centro-Oeste. Já para o caso das variáveis de repressão os resultados se mantêm. Isto é, prender bandidos e aumentar o número de policias é uma estratégia que funciona no combate à violência. No caso específico da região Sudeste, temos que um aumento de 1% na taxa de encarceramento do período anterior reduz a taxa atual de homicídios em quase 14%. Ainda para a região Sudeste, um aumento de 1% na taxa de policias militares do período anterior reduz a taxa de homicídios em 0,38%.

TABELA 4
Determinantes da taxa de homicídio da UF:[1] regiões Sul, Sudeste e Centro-Oeste

Variável	Efeito fixo (a) – Sul	Efeito aleatório (b) – Sul	Efeito fixo (c) – Sudeste	Efeito aleatório (d) – Sudeste	Efeito fixo (e) – Centro-Oeste	Efeito aleatório (f) – Centro-Oeste
Taxa_Homicídios do período passado	-.2033 (.000)	.9842 (.000)	.7707 (.000)	1.0970 (.000)	.4686 (.000)	.6471 (.000)
Taxa_Desemprego (U)	.1804 (.000)	.0308 (.000)	.3739 (.000)	.0609 (.000)	-.2066 (.000)	-.2479 (.000)
Taxa_Desigualdade (Gini)	-.9464 (.000)	-.4245 (.000)	-1.4692 (.000)	-1.1641 (.000)	-.5680 (.000)	-.5257 (.000)
Percentual_H18a24 (H1824)	-4.6195 (.000)	-1.2526 (.000)	.1378 (.000)	-.8315 (.000)	-.8699 (.000)	-.6091 (.000)
Taxa_Presos do período passado	-.1057 (.000)	-.1122 (.000)	-.0328 (.000)	-.1397 (.000)	-.0470 (.000)	-.0031 (.348)
Taxa_PoliciaMilitar do período passado	-.0404 (.000)	-.1324 (.000)	-.3980 (.000)	-.3819 (.000)	.0636 (.000)	.0791 (.000)
Taxa_Policia Civil do período passado	-.0186 (.000)	-.0570 (.000)	-.0111 (.002)	-.0456 (.000)	.0135 (.000)	.0245 (.000)
Constante	5.2059 (.000)	1.5153 (.000)	.3824 (.000)	1.3579 (.000)	1.4798 (.000)	.8999 (.000)
Observações	6828	6828	9919	9919	2634	2634
Número de grupos	1138	1138	1666	1666	439	439
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
corr(u_i, Xb)	-0.6784		0.2159		0.1231	
fraction of variance due to u_i	0.9926	0	0.8796	0	.4547	0
F test that all u_i=0	F(1137, 5683) = 2.93 (.000)		F(1665, 8246) = 4.78 (.000)		F(438, 2188) = 0.52 (1.000)	
R^2 overall	0.1885	0.9855	0.7639	0.9489	0.4225	0.6790

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Todas as variáveis estão em logaritmo. Entre parênteses, estão os *t-prob*.

A tabela 5 repete as estimativas da tabela 4, mas agora para os estados do Norte e do Nordeste. Aqui existe uma diferença importante no que se refere às variáveis de repressão: para os estados do Norte um aumento da taxa de encarceramento poderia implicar aumento da taxa de homicídios. Nossa leitura desse resultado é, contudo, um pouco diferente: parece que para o caso dos estados do Norte a inclusão de apenas uma defasagem não é suficiente para corrigir o problema de endogeneidade dessa variável com a taxa de homicídios. Assim, para o caso específico desses estados, é necessário aumentar o número de defasagens da taxa de encarceramento. Efeitos similares também ocorrem para outras variáveis de repressão.

TABELA 5
Determinantes da taxa de homicídio da UF:[1] regiões Norte e Nordeste

Variável	Efeito fixo (a) – Norte	Efeito aleatório (b) – Norte	Efeito fixo (c) – Nordeste	Efeito aleatório (d) – Nordeste	Efeito fixo (e) – Norte, Nordeste, Centro-Oeste	Efeito aleatório (f) – Norte, Nordeste, Centro-Oeste
Taxa_Homicídios do período passado	.6427 (.000)	.8457 (.000)	.9393 (.000)	.9305 (.000)	.9369 (.000)	.9311 (.000)
Taxa_Desemprego (U)	-.2684 (.000)	-.0410 (.000)	.0458 (.000)	.0826 (.000)	-.0563 (.000)	.0812 (.000)
Taxa_Desigualdade (Gini)	-1.4454 (.000)	-1.8339 (.000)	-.6810 (.000)	-.6764 (.000)	-.6696 (.000)	-.4135 (.000)
Percentual_H18a24 (H1824)	-3.2872 (.000)	-.4019 (.007)	-.4960 (.000)	-.2616 (.000)	-.5047 (.000)	-.2841 (.000)
Taxa_Presos do período passado	.1759 (.000)	.0805 (.000)	.1504 (.000)	-.0067 (.000)	.0590 (.000)	-.0252 (.000)
Taxa_PoliciaMilitar do período passado	-.1054 (.000)	-.1563 (.000)	.0242 (.000)	.0038 (.015)	.0036 (.113)	-.0090 (.000)
Taxa_PoliciaCivil do período passado	.0487 (.000)	.0028 (.345)	-.0032 (.047)	.0029 (.047)	.0103 (.000)	-.0036 (.002)
Constante	3.001 (.000)	.2998 (.029)	-.0121 (.746)	.1029 (.000)	.2831 (.000)	.2561 (.000)
Observações	2304	2304	9880	9880	14818	14818
Número de grupos	449	449	1786	1786	2674	2674
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
corr(u_i, Xb)	-0.0295		-0.5422		-0.2839	
fraction of variance due to u_i	.7121	0	.6598	0	.5166	0
F test that all u_i=0	F(448, 1848) = 2.42 (.000)		F(1785, 8087) = 1.78 (.000)		F(2673, 12137) = 1.72 (.000)	
R^2 overall	0.7590	0.9060	0.9302	0.9643	0.9155	0.9483

Elaboração dos autores.
Nota:[1] Todas as variáveis estão em logaritmo. Entre parênteses, estão os *t-prob*.

Para tentar diminuir as dúvidas que possam ter sido levantadas pela tabela 5, a tabela 6 inclui um novo conjunto de variáveis de controle para verificar a robustez dos resultados referentes às variáveis de repressão. Na tabela 6 foram incluídas variáveis referentes à população total da UF, à taxa de pobreza do estado, à taxa de leitos hospitalares, à renda média do estado, à taxa de bombeiros e à média de anos de estudo da população da UF. Todas essas variáveis são comuns nos estudos referentes à violência. A inclusão delas mostra que nossos resultados, referentes às variáveis de repressão, são robustos à inclusão de novas variáveis de controle.

TABELA 6
Determinantes da taxa de homicídio da UF:[1] efeito aleatório, novas *proxies*

Variável	Geral	Mais de 1 milhão de habitantes	Entre 500 mil e 1 milhão	Entre 200 mil e 500 mil	Entre 50 mil e 200 mil	Menos de 50 mil
Taxa_Homicídios do período passado	.9659 (.000)	.9530 (.000)	.8983 (.000)	.9095 (.000)	.9405 (.000)	.9692 (.000)
Taxa_Desemprego (U)	.0125 (.002)	-.1287 (.151)	.0509 (.514)	.0146 (.692)	-.0601 (.000)	.0196 (.000)
Taxa_Desigualdade (Gini)	-.6460 (.000)	-.0836 (.780)	-.6720 (.098)	-.6466 (.000)	-.5575 (.000)	-.6494 (.000)
Percentual_H18a24 (H1824)	-.4100 (.000)	-.1863 (.381)	-.3756 (.077)	-.3634 (.000)	-.2941 (.000)	-.4261 (.000)
Taxa_Presos do período passado	-.0429 (.000)	-.0374 (.115)	-.0322 (.166)	-.0577 (.000)	-.0537 (.000)	-.0423 (.000)
Taxa_PoliciaMilitar do período passado	-.0604 (.000)	-.0099 (.855)	-.0501 (.114)	-.1036 (.000)	-.0501 (.000)	-.0606 (.000)
Taxa_PoliciaCivil do período passado	-.0349 (.000)	-.0026 (.895)	-.0206 (.290)	-.0386 (.000)	-.0347 (.000)	-.0343 (.000)
População_Total UF (pop)	-.0509 (.000)	-.0632 (.009)	-.0803 (.000)	-.0571 (.000)	-.0485 (.000)	-.0510 (.000)
Taxa_Pobreza (pob)	.1082 (.000)	.0723 (.331)	.1426 (.019)	.1322 (.000)	.1372 (.000)	.1077 (.000)
Taxa_Leitos (TL)	-.0265 (.000)	-.0744 (.548)	-.0520 (.668)	.0496 (.278)	-.0499 (.021)	-.0226 (.000)
RendaMediaEstadual (renda)	.0292 (.000)	.0260 (.580)	.0365 (.373)	.0228 (.197)	.0222 (.004)	.0303 (.000)
Taxa_Cbombeiros (bomb)	.0138 (.000)	-.0040 (.851)	.0026 (.924)	.0017 (.847)	.0105 (.012)	.0147 (.000)
Média_Anos_Estudo (educ)	-.0117 (.323)	.0040 (.985)	.1536 (.563)	.0701 (.489)	.1560 (.000)	-.0187 (.138)
Constante	.6685 (.000)	.8892 (.175)	.7012 (.209)	.6360 (.017)	.5854 (.000)	.6608 (.000)
Observações	23925	74	97	429	2085	21240
Número de grupos	5478	15	26	99	477	4923
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
corr(u_i, Xb)						
fraction of variance due to u_i	.0537	0	.2204	0	.0596	.0559
F test that all u_i=0						
R^2 overall	0.9488	0.9479	0.9585	0.9541	0.9541	0.9484

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Todas as variáveis estão em logaritmo. Entre parênteses, estão os *t-prob*.

A tabela 7 repete o exercício feito na tabela 6, mas agora adotando o estimador de efeitos fixos. Novamente, a inclusão de uma nova série de variáveis de controle não afeta qualitativamente os resultados referentes às variáveis de repressão.

TABELA 7
Determinantes da taxa de homicídio da UF:[1] efeito fixo, novas *proxies*

Variável	Geral	Mais de 1 milhão de habitantes	Entre 500 mil e 1 milhão	Entre 200 mil e 500 mil	Entre 50 mil e 200 mil	Menos de 50 mil
Taxa_Homicídios do período passado	.6902 (.000)	.7097 (.000)	.5877 (.000)	.5630 (.000)	.6454 (.000)	.6969 (.000)
Taxa_Desemprego (U)	-.0034 (.541)	.0085 (.944)	.0211 (.812)	.0917 (.022)	-.0031 (.869)	-.0069 (.239)
Taxa_Desigualdade (Gini)	.2887 (.000)	.6405 (.407)	.5255 (.320)	.2268 (.348)	.6328 (.000)	.2479 (.000)
Percentual_H18a24 (H1824)	.4260 (.000)	.4932 (.227)	1.334 (.001)	.9731 (.000)	.6121 (.000)	.3868 (.000)
Taxa_Presos do período passado	-.0633 (.000)	-.0432 (.551)	.0217 (.649)	-.0361 (.092)	-.0452 (.000)	-.0662 (.000)
Taxa_PoliciaMilitar do período passado	-.0501 (.000)	-.1136 (.098)	-.0196 (.655)	-.1080 (.000)	-.0749 (.000)	-.0460 (.000)
Taxa_PoliciaCivil do período passado	-.0044 (.000)	.0009 (.967)	.0095 (.664)	-.0043 (.647)	-.0138 (.001)	-.0031 (.013)
População_Total UF (pop)	-.8027 (.000)	-.3041 (.816)	-1.189 (.435)	-1.409 (.004)	-1.441 (.000)	-.7280 (.000)
Taxa_Pobreza (pob)	-.0581 (.000)	-.2363 (.278)	-.0830 (.685)	-.0832 (.287)	-.0994 (.003)	-.0511 (.000)
Taxa_Leitos (TL)	.1485 (.000)	-.0467 (.926)	1.104 (.054)	.0140 (.941)	.2097 (.006)	.1443 (.000)
RendaMediaEstadual (renda)	-.0389 (.000)	-.1030 (.075)	-.0199 (.705)	-.0718 (.003)	-.0491 (.000)	-.0367 (.000)
Taxa_Cbombeiros (bomb)	.0065 (.000)	-.0165 (.535)	-.0444 (.120)	-.0064 (.525)	.0013 (.776)	.0078 (.000)
Média_Anos_Estudo (educ)	1.631 (.000)	1.203 (.086)	2.402 (.000)	2.109 (.000)	1.813 (.000)	1.603 (.000)
Constante	4.532 (.000)	2.396 (.805)	3.633 (.746)	8.717 (.018)	8.944 (.000)	4.027 (.000)
Observações	23925	74	97	429	2085	21240
Número de grupos	5478	15	26	99	477	4923
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
corr(u_i, Xb)	-0.8642	-0.5096	-0.9502	-0.9611	-0.9497	-0.8377
fraction of variance due to u_i	.9898	.9368	.9958	.9977	.9963	.9877
F test that all u_i=0	F(5477, 18434) = 3.15 (.000)	F(14, 46) = 2.17 (.025)	F(25, 58) = 3.51 (.000)	F(98, 317) = 4.04 (.000)	F(476, 1595) = 3.08 (.000)	F(4922, 16304) = 3.13 (.000)
R^2 overall	0.2074	0.4907	0.3820	0.2535	0.2142	0.2157

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Todas as variáveis estão em logaritmo. Entre parênteses, estão os *t-prob*.

A tabela 8 torna a análise um pouco mais sofisticada do ponto de vista econométrico. Agora iremos adotar uma estimativa de painel por variáveis instrumentais. Tal como é comumente sugerido na literatura, iremos instrumentalizar a taxa de policiais civis e militares. Os instrumentos adotados também são os comumente adotados na literatura nacional e internacional, e estão descritos no fim da tabela 8.

Novamente, todas as variáveis de repressão são estatisticamente significantes para diminuir a taxa de homicídios. Contudo, existe uma diferença quantitativa importante: agora as elasticidades da taxa de policiais sobre a taxa de homicídios têm magnitudes mais expressivas. Por exemplo, um aumento de 1% na taxa de policiais militares pode diminuir a taxa de homicídios em 0,19%. Este efeito pode ser de uma redução na taxa de homicídios em torno de 0,13% para o caso de policiais civis. A magnitude da elasticidade da taxa de encarceramento também aumentou, sendo que um aumento na taxa de encarceramento de 1% pode resultar em um decréscimo de 0,05% na taxa de homicídios.

TABELA 8
Determinantes da taxa de homicídio da UF:[1] painel de variáveis instrumentais

Variável	Efeito fixo (geral)	Efeito aleatório (geral)	Fixo (mais de 200 mil)	Aleatório (mais de 200 mil)	Fixo (menos de 200 mil)	Aleatório (menos de 200 mil)
Taxa_Homicídios do período passado	.8728 (.000)	.9465 (.000)	.8067 (.000)	.9198 (.000)	.8738 (.000)	.9459 (.000)
Taxa_Desemprego (U)	.0402 (.000)	-.0476 (.000)	.0708 (.112)	-.1804 (.000)	.0389 (.000)	-.0443 (.000)
Taxa_Desigualdade (Gini)	-.5391 (.000)	-.5928 (.000)	-1.119 (.000)	-.1093 (.435)	-.5300 (.000)	-.6163 (.000)
Percentual_H18a24 (H1824)	-.1609 (.000)	.3416 (.000)	.4042 (.003)	.1658 (.018)	-.1738 (.000)	.3518 (.000)
Taxa_Presos do período passado	-.0583 (.000)	-.0180 (.000)	-.0313 (.062)	-.0309 (.001)	-.0592 (.000)	-.0174 (.000)
Taxa_PoliciaMilitar do período passado	-.1928 (.000)	-.0471 (.000)	-.1743 (.000)	.0936 (.000)	-.1926 (.000)	-.0504 (.000)
Taxa_PoliciaCivil do período passado	-.0442 (.000)	-.1646 (.000)	-.0631 (.005)	-.1367 (.000)	-.0441 (.000)	-.1676 (.000)
Constante	.7452 (.000)	.0764 (.000)	.1137 (.462)	.1881 (.041)	.7593 (.000)	.0699 (.000)
Observações	24257	24257	601	601	23656	23656
Número de grupos	5478	5478	134	134	5357	5357
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
corr(u_i, Xb)	0.4542		0.5882		0.4522	
fraction of variance due to u_i	.7115	.1502	.7606	.0572	.7114	.1539
F test that all u_i=0	F(5477,18772) = 2.44 (.000)		F(133,460) = 2.62 (.000)		F(5356,18292) = 2.43 (.000)	
R^2 overall	0.8887	0.9158	0.8942	0.9239	0.8882	0.9143

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Todas as variáveis estão em logaritmo. Entre parênteses, estão os *t-prob*. Variáveis instrumentalizadas: a primeira defasagem tanto da taxa de polícia militar como da taxa de polícia civil. Os instrumentos utilizados são: todas as variáveis incluídas na equação adicionadas da primeira defasagem das seguintes variáveis: *População_Total UF* (*pop*), *Taxa_Pobreza* (*pob*), *Taxa_Leitos* (*TL*), *RendaMediaEstadual* (*renda*), *Taxa_Cbombeiros* (*bomb*) e *Média_Anos_Estudo* (*educ*).

4. 1 Análise por AMCs

Nosso banco de dados permite também estimativas exclusivas por AMCs. Infelizmente, neste caso, não podemos utilizar nossas variáveis de repressão (taxa de encarceramento e taxa de policiais), pois estas estão disponíveis apenas para as UFs, não sendo possível dividi-las entre as AMCs. De qualquer maneira, fizemos uma série de estimativas para ressaltar algumas questões importantes sobre a taxa de homicídios nas AMCs.

A tabela 9 continua a sinalizar a importância do efeito inercial das taxas de homicídio em nível de AMCs. Isto é, a violência hoje tem efeitos sobre a criminalidade de amanhã. Um detalhe importante da tabela 9 refere-se ao efeito das taxas de abandono escolar sobre a taxa de homicídios. Um aumento de 1% nas taxas de abandono escolar pode aumentar a taxa de homicídios em 0,1%. Isto é, políticas que visem manter as crianças na escola, além dos tradicionais efeitos benéficos da educação, também auxiliam na redução da taxa de homicídios. Outro detalhe importante da tabela 9 é questionar o mito de que pobreza gera violência. De acordo com os dados, parece que AMCs com maior PIB *per capita* também se confrontam com taxas de homicídio mais altas. Do ponto de vista demográfico, parece haver indícios de que um aumento relativo na população masculina jovem também esteja atrelado a uma maior taxa de homicídios. Novamente, esse efeito demográfico parece ser mais característico de localidades com menos de 200 mil habitantes.

TABELA 9
Determinantes da taxa de homicídio da AMC:[1] dados de painel, efeito aleatório

Variável	Geral	Mais de 1 milhão de habitantes	Entre 500 mil e 1 milhão	Entre 200 mil e 500 mil	Entre 50 mil e 200 mil	Menos de 50 mil
Taxa_Homicídios AMC do período passado	.5832 (.000)	.8116 (.000)	.8845 (.000)	.8581 (.000)	.7672 (.000)	.5141 (.000)
Taxa_Abandono (aban)	.0760 (.000)	.1068 (.001)	.0587 (.072)	.0801 (.000)	.0790 (.000)	.0634 (.000)
Densidade_Demográfica (dens)	.0177 (.000)	.0099 (.593)	.0076 (.718)	.0095 (.180)	.0294 (.000)	-.0090 (.026)
Pib_PerCapita (pibpc)	.0745 (.000)	.0201 (.721)	.0294 (.642)	.0205 (.232)	.0410 (.004)	.0684 (.000)
Percentual_H18a24AMC (H1824)	.1924 (.000)	-.0979 (.612)	-.2271 (.452)	.1588 (.272)	.4333 (.001)	.1038 (.069)
Constante	.2554 (.000)	.2559 (.199)	.2645 (.310)	-.0084 (.944)	-.1831 (.079)	.4612 (.000)
Observações	18622	102	150	617	3045	14708
Número de grupos	4113	16	28	102	491	3575
Prob > Chi2	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
fraction of variance due to u_i	0	.0869	.1857	0	0	0
R^2 overall	0.3761	0.8483	0.8963	0.8777	0.6547	0.2878

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Todas as variáveis estão em logaritmo. Entre parênteses, estão os *t-prob*.

A tabela 10 repete a análise presente na tabela 9. Contudo, dessa vez, utilizamos um estimador de efeitos fixos. De maneira geral, não existem grandes mudanças qualitativas nos resultados.

TABELA 10
Determinantes da taxa de homicídios da AMC:[1] dados de painel, efeito fixo

Variável	Geral	Mais de 1 milhão de habitantes	Entre 500 mil e 1 milhão	Entre 200 mil e 500 mil	Entre 50 mil e 200 mil	Menos de 50 mil
Taxa_Homicídios AMC do período passado	.0448 (.000)	.7980 (.000)	.8293 (.000)	.5786 (.000)	.2567 (.000)	-.0073 (.441)
Taxa_Abandono (aban)	-.0358 (.000)	.1441 (.031)	.0965 (.100)	-.0104 (.760)	.0107 (.640)	-.0489 (.000)
Densidade_Demográfica (dens)	-.4370 (.000)	.6222 (.274)	-.1220 (.849)	-.8657 (.001)	-.0815 (.645)	-.5082 (.000)
Pib_PerCapita (pibpc)	.3353 (.000)	-.2000 (.571)	.4150 (.049)	.2687 (.018)	.5804 (.000)	.3027 (.000)
Percentual_H18a24AMC (H1824)	.4504 (.000)	-.2740 (.447)	-.6868 (.203)	.6547 (.023)	.8955 (.000)	.1824 (.095)
Constante	1.343 (.000)	-1.465 (.462)	.7651 (.715)	2.241 (.006)	-.0384 (.927)	1.680 (.000)
Observações	18622	102	150	617	3045	14708
Número de grupos	4113	16	28	102	491	3575
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
corr(u_i, Xb)	-0.7673	-0.9395	0.0872	-0.8869	-0.2311	-0.7583
fraction of variance due to u_i	.7364	.9684	.7219	.9747	.7225	-0.7583
F test that all u_i=0	F(4112, 14504) = 2.40 (.000)	F(15, 81) = 1.57 (.100)	F(27, 117) = 1.71 (.026)	F(101, 510) = 1.81 (.000)	F(490, 2549) = 2.56 (.000)	F(3574, 11128) = 2.21 (.000)
R^2 overall	0.0001	0.3539	0.6906	0.0015	0.1153	0.0073

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Todas as variáveis estão em logaritmo. Entre parênteses, estão os *t-prob*.

A tabela 11 inclui uma série de outras variáveis relacionadas à AMC para verificar a robustez dos resultados encontrados. De maneira geral os resultados se mantêm qualitativamente inalterados. Interessante notar que a taxa de Bolsa Família parece afetar positivamente a taxa de homicídios. Isto é, localidades que recebem mais benefícios do programa Bolsa Família também apresentam taxas de homicídio mais elevadas. Por exemplo, para o caso de AMCs com menos de 200 mil habitantes, temos que o aumento dos repasses do Bolsa Família em 1% é consistente com um aumento da taxa de homicídios em 0,11%. Analisar o efeito deste programa sobre a taxa de homicídios não é objeto de análise deste estudo. Assim, deixamos a outros pesquisadores a tarefa de

melhor estudar e compreender tal resultado. De maneira alguma argumentamos que o programa Bolsa Família afeta a violência. Estamos apenas reportando um resultado encontrado, que, no mais das vezes, não foi objeto do devido estudo nesse artigo.

TABELA 11
Determinantes da taxa de homicídio da AMC:[1] outras variáveis

Variável	Efeito fixo (geral)	Efeito aleatório (geral)	Fixo (mais de 200 mil)	Aleatório (mais de 200 mil)	Fixo (menos de 200 mil)	Aleatório (menos de 200 mil)
Taxa_Homicídios AMC do período passado	-.0173 (.088)	.5644 (.000)	.5231 (.000)	.8413 (.000)	-.0273 (.009)	.5501 (.000)
Taxa_Abandono (aban)	-.0373 (.002)	.0709 (.000)	-.0294 (.375)	.0807 (.000)	-.0361 (.005)	.0644 (.000)
Densidade_Demográfica (dens)	1.385 (.305)	.0204 (.000)	101.16 (.550)	.0125 (.071)	1.469 (.286)	.0098 (.014)
Pib_PerCapita (pibpc)	.2687 (.000)	.1154 (.000)	.2842 (.020)	.0512 (.005)	.2803 (.000)	.1102 (.000)
Percentual_H18a24AMC (H1824)	.3768 (.000)	.1686 (.004)	.4647 (.067)	.0111 (.932)	.2687 (.017)	.1541 (.012)
Taxa_BolsaFamília (BF)	.0987 (.000)	.1068 (.000)	-.0406 (.225)	.0595 (.002)	.1106 (.000)	.1110 (.000)
Taxa_Urbanização (urb)	2.017 (.135)	.0585 (.000)	101.43 (.549)	-.0969 (.460)	2.084 (.130)	.0609 (.000)
Constante	-5.365 (.240)	-.2333 (.001)	-493.98 (.550)	.0825 (.774)	-5.463 (.231)	-.2038 (.005)
Observações	13725	13725	641	641	13084	13084
Número de grupos	3937	3937	135	135	3817	3817
Prob > F	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
corr(u_i, Xb)	-0.9736		-1.0000		-0.9729	
fraction of variance due to u_i	.9618	0	.9999	.0128	.9596	0
F test that all u_i=0	F(3936, 9781) = 2.18 (.000)		F(134, 499) = 1.93 (.000)		F(3816, 9260) = 2.13 (.000)	
R^2 overall	0.0039	0.3711	0.0426	0.8794	0.0000	0.3463

Elaboração dos autores.
Nota: [1] Todas as variáveis estão em logaritmo. Entre parênteses, estão os *t-prob*.

5 CONCLUSÃO

O objetivo central desse estudo foi analisar o efeito de políticas de repressão sobre a taxa de homicídios na sociedade. Políticas de repressão ao crime podem ser divididas em duas partes: políticas de incapacitação e políticas de detenção. Em termos de políticas públicas, a incapacitação é traduzida por uma maior taxa de encarceramento. Já a detenção pode ser compreendida como um aumento nas taxas de policiamento (tanto civil quanto militar).

Usando um banco de dados absolutamente inédito, e composto exclusivamente por dados oficiais do governo brasileiro, fomos capazes de reunir informações sobre mais de 5 mil áreas mínimas comparáveis entre 2003 e 2009. Além das informações referentes à taxa de homicídios e sobre variáveis de repressão ao crime (taxa de encarceramento e taxa de policiamento), também coletamos dados referentes a uma série de outras variáveis comumente adotadas em estudos sobre criminalidade. Sendo assim, nosso estudo foi capaz de isolar os efeitos das variáveis de repressão do efeito de variáveis socioeconômicas (taxa de desemprego, concentração de renda, nível de escolaridade, renda média, densidade demográfica etc.), e também dos efeitos demográficos (taxa de homens jovens em relação à população) e inerciais da taxa de homicídios.

Devemos ressaltar que, ao utilizarmos uma amostra composta por AMCs, fomos capazes de introduzir um componente específico da localidade nas regressões. Esta é uma inovação importante desse trabalho. Pelo melhor de nosso conhecimento, essa é a primeira vez que isso foi feito em estudos sobre a taxa de homicídios. Tal procedimento lança dúvidas sobre a habilidade da desigualdade de renda combater a taxa de homicídios. Isto é, certamente existem efeitos benéficos em se diminuir a concentração de renda, mas entre tais efeitos não parece ser correto incluir uma redução na taxa de homicídios.

De maneira geral, nossos resultados referentes às variáveis de repressão são robustos a uma série de diferentes conjuntos de dados e estimativas alternativas. Como regra temos que prender mais bandidos e colocar mais policias na rua são políticas públicas que funcionam no combate à taxa de homicídios. Sendo assim, este trabalho procura demonstrar que para se reduzir a taxa de homicídios não são necessárias grandes mudanças sociais. Pelo contrário, aumentar a taxa de encarceramento e a taxa de policiamento são políticas públicas capazes de reduzir a taxa de homicídios, independentemente de a desigualdade de renda diminuir ou de o nível de escolaridade da população aumentar.

Não estamos aqui argumentando contra a redução da desigualdade de renda ou contra o aumento do nível de escolaridade da população. Estamos apenas ressaltando que o combate à criminalidade pode ser feito com sucesso sem passarmos por grandes mudanças na estrutura socioeconômica da sociedade. Prender bandidos e aumentar a taxa de policiais são armas capazes de reduzir a taxa de homicídios. Não argumentamos aqui que sejam as armas mais eficientes, argumentamos apenas que funcionam.

REFERÊNCIAS

ANDRADE, M. V.; PEIXOTO, B. T. **Avaliação econômica de programas de prevenção e controle da criminalidade no Brasil**. Minas Gerais: UFMG, 2007. (Texto para Discussão, n. 311).

AZEVEDO, R. G. Crime e justiça criminal na América Latina. **Sociologias**, n. 13, p. 212-241, jan./jun. 2005.

BEATO, C. C. Determinantes da criminalidade em Minas Gerais. **Revista brasileira de ciências sociais**, v. 13, n. 37, p. 74-89, 1998.

BECKER, G. S. Crime and Punishment: An Economic Approach. **Journal of political economy**, v. 76, p. 169-217, 1968.

_____. A Theory of Social Interactions. **Journal of political economy**, v. 82, n. 6, p. 1063-1093, 1974.

_____. Investment in human capital: effects on earnings. *In*: _____. **Human capital**: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education. 2nd ed. New York: NBER, 1975. p. 13-44.

BISHOP, K. C.; MURPHY, A. D. Estimating the willingness to pay to avoid violent crime: a dynamic approach. **American economic review**: papers & proceedings, v. 101, n. 3, p. 625-629, 2011.

BOND, P.; HAGERTY, K. **Preventing crime waves**. Sept. 2007. Disponível em: <http://finance.wharton.upenn.edu/~pbond/research/bond-hagerty-sep2007.PDF>.

BRATSBERG, B.; TERRELL, D. School quality and returns to education of U.S. immigrants. **Economic Inquiry**, v. 40, n. 2, p. 177-198, Apr. 2002.

BURDETT, K.; LAGOS, R.; WRIGHT , R. An on-the-job search model of crime, inequality, and unemployment. **International economic review**, n. 45, p. 681-706, 2004.

CARD, D. Estimating the return to schooling: progress on some persistent econometric problems. **Econometrica**, v. 69, n. 5, p. 1.127-1.160, 2001.

CARNEIRO, L. P. Pesquisas de vitimização e gestão da segurança pública. **São Paulo em perspectiva**, v. 21, n. 1, p. 60-75, jan./jun. 2007.

CERQUEIRA, D.; LOBÃO, W. **Determinantes da criminalidade**: uma resenha dos modelos teóricos e resultados empíricos. Rio de Janeiro: Ipea, 2004. (Texto para Discussão, n. 956).

CHIODA, L.; MELLO, J. M. P.; SOARES, R. R. **Spillovers from Conditional Cash Transfer Programs**: Bolsa Família and Crime in Urban Brazil. Rio de Janeiro: PUC, Feb. 2012. (Texto para Discussão, n. 599).

CORMAN, H.; MOCAN, H. N. A time-series analysis of burglary, deterrence, and drug abuse in New York city. **American economic review**, v. 90, n. 3, p. 584-604, June 2000.

D'ALESSIO, S. J.; STOLZENBERG, L. Crime, arrests, and pretrial jail incarceration: an examination of the deterrence thesis. **Criminology**, n. 36, p. 735-762, 1998.

DAVIS, M. L. Time and Punishment: An Intertemporal Model of Crime. **Journal of Political Economy**, v. 96, n. 2, p. 383-390, 1988.

DAWSON, J. M.; BOLAND, B. Murder in large urban counties. Washington: BJS, 1993.

DILULIO Jr., J. J. Help wanted: economists, crime and public policy. **Journal of economic perspectives**, v. 10, n. 1, p. 3-24, Winter 1996.

DONOHUE, J.; LEVITT, S. D. The impact of legalized abortion on crime. **Quarterly journal of economics**, v. 116, n. 2, 2001.

DRACA, M.; MACHIN, S.; WITT, R. Panic on the streets of London: police, crime and the July 2005 terror attacks. **American economic review**, 2010.

DRAGO, F.; GALBIATI, R. **Indirect effects of a policy altering criminal behaviour**: evidence from the italian prison experiment. Germany: IZA, 2010. (Discussion Paper, n. 5.414).

EHRLICH, I. Participation in Illegitimate Activities: A Theoretical and Empirical Investigation. **Journal of Political Economy**, v. 81, n. 3, p. 521-565, 1973.

_____. The Deterrent Effect of Capital Punishment: A Question of Life and Death. **American Economic Review**, n. 65, p. 397-417, 1975.

FAJNZYLBER, P.; ARAUJO JUNIOR., A. F. **Violência e criminalidade**. Minas Gerais: UFMG, 2001. (Texto para Discussão, n. 162).

FREEMAN, R. B.; RODGERS, W. M. **Area Economic Conditions and the Labor Market Outcomes of Young Men in the 1990s Expansion**. NBER, Apr. 1999. (Working Paper, n. 7.073).

GLAESER, E. L.; SACERDOTE, B.; SCHEINKMAN, J. A. Crime and Social Interactions. **Quarterly Journal of Economics**, p. 507-548, May, 1996.

_____. Why Is There More Crime in Cities? **Journal of political economy**, v. 107, n. 6, p. S225--S258, 1999.

GOULD, E. D.; WEINBERG, B. A.; MUSTARD, D. Crime rates and local Labor opportunities in the United States: 1979–1995. **Review of economics and statistics**, v. 84, 45-61, 2002.

GREENE, W. **Econometric analisis**. Prentice Hall, 1993.

GROGGER, J. Local violence and educational attainment. **The Journal of Human Resources**, Madison, v. 32, n. 4, p. 659-682, Fall 1997a.

_____. **Market Wages and Youth Crime**. NBER, March 1997b. (Working Paper, n. 5983).

GYIMAH-BREMPONG, K.; PRICE, G. N. Crime and Punishment: And Skin Hue Too? **American Economic Review**, v. 96, n. 2, p. 246-250, may 2006.

HARCOURT, B. E. An institutionalization effect: the impact of mental hospitalization and imprisonment on homicide in the United States, 1934–2001. **Journal of legal studies**, v. 40, n. 1, Jan. 2011.

HECKMAN, J. Sample selection bias as a specification error. **Econometrica**, v. 47, n. 1, p. 153-161, 1979.

_____. The common structure of statistical models of truncation, sample selection, and limited dependent variables and a simple estimator for such models. **Annuals of economic and social measurement**, v. 5, p. 475-492, [s.d.].

HECKMAN, J. J.; TOBIAS, J. L.; VYTLACIL, E. **Simple Estimators for treatment parameters in a latent variable framework with an application to estimating the returns to schooling**. Cambridge: NBER, 2000. (Working Papers, n. 7.950).

HSIAO, C. Analysis of panel data. **Econometric society monographs**, n. 11, 1986.

IMAI, S.; KRISHNA, K. The Comon structure of statistical models of truncation, sample selection and limited dependent variables and a simple estimator for such models. **The Annals of economic and social measurement**, v. 5, p. 475-492, 1976.

_____. **Employment, dynamic deterrence and crime**. NBER, Issued in May 2001. (Working Paper, n. 8.281). Disponível em: <http://papers.nber.org/papers/W8281>.

IMROHOROGLU, A.; MERLO, A.; RUPERT, P. On the political economy of income redistribution and crime. **International Economic Review**, v. 41, n. 1, p. 1-25, Feb. 2000.

JOSEPH, M. **The Effect of Arrests on the Earnings of Young Men**: Evidence from the National Youth Survey. 2002. Dissertation (PhD) – University of Chicago, Chicago, 2002.

JUDGE, G. *et al*. **Introduction to the theory and practice of econometrics**. New York: John Wiley & Sons, 1982.

KUME, L. **Uma estimativa dos determinantes da taxa de criminalidade brasileira**: uma aplicação em painel dinâmico. *In*: ENCONTRO DA ANPEC, 2004.

_____. 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, Winter 2004.

LEMGRUBER, J. Controle da criminalidade: mitos e fatos. **Revista think thank**, 2001.

LEMOS, A. A. M; SANTOS FILHO, E. P.; JORGE, M. A. Um modelo para análise socioeconômica da criminalidade no município de Aracaju. **Estudos econômicos**, São Paulo, v. 35, n. 3, p. 569-594, jul.-set. 2005.

LEVITT, S. D. The effect of prison population size on crime rates: evidence from prison overcrowding litigation. **Quaterly journal of economics**, v. 111, p. 320-351, 1996.

_____. **And Lochner, Lance The Determinants of Juvenile Crime**. University of Rochester. p. 1-58. NBER, Feb. 2000. (Working Paper). Disponível em: <http://www.nber.org/books/gruber/juvenilecrime.pdf>.

LOAYZA, N.; FAJNZYLBER, P.; LEDERMAN, D. Crime and victimization: an economic perspective. **Economia**, Lacea, 2000.

_____. What causes violent crime? **European Economic Review**, v. 46, n. 7, p. 1.323-1.357, July 2002.

LOCHNER, L. **A Theoretical and Empirical Study of Individual Perceptions of the Criminal Justice System**. University of Rochester. p.1-53, June 2001. (Working Paper, n. 483). Disponível em: <http://ideas.uqam.ca/ideas/data/Papers/rocrocher483.html>.

LOCHNER, L.; MORETTI, E. The Effect of Education on Crime: evidence from prison inmates, arrests and self reports. **American economic review**, v. 94, n. 1, Mar. 2004.

LOUREIRO, P. R. A. *et al*. Crime, economic conditions, social interactions and family heritage. **International review of law and economics**,·v. 29, n. 3, p. 202-209, Sept. 2009.

MACHIN, S.; MEGHIR, C. Crime and economic incentives. **Journal of human resources**, Wisconsin, v. 39, n. 4, 2004.

MARKOWITZ, S. **An economic analysis of alcohol, drugs, and violent crime in the national crime victimization survey**. NBER, Oct. 2000. (Working Paper, n. 7.982).

MENEZES, T. *et al*. **Spatial correlation between homicide rates and inequality:** evidence from urban neighborhoods in a Brazilian city. UFPE, 2012. (Working Paper).

MINCER, J. Investment in Human Capital and Personal Income Distribution. **Journal of Political Economy**, Chicago Press, v. 66, p. 281, 1958.

NADANOVSKY, P. (2009). O aumento no encarceramento e a redução nos homicídios em São Paulo, Brasil, entre 1996 e 2005. **Cadernos de saúde pública**, v. 25, p. 1.859-1.864, 2009.

NAGIN, D.; WALDFOGEL, J. The Effect of Conviction on Income Through the Life Cycle. **International Review of Law and Economics**, v. 18, p. 25-40, 1998.

OLIVEIRA, C. A. **Criminalidade e o tamanho das cidades brasileiras**: um enfoque da economia do crime. 2005. Disponível em: <http://www.ppge.ufrgs.br/giacomo/arquivos/diremp/oliveira-2005.pdf>.

PEIXOTO, B. T.; LIMA, R. S.; DURANTE, M.O. Metodologias e criminalidade violenta no Brasil. **São Paulo em Perspectiva**, São Paulo, v. 18, n. 1, p. 13-21, 2004.

RAPHAEL, S.; WINTER-EBMER, R. Identifying the effect of unemployment on crime. **Journal of law and economics**, v. 44, p. 259-283, 2001.

RONDON, V. V.; ANDRADE, M. V. **Impactos da criminalidade no valor dos aluguéis em Belo Horizonte**. Belo Horizonte: UFMG, 2003. (Texto para Discussão, n. 194).

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R.; CARNEIRO, F. G. Crime and social interactions: a developing country case study. **Journal of socio-economics**, v. 34, n. 3, p. 311-318, 2005.

SACHSIDA, A.; LOUREIRO, P. R.; MENDONCA, M. J. C. Interação social e crimes violentos: uma análise empírica a partir dos dados do presídio de papuda. **Estudos econômicos**, v. 32, n. 4, p. 621-642, 2002.

SACHSIDA, A.; MENDONCA, M. J. C. Ex-convicts face multiple labor market punishments: estimates of peer-group and stigma effects using equations of returns to schooling. **Revista ANPEC**, v. 8, p. 503-520, 2007.

SACHSIDA, A. *et al*. Inequality and criminality revisited: further evidence from Brazil. **Empirical economics**. v. 39, n. 1,·p. 93-109, 2009.

SAH, R. Social osmosis and patterns of crime. **Journal of political economy**, v. 99, p. 1272-1295, 1991.

SANTOS, M. J.; KASSOUF, A. L. Uma investigação econômica da influência do mercado de drogas ilícitas sobre a criminalidade brasileira. **Revista economia**, v. 8, n. 2, p. 187-210, 2007.

_____. Existe explicação econômica para a taxa de crimes contra a propriedade? **Economia aplicada**, v. 12, n. 1, 2008.

SANTOS, M. J. Dinâmica temporal da criminalidade: mais evidências sobre o "efeito inércia" nas taxas de crimes letais nos estados brasileiros. **Revista economia**, v. 11, n. 1, p. 169-193, 2009.

SCHULTZ, T. W. Optimal Investment in college instruction: equity and efficiency. **Journal of political economy**, Chicago, v. 80, n. 3, p. S2-S30, Part II, 1972.

STATA. Stata user's guide. **Realease**, Texas, n. 6, [s.d.].

TEIXEIRA, E.; SERRA, M. O impacto da criminalidade no valor de locação de imóveis: o caso de Curitiba. **Economia e sociedade**, Campinas, v. 15, n. 1, p. 75-207, jan.-jun. 2006.

TOPEL, R. H. Labor markets and economic growth. *In*: ASHENFELTER, O.; CARD, D. (Ed.). **Handbook of Labor Economics**. North Holland: Elsevier, 1999. v. 3C.

WHITE, H. A Heteroscedasticity: consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. **Econometrica**, v. 48, p. 817-838, 1980.

WILLIS, R.; ROSEN, S. Education and self-selection. **Journal of political economy**, v. 87, p. S1-S36, 1979.

WITTE, A. D.; WITT, R. **What we spend and what we get**: public and private provision of crime prevention and criminal justice. p. 1-50. Issued in Apr. 2001. Disponível em: <http://papers.nber.org/papers/W8204>. (Working Paper, n. 8.204).

YWATA, A. X. C. *et al*. Custos das mortes por causas externas no Brasil. **Revista brasileira de epidemiologia**, São Paulo, v. 26, n. 3, p. 23-47, 2008.

BIBLIOGRAFIA COMPLEMENTAR

ANDRADE, M. V.; LISBOA, M. B. Mortalidade nos estados do Rio de Janeiro, São Paulo e Minas Gerais. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 31, n. 1, p. 5-56, 2001.

BALTAGI, B. H. **Econometric analysis of panel data**. New York: John Wiley & Sons, 1995.

BECKER, G.; TOMES, N. An equilibrium theory of the distribuition of income an intergeneretional mobility. **Journal of political economy**, v. 87, p. 1.163-1.189, 1979.

BLUMSTEIN, A. Touth violence, guns and the illicit-drug industry. **The journal of criminal law and criminology**, v. 86, n. 4, p. 1.175-1.216, 1995.

BLUMSTEIN, A.; ROSENFELD, R. Explaining recent Trens in U.S. homicide rates. **The journal of criminal law and criminology**, v. 86, n. 1, p. 10-36, 1998.

CHAIKEM, J. M.; CHAIKEN, M. R. **Varieties of criminal behavior**: summary and policy implications. Santa Monica: Rand, 1982.

DEATON, A. Panel data from a series of repeated cross-sections. **Journal of econometrics**, v. 30, p. 109-126, 1985.

DUBEY, P.; GEANAKOPLOS, J.; SHUBIK, M. **Default and punishment in general equilibrium**. Cowles Foundation, May 2001. (Discussion Paper, n. 1.304).

FAJNZYLBER, P. LEDERMAN, D.; LOAYZA, N. What causes violent crime. **World bank report**, 1998.

FERNANDEZ, J. C.; PEREIRA, R. A Criminalidade na região policial da grande São Paulo sob a ótica da economia do crime. *In*: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 6., 2001, Fortaleza. **Anais**… Ceará, 2001.

FLEISCHER, B. M. The effect of income on delinquency. **America economic review**, v. 56, p. 118-137, 1966.

FREEMAN, R. B. The economis of crime. **Handbook of labor economis**, v. 3, 1999.

GOLDBERGER, A. **A Course in econometrics**. Massachusetts: Havard University Press, Dec. 1991.

Ipea – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

EDITORIAL

Coordenação
Cláudio Passos de Oliveira

Coordenação
Cláudio Passos de Oliveira

Supervisão
Everson da Silva Moura
Reginaldo da Silva Domingos

Revisão
Andressa Vieira Bueno
Clícia Silveira Rodrigues
Idalina Barbara de Castro
Laeticia Jensen Eble
Leonardo Moreira de Souza
Luciana Dias
Marco Aurélio Dias Pires
Olavo Mesquita de Carvalho
Celma Tavares de Oliveira (estagiária)
Patrícia Firmina de Oliveira Figueiredo (estagiária)

Editoração
Aline Rodrigues Lima
Bernar José Vieira
Daniella Silva Nogueira
Danilo Leite de Macedo Tavares
Jeovah Herculano Szervinsk Junior
Leonardo Hideki Higa
Daniel Alves de Sousa Júnior (estagiário)
Diego André Souza Santos (estagiário)

Capa
Luís Cláudio Cardoso da Silva

Projeto Gráfico
Renato Rodrigues Bueno

Livraria do Ipea

SBS – Quadra 1 - Bloco J - Ed. BNDES, Térreo.
70076-900 – Brasília – DF
Fone: (61) 3315-5336

Correio eletrônico: livraria@ipea.gov.br

Composto em adobe garamond pro 12/16 (texto)
Frutiger 67 bold condensed (títulos, gráficos e tabelas)
Impresso em offset 90g/m^2
Cartão supremo 250g/m^2 (capa)
Brasília-DF

Logotipo/slogan de governo removido em observancia ao disposto no art. 40 da Lei n 9.504/1997

Missão do Ipea
Produzir, articular e disseminar conhecimento para aperfeiçoar as políticas públicas e contribuir para o planejamento do desenvolvimento brasileiro.

ISSN 1415-4765

ipea Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada

SECRETARIA DE ASSUNTOS ESTRATÉGICOS DA PRESIDÊNCIA DA REPÚBLICA