

# O papel das armas de fogo na queda dos homicídios em São Paulo

**Gabriel Hartung (Banco BBM)**

**Samuel Pessoa (IBRE-FGV)**

## **Resumo**

O artigo apresenta evidências de que o estoque de armas de fogo tem um efeito positivo sobre a taxa de homicídios. Usando dados do estado de São Paulo entre 1997 e 2007, mostramos que uma redução de 1% no estoque de armas deve reduzir entre 0.15% e 0.20% a taxa de homicídios por cem mil habitantes. Isso significa que a redução de aproximadamente 60% no estoque de armas ocorrida entre 2001 e 2007 deve ter causado uma queda de 9% a 12%, neste mesmo período.

**Palavras chave:** homicídios, armas de fogo, Arellano-Bond

## **Abstract**

This article presents evidences that the number of guns have a positive effect on homicides rates. Using São Paulo state data between 1997 and 2007, we show that a 1% decline in the number of guns cause a reduction between 0.15% and 0.2% in the homicides rates. This means that the reduction of 60% in the number of guns which happened between 2001 and 2007 must have caused a fall between 9% and 12% in homicides, in the same period.

**Keywords:** homicides, guns, Arellano-Bond

**JEL:** K42, C23

## **1. Introdução**

O estado de São Paulo apresentou uma queda nas taxas de homicídios muito forte nos últimos oito anos. A taxa de homicídios por cem mil habitantes caiu aproximadamente 65% de 1999 a 2007. A magnitude dessa queda coloca São Paulo no mesmo patamar de conhecidos casos de sucesso de redução da criminalidade, como: Nova Iorque, Cali e Bogotá. O interessante dessa queda é que ela não ocorreu em apenas uma cidade, mas em praticamente todos os municípios de um estado de aproximadamente 40 milhões de habitantes. Simultaneamente, ocorreu uma queda

igualmente forte em todos os indicadores de estoque de armas de fogo no estado. Dependendo do indicador a queda foi de mais de 60% entre 1999 e 2007.

O objetivo desse artigo é mostrar que a queda da taxa de homicídios foi fortemente influenciada pela redução do estoque de armas. As políticas públicas do governo estadual de repressão ao porte ilegal de armas e a aprovação do Estatuto do Desarmamento em 2003 aumentaram muito o custo de portar uma arma e incentivaram a entrega voluntária de armas. Dessa forma, reduziram a demanda por armas. Mostraremos evidências de que a redução no estoque de armas teve um forte efeito sobre a taxa de homicídios.

O efeito das armas sobre os homicídios não é bem estabelecido na literatura internacional. No Brasil, cerca de 70%<sup>1</sup> desse tipo de crime são cometidos com uso de armas de fogo. Apesar das armas de fogo serem usadas para cometer a maior parte dos homicídios, o efeito teórico de um aumento do estoque de armas é ambíguo. O aumento da proporção de pessoas com armas de fogo pode reduzir os homicídios, pois aumenta os riscos de se cometer um crime. Isso ocorreria porque, com mais pessoas armadas, existe uma chance maior de as potenciais vítimas estarem armadas e tentarem defender-se em caso de tentativa de homicídio. Assim, um homicida corre mais riscos em uma região com maior estoque de armas. Por outro lado, é possível que o aumento do estoque de armas eleve a chance das disputas e dos conflitos acabarem em assassinatos e, dessa forma, o estoque de armas teria um efeito positivo sobre a taxa de homicídios. Claramente, as duas histórias podem ser simultaneamente verdadeiras em algum grau. Por isso, mensurar o efeito líquido é uma questão empírica.

A literatura não encontra resultados consistentes sobre o efeito causal de armas sobre homicídios. Boa parte da literatura analisa o efeito das leis que permitiam o porte de armas nos Estados Unidos da América (“Right to Carry”) sobre as taxas de homicídios. Donohue e Ayres (2003), Black e Nagin (1998) mostram que a lei aumentou a criminalidade, enquanto que Lott e Mustard (1997) concluem que a lei reduziu a criminalidade. O problema dessa literatura é que a adoção de uma lei como esta não é aleatória. A decisão de adotar a lei depende de diversas características da cidade e algumas delas são não observáveis, o que torna difícil a estimação do efeito causal. Os artigos que consideram de forma mais cuidadosa<sup>2</sup> a adoção da lei como dependente das características observáveis da cidade, em geral, refutam a hipótese de mais armas menos crimes (Donohue e Ayres (2008), Grambsch (2008)). Outro artigo interessante é Duggan (2001) que constrói uma proxy interessante para o estoque de armas e encontra um efeito positivo de armas sobre a criminalidade. O principal problema dessa literatura é a dificuldade de considerar de forma adequada a potencial simultaneidade entre a escolha de armas e as taxas de homicídios.

Nosso artigo utiliza uma base de dados única, disponibilizada pela secretaria de segurança de São Paulo. Utilizamos dados de 1997 a 2007, período que cobre os anos de queda de homicídios e de estoque de armas. Essa base de dados possui o número de ocorrências de todas as categorias de crimes em todos os municípios de São Paulo neste período. Além disso, possui o total de armas apreendidas pela polícia em cada uma das cidades. Por fim, a base de dados é bastante rica em informações sobre a eficiência policial de cada município paulista. Usaremos quatro indicadores importantes: a fração das ocorrências que são solucionadas, número de policiais por cem mil habitantes, número de prisões por cem mil habitantes e uma variável indicadora para a existência de Infocrim na cidade.

---

<sup>1</sup> Dado do DATASUS de 2000.

<sup>2</sup> Estes artigos mostram que a adoção da lei foi influenciada pelo histórico recente de criminalidade. Os governos estaduais tenderam a adotar leis que permitiam o porte de armas em cidades onde a criminalidade estava crescendo.

A *proxy* usada para o porte de armas na cidade é o número de armas apreendidas pela polícia. Essa *proxy* é potencialmente problemática porque o número de armas apreendidas apresenta um erro de medida. Não observamos diretamente nossa variável de interesse, que é o estoque de armas na cidade. O número de armas apreendidas por habitante seria uma *proxy* perfeita para o estoque de armas caso a polícia apreendesse anualmente uma fração fixa do estoque total. Entretanto, a eficiência da polícia deve influenciar a fração do estoque de armas que é apreendida. Como a eficiência policial também afeta a criminalidade, caso a eficiência não seja incluída na regressão, teremos uma correlação entre o erro e a *proxy* para porte de armas, o que viesaria nosso coeficiente estimado. Em nossas regressões, incluiremos como *proxies* de eficiência policial a fração das ocorrências solucionadas, o número de policiais por cem mil habitantes e o número de prisões por cem mil habitantes. Além disso, nossa base de dados utiliza dados de um mesmo estado com a mesma polícia, que deve apresentar eficiência semelhante entre os municípios. Esses pontos atenuam, mas não resolvem o problema e, por isso, utilizaremos variáveis instrumentais para identificar o efeito dessa variável.

O outro problema econométrico importante é a simultaneidade entre a escolha de armas e a criminalidade. Como o estoque de armas é uma escolha dos habitantes da cidade, é possível que a demanda por armas seja influenciada pela taxa de criminalidade da cidade. Aumentos da criminalidade podem causar aumentos na demanda por armas. Isso ocorreria porque o crescimento da criminalidade em uma cidade tenderia a incentivar seus moradores a adquirirem mais armas para defender-se.

A estratégia para identificar o efeito causal de armas sobre homicídios é usar defasagem das apreensões de armas como instrumento para o estoque de armas atual. As apreensões defasadas afetam diretamente o estoque de armas, com um efeito claramente negativo. Entretanto, as apreensões de períodos anteriores não devem afetar diretamente a criminalidade atual. Para que esse instrumento seja válido, as apreensões defasadas devem afetar a criminalidade apenas porque reduzem o estoque atual de armas sem apresentar qualquer efeito direto sobre a taxa de homicídios.

Os outros instrumentos utilizados são as defasagens de crimes contra o patrimônio. A percepção dos agentes sobre a criminalidade depende não só da criminalidade atual, mas também do histórico recente da criminalidade daquela região. A literatura (DuBow, McCabe e Kaplan (1979), Hale e Taylor (1986), Hyman e Thomas (1977)) que estuda o “medo do crime” nos EUA mostra que o medo de ser vítima de um crime é altamente influenciado pelo histórico passado de criminalidade da cidade. Em especial, a percepção de risco demora muito a cair quando as taxas de crimes caem<sup>3</sup>. Também é importante notar que crimes contra o patrimônio devem ter uma influência maior sobre a percepção da criminalidade, tendo em vista que esses são crimes muito mais frequentes que os homicídios. Enquanto a taxa de homicídios era de 35 por cem mil habitantes em 1999<sup>4</sup>, a taxa de furto por cem mil habitantes era de mais de 700, neste mesmo ano. Ou seja, a probabilidade de uma pessoa ser vítima de um crime contra o patrimônio é bem superior à chance de ser vítima de um homicídio. Assim, a percepção do risco deve ser altamente influenciada pelas ocorrências de crimes contra o patrimônio. Como podemos esperar que um dos fatores importantes na determinação da demanda por armas seja a percepção dos indivíduos a respeito do risco de serem

---

<sup>3</sup> A percepção da criminalidade em algumas regiões demora cinco anos para começar a cair após uma queda na taxa de homicídios (DuBow, McCabe e Kaplan (1979)).

<sup>4</sup> Pico da série histórica de homicídios em São Paulo.

vítimas de um crime, crimes contra o patrimônio defasados devem estar positivamente relacionados com estoque de armas. Além disso, esperamos que o único impacto de crimes contra o patrimônio defasados sobre homicídios seja através do estoque de armas.

Com a utilização desses instrumentos, estimamos um forte efeito do estoque de armas sobre a taxa de homicídios. Nossas estimativas são que uma redução de 1% no estoque de armas deve reduzir entre 0.15% e 0.20% a taxa de homicídios por cem mil habitantes. Isso significa que a redução de aproximadamente 60% no estoque de armas entre 2001 e 2007 deve ter causado uma queda de 9% a 12% neste período. Incorporando a dinâmica da criminalidade, vemos que o efeito de longo prazo dessa redução do estoque de armas deve ser de reduzir em aproximadamente 20% as taxas de homicídios.

Utilizando a mesma metodologia descrita acima, encontramos que o estoque de armas não parece ter qualquer efeito sobre a ocorrência de furtos. Este é um resultado que está dentro do esperado, tendo em vista que armas não são necessárias para se cometer essa forma de crime. Entretanto, mostra que o impacto estimado do estoque de armas sobre homicídios parece não estar sendo gerado por uma correlação espúria entre crimes e armas. Além disso, é interessante notar que, apesar da forte queda de homicídios entre 1999 e 2007, houve aumento da taxa de furtos por habitante e redução apenas modesta da taxa de furto de veículos por habitante. Ou seja, apesar da impressionante queda de homicídios, não ocorreu redução generalizada da criminalidade. Nesse sentido, é possível que a forte queda dos homicídios tenha sido fortemente influenciada pela significativa diminuição do estoque de armas.

Esse artigo possui sete seções, além desta introdução. A segunda seção mostra a redução da queda de homicídios em São Paulo entre 1999 e 2007, e a terceira apresenta a queda do estoque de armas no mesmo período. A quarta seção apresenta os dados que serão usados neste artigo. A quinta discute a estratégia empírica, e a sexta apresenta os principais resultados. A sétima seção apresenta um teste de falsificação, e a última seção é a conclusão.

## **2. A queda da taxa de homicídios em São Paulo**

A taxa de homicídios no estado de São Paulo cresceu de forma contínua durante a década de noventa e atingiu o pico de aproximadamente 35.7 homicídios por cem mil habitantes em 1999. A partir de então, a taxa começou a declinar. Entre 1999 e 2007, a taxa de homicídios no estado de São Paulo caiu aproximadamente 65% (de 35.7 para 11.75 por cem mil habitantes). A magnitude e velocidade da queda colocam São Paulo no mesmo patamar de conhecidos casos de sucesso de redução da criminalidade, como Nova Iorque e Bogotá. Em Nova Iorque, os homicídios tiveram uma redução de 66% num período de sete anos<sup>5</sup>. Em Bogotá, as taxas de homicídios caíram de 80 para 23 por cem mil habitantes em nove anos<sup>6</sup>.

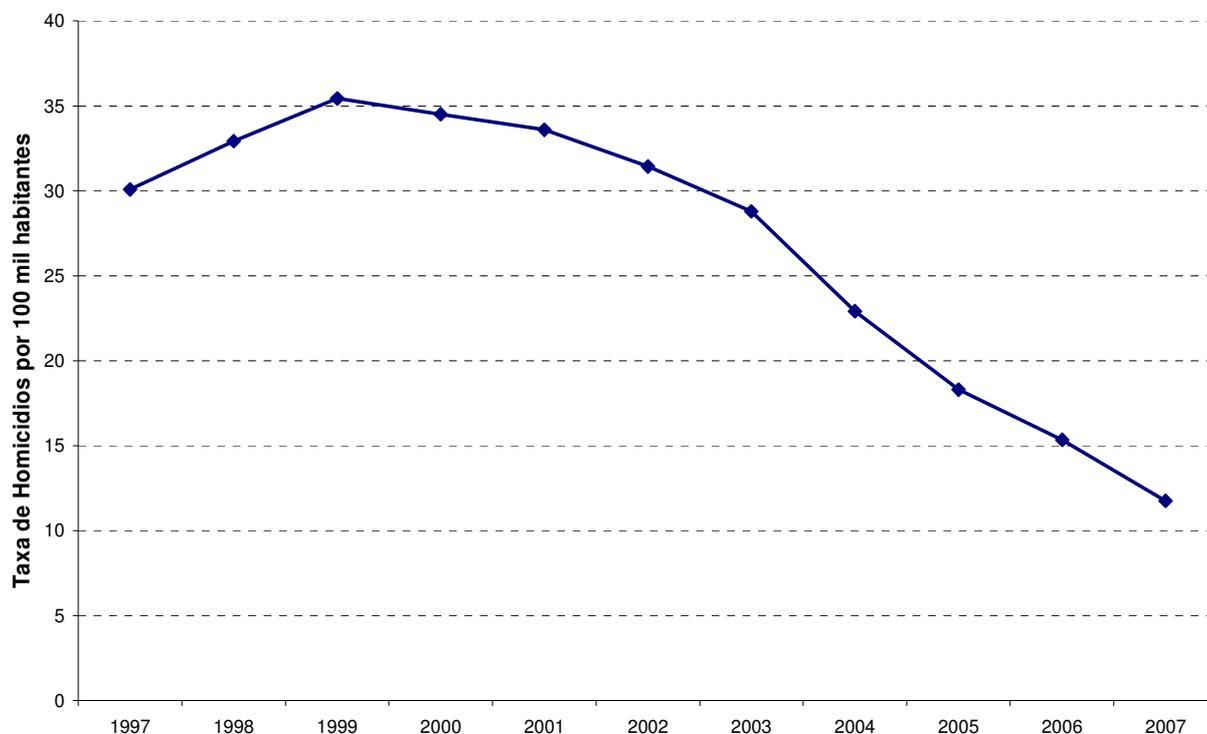
---

<sup>5</sup> Dados dos relatórios anuais "Crime in United States" do Federal Bureau of Investigation (FBI).

<sup>6</sup> Dados do relatório "Homicidios" Instituto Nacional de Medicina Legal y Ciencias Forenses.

Gráfico I

## Homicídios no Estado de São Paulo



Os homicídios começaram a cair a partir de 1999, mas podemos ver uma clara aceleração na queda após 2003, justamente o ano em que entrou em vigor o Estatuto do Desarmamento. Como mostraremos na próxima seção, também houve uma aceleração na queda do estoque de armas após 2003. O interessante dessa redução nos homicídios é que ela ocorreu praticamente em todo o estado. A queda foi mais acentuada nos municípios maiores, onde a criminalidade inicial era mais elevada, mas também houve queda nos municípios médios. Apenas nos municípios muito pequenos, onde a criminalidade já era baixa, não ocorreu queda significativa.

Diversas causas foram propostas para explicar esta forte redução nas taxas de homicídios: (i) demografia, (ii) aumento do efetivo policial, (iii) aumento do encarceramento, (iv) políticas de desarmamento, (v) desempenho econômico, (vi) aumento da eficiência policial

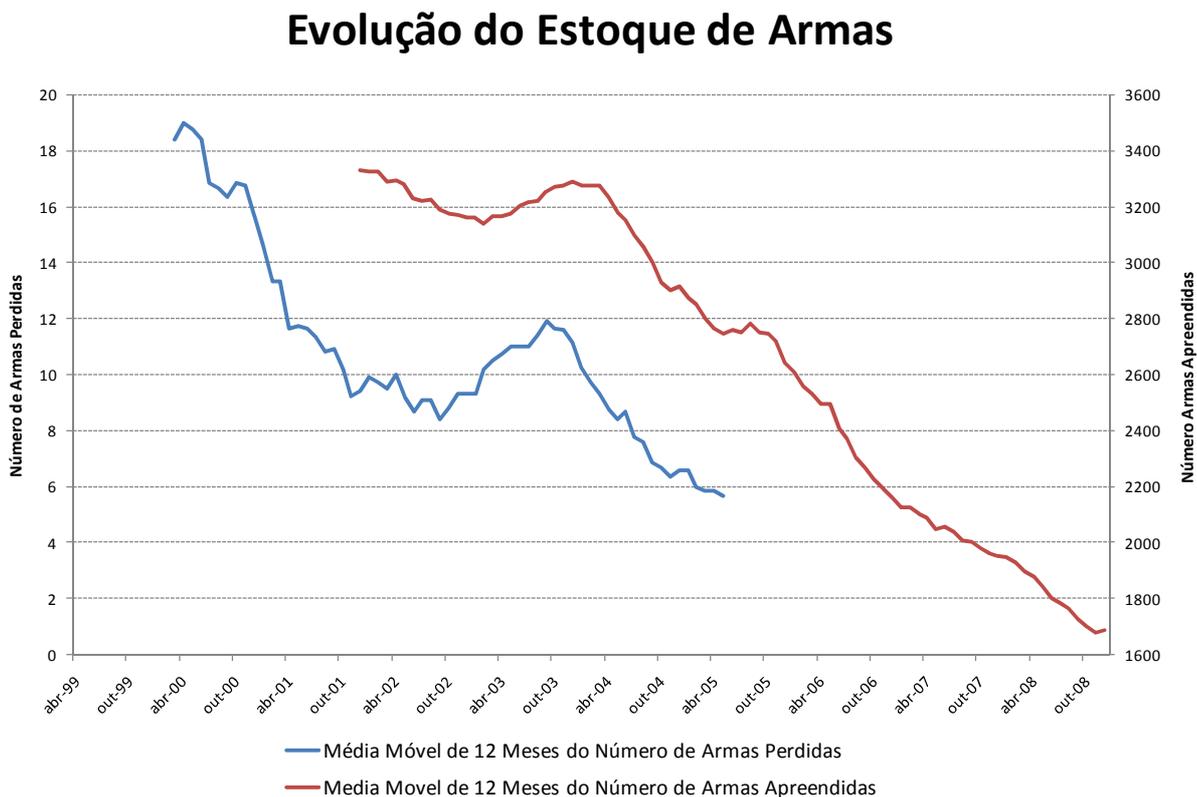
Entretanto, ainda existe uma literatura muito incipiente para explicar este fenômeno. O artigo de Mello e Schneider (2005) mostra a importância da transição demográfica na queda dos homicídios em São Paulo. Biderman, Mello e Schneider (2009) mostram que as restrições ao consumo de álcool, em algumas cidades de São Paulo, causaram uma redução de aproximadamente 10% nas taxas de homicídios. O artigo de Kahn e Zanetic (2005) mostra o papel dos municípios na redução dos homicídios, além de apresentar um resumo das diversas possíveis explicações para a queda da criminalidade. Nosso artigo apresentará evidências de que a redução no estoque de armas foi um fator crucial para a redução de homicídios

### 3. Redução no Estoque de Armas

Todos os indicadores de estoque de armas estão em forte queda nos últimos anos. O gráfico II apresenta a evolução de duas *proxies* para o estoque de armas e as duas estão em queda nos últimos anos. Note que todos os indicadores medem o porte de arma. Parece claro que as pessoas estão carregando menos armas no estado de São Paulo. Podemos ver que a média móvel de 12 meses do número de armas perdidas caiu mais de 65% entre 1999 e 2005, enquanto a média móvel de armas apreendidas pela polícia caiu aproximadamente 50% entre 2001 e 2008. É interessante notar que as duas séries apresentam uma queda muito forte a partir de 2003, exatamente após a aprovação do Estatuto do Desarmamento.

A semelhança entre a dinâmica das armas perdidas e a das armas apreendidas fornece um indicativo inicial de que as armas apreendidas são uma boa medida do estoque de armas. Enquanto o número de armas apreendidas é influenciado tanto pela eficiência da polícia, quanto pelo estoque de armas. O número de armas perdidas deve ser função apenas do estoque de armas e de um fator aleatório.

Gráfico<sup>7</sup> II



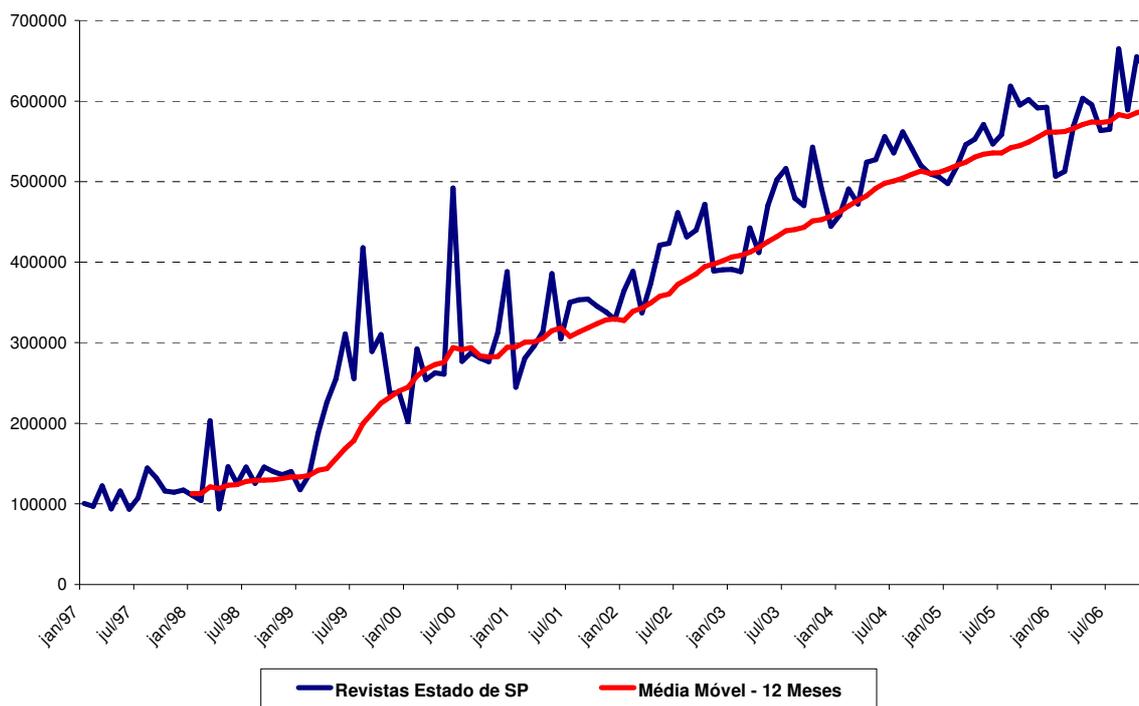
A explicação parece estar em dois pontos importantes: o aumento da repressão policial e o Estatuto do Desarmamento. Como pode ser visto no gráfico III, o governo de São Paulo aumentou muito a repressão policial nos

<sup>7</sup> Dados da Secretaria de Segurança de São Paulo.

últimos anos. O número de revistas policiais aumentou mais de 600% de 1997 a 2006. Esse enorme aumento do número de revistas da polícia militar aumentou o risco se de andar com uma arma ilegal, tendo em vista que aumentou a probabilidade de que a arma fosse apreendida em alguma revista. Dessa forma, esse fator deve ter contribuído com a redução da demanda por armas.

Gráfico<sup>8</sup> III

### Número de Revistas da Policia Militar



#### 4. Dados

A base de dados utilizada neste trabalho é um painel dos 645 municípios de São Paulo no período de 1997 a 2007. Esta base de dados constitui um material único, pois documenta todo o período da queda absolutamente incomum da taxa de homicídios no estado de São Paulo. Além disso, nos permite analisar observações de um mesmo estado com estrutura judicial e tecnologia policial semelhante. Diferentemente de artigos que utilizam bases de dados de painel de países ou de estados americanos, esses dados permitem analisar um conjunto de observações bem mais homogêneo nas dimensões cultural e institucional.

Os dados de homicídios, efetivo policial, encarceramento, armas apreendidas, total de furtos, furto de veículo, fração de crimes solucionados e tráfico de drogas são dados oficiais da Secretaria de Segurança de São Paulo. Os

<sup>8</sup> Dados da Secretaria de Segurança de São Paulo. Esse é o número de revistas realizadas pela Polícia Militar buscando armas e drogas.

dados de criminalidade geralmente sofrem de erro de medida; todavia, para as variáveis que serão usadas como variável dependente, esse problema é menos intenso. O número de homicídios deve ser bem medido tendo em vista que um cadáver gera obrigatoriamente uma ocorrência de homicídios. Furto de veículos não deve possuir grande erro de medida por duas razões: (1) as pessoas que possuem seguro devem fazer uma ocorrência para receber o prêmio do seguro; (2) a ocorrência de furto evita que a vítima tenha seu nome envolvido em um futuro crime cometido com o carro furtado.

É importante considerar que as ocorrências de apreensões de armas representam uma medida imperfeita do seu estoque, já que apenas uma fração do estoque de armas ilegais é apreendida por ano. O problema econométrico é que essa fração não é constante no tempo e, provavelmente, não é aleatória, uma vez que deve ser influenciada pela eficiência da polícia naquela região. Há, entretanto, evidências de que o dado mede mais o estoque de armas que a eficiência policial. Os gráficos III e IV apresentam, respectivamente, as apreensões de armas e o número de revistas feitas pela polícia. É interessante contrastar esses dois gráficos e notar que, apesar do forte aumento do número de revistas, o número de armas apreendidas caiu fortemente neste período. Além disso, o gráfico III mostra que a dinâmica da série de apreensões de armas é semelhante à da série de armas perdidas. Portanto, aparentemente, as apreensões de armas medem mais o estoque de armas que a eficiência da polícia. Ainda assim, o problema de erro de medida será tratado mais rigorosamente com o uso de variáveis instrumentais, o que será explicado detalhadamente na seção estratégia de estimação.

Os dados de demográficos e sociais são da fundação SEADE, do IPEA e dos Censos Demográficos do IBGE de 2000 e 1991. Os dados do mercado de trabalho são do CAGED e da Rais, e cobrem exclusivamente o setor formal do mercado de trabalho. Os dados eleitorais são dados oficiais do Tribunal Superior Eleitoral (TSE).

## 5. Estratégia de Estimação

### 5.1 Modelo Base

Os dados em painel nos permitem superar alguns problemas da estimação dos determinantes da criminalidade, combinando as variações da série de tempo com as variações *cross-section* entre as cidades podemos ver como diferentes variações nas variáveis explicativas entre as cidades afetam variações das taxas de criminalidade de cada cidade. Estimaremos diversas especificações baseadas na seguinte equação:

$$Homicídios_{it} = \beta_0 + \beta_1 Armas_{it} + \Theta Controles_{it} + \sum_{t=1}^T \lambda_t Ano_t + \sum_{i=1}^N \mu_i Cidade_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Onde:  $Homicídios_{it}$  é a taxa de homicídios por habitante da cidade  $i$  no período  $t$ .  $Controles_{it}$  é um conjunto de variáveis explicativas,  $Cidade_i$  é efeito específico (constante no tempo) do município  $i$  (efeito fixo) que é potencialmente correlacionado com as variáveis explicativas da cidade  $i$ ,  $\varepsilon_{it}$  são os demais fatores não observáveis que afetam a criminalidade,  $Ano_t$  é um conjunto de *dummies* de tempo incluídas para capturar efeitos não observáveis específicos de cada período.

Em algumas formulações, incluiremos defasagens dos homicídios na matriz de controles. Nestes casos, a metodologia econométrica utilizada é de método generalizado dos momentos (GMM) aplicada a um painel dinâmico.

Essa metodologia foi desenvolvida por Chamberlain (1984), e aprimorada por Arellano e Bond (1991), Arellano e Bover (1995), e Blundell e Bond (1998).

## 5.2 Endogeneidade da Proxy de Estoque de Armas

A *proxy* para estoque de armas que estamos usando é potencialmente correlacionada com o erro da regressão. A correlação pode ocorrer em virtude do erro de medida da *proxy* para estoque de armas que estamos utilizando. O ideal seria que as apreensões fossem uma fração constante do estoque de armas. Entretanto, as apreensões de armas também são determinadas pela eficiência da polícia. Uma polícia mais eficiente deve apreender mais armas tudo mais constante. Os modelos clássicos de criminalidade de Becker (1968) e de Ehrlich (1973) mostram que a criminalidade deve reduzir-se caso a eficiência aumente, tendo em vista que aumenta o risco de um agente cometer um crime. Caso essa variável estivesse medindo melhor a eficiência, esperaríamos que as apreensões de armas tivessem um efeito negativo sobre a criminalidade. Caso essa variável esteja medindo o estoque de armas da cidade, o sinal do coeficiente é indeterminado, pois depende do sinal do efeito causal de estoque de armas sobre a criminalidade.

O primeiro passo para corrigir este problema será incluir em todas nossas estimações algumas boas *proxies* para eficiência da polícia. As variáveis usadas como *proxy* para a eficiência policial são: número de policiais por habitante, número de prisões por habitante e fração das ocorrências que é solucionada pela polícia. A última variável mede exatamente a chance de um criminoso ser preso dado que cometeu um crime.

A tabela IV apresenta os resultados de diversas regressões que têm como base a equação (1). Em todas as formulações, assumimos que as apreensões de armas não são correlacionadas com o erro da regressão (ou seja, que equação (2) é verdadeira). É interessante notar que, em todas as metodologias utilizadas, o efeito da variável armas sobre a criminalidade é positivo. Assim, não parece a priori que a variável apreensão de armas meça, principalmente, a eficiência policial<sup>9</sup>. Mais interessante é notar que no Painel B o efeito de armas cai sensivelmente quando retiramos as variáveis associadas à eficiência policial, ou seja, uma vez controlando por eficiência policial efeito de armas é bem maior. Ou seja, a omissão da eficiência policial parece causar um viés de atenuação sobre o coeficiente associado às apreensões de armas<sup>10</sup>. Uma possível explicação para esse resultado é que, quando incluímos as *proxies* de eficiência policial, estamos expurgando a correlação entre apreensões de armas e eficiência policial<sup>11</sup>. Dessa forma, estamos apenas medindo a correlação entre o estoque de armas e a taxa de homicídios.

Entretanto, essa correlação positiva entre armas e homicídios não significa necessariamente que mais armas causem maiores taxas de homicídios, já que é possível que haja causalidade reversa entre o estoque de armas e a

---

<sup>9</sup> Obviamente, é possível que estejamos medindo a eficiência, mas que esta seja endógena e os coeficientes apresentados na tabela II sejam todos viesados.

<sup>10</sup> Intuitivamente, isto ocorreria porque a eficiência policial tem um efeito positivo sobre as apreensões de armas e um efeito negativo sobre a taxa de homicídios. Assim, quando deixamos a eficiência policial no resíduo, surge uma correlação negativa entre apreensões de armas e o resíduo da regressão, o que gera um viés negativo, caso o coeficiente de apreensões de armas for positivo.

<sup>11</sup> Caso o efeito de armas sobre a criminalidade seja positivo, o erro de medida causa um viés de atenuação. Assim, quando retiramos eficiência policial do erro da regressão, e incluímos como regressor, devemos aumentar o valor do coeficiente de armas sobre a criminalidade.

taxa de homicídios. Assumindo que as armas são usadas para defesa pessoal, o aumento da criminalidade pode aumentar a produtividade marginal das armas. Assim, o aumento dos homicídios pode aumentar a demanda por armas, e, mesmo se estivermos medindo precisamente o estoque de armas, não estaremos medindo corretamente o efeito de armas caso não seja levada em conta essa possível causalidade reversa entre armas e homicídios.

Usaremos variáveis instrumentais para lidar com a potencial correlação entre o erro e a variável que mede o estoque de armas e o erro da regressão (1). Dois conjuntos de instrumentos são usados: (i) defasagens das apreensões de armas, (ii) defasagens de crimes contra o patrimônio.

As apreensões de armas dos anos anteriores devem reduzir o estoque de armas atual (tudo mais constante), tendo em vista que o estoque total de armas em qualquer período pode ser escrito da seguinte forma:

$$Estoque_t = Estoque_{t-N} + \sum_{i=t-N}^{t-1} Aquisições_i - \sum_{i=t-N}^{t-1} [Apreensões_i + Depreciação_i]$$

O estoque de armas em um dado período deve ser igual ao somatório total do fluxo de armas adquiridas menos o fluxo total de armas apreendidas e menos o fluxo total de armas que ficaram inutilizadas (depreciação). Assim, por definição, o fluxo anterior de apreensões impacta o estoque atual de armas. Mas, além disso, aumentos nas apreensões anteriores podem inibir as novas aquisições, tendo em vista que os agentes sabem que há uma probabilidade maior de a arma ser apreendida. Entretanto, as apreensões dos anos anteriores não devem ter qualquer impacto sobre a criminalidade atual, uma vez que controlamos pelo estoque corrente de armas. Dessa forma, as defasagens das apreensões de armas não devem ser correlacionadas com o erro da regressão:

$$E(Apreensões_{it-s} \cdot \mathcal{E}_{it}) = 0 \quad \forall s > 1 \text{ e } \forall t.$$

O segundo grupo de instrumentos são as defasagens de crimes contra o patrimônio. Caso a percepção dos agentes sobre a criminalidade seja defasada, a demanda contemporânea por armas deve ser influenciada por essas variáveis. Ou seja, se as pessoas demoram a perceber que a criminalidade está mudando, o risco percebido depende da taxa de criminalidade dos períodos anteriores. Como a demanda por armas deve ser função do risco percebido pelos agentes, a demanda por armas é função das defasagens da criminalidade. A literatura, que compara as taxas de criminalidade com a percepção de risco dos agentes (“medo do crime”), mostra que a percepção de risco demora bastante a mudar quando a criminalidade muda. Em especial, a percepção de risco demora muito a cair quando as taxas de crimes caem (DuBow, McCabe e Kaplan (1979)).

Também é importante notar que crimes contra o patrimônio devem ter uma influência maior sobre a percepção da criminalidade, tendo em vista que esses são crimes muito mais freqüentes que homicídios. Enquanto a taxa de homicídios era de 35 por cem mil habitantes, a taxa de furto por cem mil habitantes era de mais de 700 neste mesmo ano. Ou seja, a probabilidade de uma pessoa ser vítima de um crime contra o patrimônio é bem superior à chance de ser vítima de um homicídio. Assim, a percepção do risco deve ser altamente influenciada pelas ocorrências de crimes contra o patrimônio dos períodos anteriores. Por outro lado, não existe nenhuma razão para os homicídios serem influenciados pelas defasagens das taxas de crimes contra o patrimônio. Assim suporemos que:

$$E(Roubos_{it-s} \cdot \mathcal{E}_{it}) = E(Furtos_{it-s} \cdot \mathcal{E}_{it}) = 0, \quad \forall s > 1 \text{ e } \forall t.$$

Os resultados do primeiro estágio são apresentados na tabela IX. Podemos ver que as três defasagens de apreensões defasadas têm um efeito negativo e significativo sobre as apreensões contemporâneas. É interessante notar que as três defasagens são significantes a 1%, independente da metodologia utilizada. Os crimes contra o patrimônio defasados têm um efeito positivo, mas apenas a segunda defasagem é significativa a 1%.

### 5.3 Estimação da Forma Reduzida

Como defasagens das apreensões de armas e de crimes contra o patrimônio afetam o estoque de armas, caso exista uma relação entre armas e homicídios, deve haver uma relação entre homicídios e estas variáveis na estimação de uma forma reduzida. Nessa seção, estimaremos uma forma reduzida do seguinte modelo estrutural:

$$\begin{aligned} Hom_{it} &= \beta X_{it} + \alpha Armas_{it} + \delta_i + \psi_t + \varepsilon_{it} \\ Armas_{it} &= \omega X_{it} + \gamma Hom_{it} + \rho \sum_{j=t-3}^{t-1} Apreensoes_{ij} + \phi \sum_{j=t-3}^{t-1} roubo_{ij} + \pi_i + \lambda_t + \mu_{it} \end{aligned}$$

Onde:  $Armas_{it}$  é o estoque de armas por habitante na cidade  $i$  no período  $t$ ;  $Hom_{it}$  é taxa de homicídios por habitante da cidade  $i$  e no período  $t$ ;  $X_{it}$  é uma matriz de covariadas<sup>12</sup>;  $\sum_{j=t-3}^{t-1} Apreensoes_{ij}$  é o total de apreensões por habitante nos três períodos anteriores;  $\sum_{j=t-3}^{t-1} roubo_{ij}$  é o total de ocorrências de roubos por habitante nos três períodos anteriores<sup>13</sup>;  $\lambda_t$  e  $\psi_t$  são fatores não observáveis específicos do período  $t$ ;  $\delta_i$  e  $\pi_i$  são fatores não observáveis específicos da cidade  $i$ . Note que, para essa formulação, não precisamos supor que apreensões seja uma boa *proxy* para o estoque de armas; supomos apenas que as apreensões dos três últimos anos reduzem o estoque atual de armas tudo mais constante.

Substituindo a segunda equação na primeira, temos:

$$\begin{aligned} Hom_{it} &= \beta X_{it} + \alpha \left[ \omega X_{it} + \gamma Hom_{it} + \rho \sum_{j=t-3}^{t-1} Apreensoes_{ij} + \phi \sum_{j=t-3}^{t-1} roubo_{ij} + \pi_i + \mu_{it} \right] + \delta_i + \varepsilon_{it} \\ (1 - \alpha\gamma) Hom_{it} &= \beta X_{it} + \alpha\omega X_{it} + \alpha\rho \sum_{j=t-3}^{t-1} Apreensoes_{ij} + \alpha\phi \sum_{j=t-3}^{t-1} roubo_{ij} + \alpha\pi_i + \alpha\mu_{it} + \delta_i + \varepsilon_{it} \\ Hom_{it} &= \frac{\beta + \alpha\omega}{1 - \alpha\gamma} X_{it} + \frac{\alpha\rho}{1 - \alpha\gamma} \sum_{j=t-3}^{t-1} Apreensoes_{ij} + \frac{\alpha\phi}{1 - \alpha\gamma} \sum_{j=t-3}^{t-1} roubo_{ij} + \frac{1}{1 - \alpha\gamma} (\alpha\pi_i + \delta_i) + \frac{1}{1 - \alpha\gamma} (\alpha\mu_{it} + \varepsilon_{it}) \end{aligned}$$

Podemos então estimar a seguinte forma reduzida:

<sup>12</sup> Incluí todas as variáveis descritas na seção Estratégia de Identificação.

<sup>13</sup> Este é o número de defasagens de apreensões e crimes contra o patrimônio que utilizamos como instrumentos para a variável armas.

$$Hom_{it} = \eta X_{it} + \theta \left( \sum_{j=t-3}^{t-1} Apreensoes_{ij} \right) + \Omega \left( \sum_{j=t-3}^{t-1} roubo_{ij} \right) + \phi_i + \tau_t + \kappa_{it}$$

Onde:

$$\eta = \frac{\beta + \alpha\omega}{1 - \alpha\gamma}; \theta = \frac{\alpha\rho}{1 - \alpha\gamma}; \Omega = \frac{\alpha\phi}{1 - \alpha\gamma}; \phi_i = \frac{1}{1 - \alpha\gamma} (\alpha\pi_i + \delta_i); \kappa_{it} = \frac{1}{1 - \alpha\gamma} (\alpha\mu_{it} + \varepsilon_{it})$$

Os resultados da regressão são apresentados na tabela V, o resultado é nossa estimativa de:  $\theta = \frac{\alpha\rho}{(1 - \alpha\gamma)}$ .

O fato de esse parâmetro ser negativo tem importantes implicações para os possíveis valores de  $\alpha$ . Imagine que  $\alpha$  seja negativo, ou seja, mais armas causam menos homicídios. Sabemos pela teoria que  $\gamma$  é positivo, ou seja, quanto maior o crime maior deve ser a demanda por armas, logo  $(1 - \alpha\gamma) > 0$ . Além disso, sabemos que  $\rho$  é negativo, ou seja, aumento nas apreensões deve reduzir o estoque de armas futuro, assim:  $\alpha\rho > 0$ . Assim, caso  $\alpha$  fosse negativo, obrigatoriamente teríamos que ter  $\theta$  positivo. Ou seja, os valores de  $\alpha$  que tornam  $\theta$  negativo são todos positivos. Vemos na tabela V que, independente da metodologia e da amostra utilizada, o coeficiente estimado de  $\theta$  é sempre negativo. Essa estimativa negativa é mais um indício que o efeito causal do estoque de armas sobre os homicídios é positivo.

Analogamente, assumindo que  $\phi$  é positivo, ou seja, aumentos das ocorrências de roubo causam aumentos da demanda por armas nos períodos subseqüente (porque aumentam a percepção de risco dos agentes), caso o coeficiente associado às defasagens roubos ( $\Omega$ ) seja positivo, por um argumento exatamente análogo ao exposto acima, necessariamente  $\alpha$  é positivo. Os resultados são apresentados na tabela V, vemos que independente da metodologia utilizada, o  $\Omega$  estimado é sempre positivo e significante a 1%.

Claramente, essa análise só é válida caso  $\theta$  e  $\Omega$  estejam sendo corretamente estimados. Se existem variáveis não incluídas na regressão que impactam os homicídios ou o estoque de armas e também são correlacionados com as apreensões defasadas ou defasagens das ocorrências de roubos, o coeficiente estimado é viesado essa análise não é válida<sup>14</sup>. Entretanto, essa variável omitida não pode ser específica da cidade nem específica de um conjunto de períodos. Além disso, o fato dessa variável ser defasada reduz o número de potenciais variáveis omitidas correlacionadas com as apreensões dos anos anteriores. Note que caso o sinal de um desses coeficientes estiver corretamente estimado, obrigatoriamente  $\alpha$  deve ser positivo<sup>15</sup>.

## 6. Principais Resultados

A tabela VI apresenta principais resultados de diversas variações do modelo (1) com o uso de variáveis instrumentais. O painel A apresenta os resultados com a amostra completa de 1997 a 2007. Os coeficientes variam entre 0.28 e 0.17 dependendo do método de estimação. Isso significa que considerando a taxa média de homicídios e de apreensões de armas em São Paulo entre 1997 e 2007 uma redução de 1% no estoque de armas reduz em algo entre 0.2% e 0.12% a taxa de homicídios. Considerando a dinâmica da criminalidade, estimada por Arellano-Bond,

<sup>14</sup> Caso o sentido do viés implique o  $\theta$  estimado é maior que o  $\theta$  verdadeiro, então esse argumento continua valido.

<sup>15</sup> Partindo do princípio de que o modelo estrutural está corretamente especificado.

isso significa uma elasticidade de longo prazo estimada está entre 0.38 e 0.23. Ou seja, uma redução de 1% no estoque de armas gera no longo prazo uma redução entre 0.38% e 0.23% nas taxas de homicídios. Todos os coeficientes são estatisticamente diferentes de zero a 1% de significância.

As colunas (1), (2) e (3) apresentam os resultados estimados de um modelo com efeitos fixos, com defasagens de crime e defasagens das apreensões de armas como instrumentos. O coeficiente estimado fica entre de 0.28 e 0.17, o que implica uma elasticidade de aproximadamente 0.12. As especificações das colunas (4), (5) e (6) são análogas às das colunas (1), (2) e (3), com a diferença de que incluem a defasagem dos homicídios. Para incluir as defasagens de homicídios, precisamos mudar o método de estimação; usamos o Método Generalizado dos Momentos com instrumentos à la Arellano-Bond. Os coeficientes estimados praticamente não se alteram, com as estimativas pontuais da elasticidade de curto prazo ficando entre 0.12 e 0.15.

O painel B estima os mesmos modelos para o sub-período 2001 a 2007 quando temos um conjunto maior de variáveis que medem a eficiência da polícia. Neste período, incluímos o número de policiais por habitante, o número de prisões feitas pela polícia e uma *dummy* para a existência de Infocrim na cidade. Assim, podemos controlar melhor pela variação da eficiência policial entre os municípios. Os resultados são bastante parecidos com os estimados com a amostra completa.

A tabela VII apresenta alguns testes de robustez. As colunas (1) e (2) mostram os coeficientes estimados do modelo com todos os instrumentos, mas apenas para municípios com mais de 25 mil habitantes em 1997. As estimativas aumentam significativamente para essa sub-amostra. As colunas (3) e (4) apresentam os resultados estimados do modelo de variáveis instrumentais com pesos iguais à raiz quadrada do número de habitantes do município, de forma que a variância das observações seja uma função decrescente da população da cidade. As colunas (5) e (6) mostram os coeficientes estimados do modelo de variáveis instrumentais com pesos iguais a raiz quadrada do número de habitantes do município, retirando o município de São Paulo da amostra<sup>16</sup>. Comparando com a tabela VI vemos que os coeficientes são maiores e mais precisamente estimados quando incluímos pesos ou retiramos os municípios menores. Os municípios menores possuem taxas de criminalidade muito voláteis; assim, quando retiramos da amostra ou damos peso menor para estas observações, devemos ter uma estimativa mais precisa do efeito de armas sobre as taxas de homicídios<sup>17</sup>.

## 7. Teste de Falsificação

O estoque de armas não deve ter nenhum efeito causal sobre algumas formas de criminalidade, como furto de automóveis. Não são usadas armas para cometer furtos. Assim, é difícil imaginar uma razão para que o estoque de armas impacte positivamente a taxa de furtos. Claramente, é possível que o estoque de armas tenha um efeito negativo sobre os furtos: em regiões com alto estoque de armas, os criminosos poderiam ter medo de que suas potenciais vítimas estivessem armadas. Caso estimássemos um modelo similar ao da última seção e encontrássemos um efeito positivo, devemos suspeitar que a estratégia de estimação não seja válida, e que os resultados obtidos até agora foram provocados por uma relação espúria entre crimes e armas.

---

<sup>16</sup> Retirar São Paulo é importante porque a população dessa cidade é aproximadamente um quarto da população do estado.

<sup>17</sup> Também é possível que o efeito de aumentar o estoque de armas seja maior em cidades grandes do que em cidades pequenas.

Os furtos de automóveis são provavelmente a melhor categoria para realizarmos um teste de falsificação. Os furtos de automóveis possuem um baixo erro de medida<sup>18</sup>, além disso, é difícil argumentar que o estoque de armas deva ter qualquer efeito causal sobre o número de furtos de automóveis. Assim, essa é categoria de crimes teoricamente não influenciada pelo estoque de armas que é mais precisamente medida.

Os resultados são apresentados no Painel A da tabela VIII. Podemos notar que não há qualquer relação entre furtos de automóveis e armas. Armas não é significativa para explicar a incidência de furtos de automóveis nos municípios de São Paulo em nenhuma das metodologias estimadas. Inclusive o sinal do coeficiente varia conforme a metodologia: quando estimamos por efeitos aleatórios (coluna (2)) e à lá Arellano-Bond, com instrumentos para armas (coluna (6)), o coeficiente é negativo e insignificante; em todas as outras metodologias, o coeficiente é positivo e insignificante.

## 8. Conclusão

Apresentamos diversas evidências de que a queda da taxa de homicídios foi em grande medida causada pela redução do estoque de armas. Usamos diversas técnicas econométricas para identificar o sinal do efeito causal das armas e encontramos em todas as especificações que o sinal desse efeito é positivo. Tanto as estimações de uma forma reduzida quanto a estimação de um modelo com variáveis instrumentais mostram que o aumento do estoque de armas nos municípios de São Paulo tende a aumentar a taxa de homicídios.

Políticas públicas do governo estadual de repressão ao porte ilegal de armas e a aprovação do Estatuto do Desarmamento em 2003 aumentaram muito o custo de portar uma arma e, dessa forma, reduziram a demanda por armas. Estimamos um forte efeito do estoque de armas sobre a taxa de homicídios. Nossas estimativas são que uma redução de 1% no estoque de armas deve reduzir entre 0.15% e 0.20% a taxa de homicídios por cem mil habitantes. Isso significa que a redução de aproximadamente 60% no estoque de armas entre 1999 e 2007 deve ter causado uma queda de 9% a 12% nos homicídios neste período. Incorporando a dinâmica da criminalidade, vemos que o efeito de longo prazo dessa redução do estoque de armas deve ser de aproximadamente 20%.

Outro resultado interessante é que, usando essa mesma metodologia, estimamos que o estoque de armas não tem qualquer efeito sobre a ocorrência de furtos. Este é um resultado que está dentro do esperado, tendo em vista que não são usadas armas para cometer essa forma de crime. Com isso, mostramos que o resultado não está sendo gerado por uma correlação espúria entre crimes e armas. É interessante também notar que, apesar da forte queda de homicídios entre 1999-2007, houve aumento da taxa de furtos por habitante e redução modesta da taxa de furto de veículos por habitante. Ou seja, apesar da fantástica queda de homicídios não ocorreu redução generalizada da criminalidade. Assim, é possível que a forte queda dos homicídios tenha sido significativamente influenciada pela a forte queda do estoque de armas.

## Referências

**Arellano, M., and S. Bond.** (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies* 58: 277-297.

---

<sup>18</sup> Como explicado detalhadamente na seção 3.1.

- Arellano, M., Bover, O.** (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics* 68: 29-51.
- Becker, G.** (1968). "Crime and Punishment: An Economic Approach". *The Journal of Political Economy* **76**: pp. 169–217.
- Becker, G.** (1981). "A Treatise on the family". University of Chicago Press.
- Black, D., Nagin, D.** (1998) "Do 'Right-to-Carry' Laws Deter Violent Crime?" *Journal of Legal Studies*, Vol. 27, No. 1, pp. 209-213 (January 1998).
- Blundell, R., and S. Bond.** (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel-data models. *Journal of Econometrics* 87: 115-143.
- Biderman, C., Mello, J., Schneider, A.** (2009). "Dry Laws and Homicides: Evidence from the São Paulo Metropolitan Area" forthcoming *Economic Journal*
- Chamberlain, G.** (1984): "Panel Data", in *Handbook of Econometrics*, Volume II, ed. by Z. Griliches and M. Intriligator, 1247{1318. Amsterdam: North-Holland.
- Duggan, M.** (2001). "More Guns, More Crime," National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper No. W7967, October 2000, later published in *Journal of Political Economy*.<sup>[14]</sup>
- Donahue, J.** (2003), Stanford Law School, 'The Final Bullet in the Body of the More Guns, Less Crime Hypothesis', *Criminology and Public Policy*, 2003.<sup>[17]</sup>
- Ehrlich, I.,** (1973). Participation in illegitimate activities: a theoretical and empirical investigation. *The Journal of Political Economy* 81, 521-565.
- Ehrlich, I.,** (1996). Crime, Punishment, and the Market for Offenses. *The Journal of Economic perspectives* 10, 43-67.
- Grambsch, P. (2008).** Regression to the Mean, Murder Rates, and Shall-Issue Laws. *The American Statistician* 62(4): 289-295.
- HYMAN, J., THOMAS, C.** (1997). "PERCEPTIONS OF CRIME, FEAR OF VICTIMIZATION, AND PUBLIC PERCEPTIONS OF POLICE PERFORMANCE". *JOURNAL OF POLICE SCIENCE AND ADMINISTRATION* Volume:5 Issue:3 Pages:305-317
- Ludwig, J.** (1998), "Concealed-Gun-Carrying Laws and Violent Crime: Evidence from State Panel Data", published in *International Review of Law and Economics*, 1998.[13].
- Mello, J., Schneider, A.** (2009). "Age Structure Explaining a Large Shift in Homicides: The Case of the State of São Paulo" forthcoming Rafael Di Tella, Sebastian Edwards, and Ernesto Schargrodsky (orgs). NBER Inter-American Seminar on Economics 2007. Chicago: NBER and University of Chicago Press
- Moody, C., Marvell, T.** (2008), 'The Debate on Shall-Issue Laws', *Econ Journal Watch*, 2008.<sup>[9]</sup>
- "Homicidios". Instituto Nacional de Medicina Legal y Ciencias Forenses. p. 36.

Soares, R. (2004) "Development, Crime, and Punishment: Accounting for the International Differences in Crime Rates". Journal of Development Economics, 73(1), February 2004, 155-184.

## 9. Apêndice

**Tabela IV: Assume Variável Armas Exógena**  
**Painel A : Inclui Variáveis de Eficiência Policial**  
**Variável Dependente: Homicídios por 100 mil habitantes**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>Armas</b>	0.44 (9.87)**	0.37 (4.62)**	0.38 (4.76)**	0.12 (3.78)**	0.12 (2.91)**	0.15 (2.65)**
<b>Elasticidade</b>	0.30	0.12	0.12	0.08	0.08	0.07
<b>Eficiência da Polícia</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Controles</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Lag Homicídios</b>	Não	Não	Não	Não	Não	Sim
<b>Dummies de Ano</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Obs</b>	5503	5503	5503	5503	5503	4780
<b>R2</b>	0.88	0.77	0.77	0.81	0.81	
<b>Teste de Sargan</b>						0.35
<b>Teste Arellano-Bond</b>						0.88

**Painel B : Não Inclui Variáveis de Eficiência Policial**  
**Variável Dependente: Homicídios por 100 mil habitantes**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>Armas</b>	0.27 (6.87)**	0.12 (3.65)**	0.12 (3.58)**	0.08 (2.03)*	0.08 (2.02)*	0.07 (2.01)*
<b>Elasticidade</b>	0.18	0.08	0.08	0.05	0.05	0.05
<b>Eficiência da Polícia</b>	Não	Não	Não	Não	Não	Não
<b>Controles</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Lag Homicídios</b>	Não	Não	Não	Não	Não	Sim
<b>Dummies de Ano</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Obs</b>	5101	5101	5101	5101	5101	4134
<b>R2</b>	0.91	0.8	0.8	0.83	0.83	
<b>Teste de Sargan</b>						0.35
<b>Teste Arellano-Bond</b>						0.87

Entre parênteses são apresentadas as estatísticas t, usando desvios padrões robustos

\*Significante a 5%

\*\*Significante a 1%

(1) regressão OLS (2) Regressão Efeito Aleatório (3) Regressão Efeito Aleatório Erro AR(1)

(4) Regressão Efeito Fixo (5) Regressão Efeito Fixo Erro AR(1) (6) GMM Arellano-Bond

Os controles usados são: população, fração de jovens, população urbana, fração de crimes solucionados pela polícia e desemprego

A proxy para eficiência da polícia é a fração das ocorrências solucionadas

A elasticidade é calculada usando a taxa média de homicídios e de armas apreendidas do período

Apresentamos o p-valor do teste de correlação dos resíduos de Arellano-Bond e o p-valor do teste de sobreidentificação de Sargan

**Tabela V: Forma Reduzida**

**Variável Dependente: Homicídios por 100 mil habitantes**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>Apreensões Defasadas de Armas</b>	-0.05 (2.52)*	-0.05 (2.56)*	-0.09 (3.58)**	-0.16 (2.93)**	-0.09 (2.88)**	-0.13 (2.77)**
<b>Roubo Defasado</b>	0.08 (4.79)**	0.08 (4.33)**	0.07 (2.77)**	0.05 (4.22)**	0.05 (2.88)**	0.05 (2.19)**
<b>Eficiência da Polícia</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Controles</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Lag Homicídios</b>	Não	Não	Não	Não	Não	Sim
<b>Dummies de Ano</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Obs</b>	3640	3640	3640	1203	1203	1203
<b>Teste de Sargan</b>			0.41			0.44
<b>Teste Arellano-Bond</b>			0.89			0.77

Entre paranteses são apresentadas as estatísticas t, usando desvios padrões robustos

\*Significante a 5%

\*\*Significante a 1%

(1) e (4) Regressão Efeito Fixo; (2) e (5) Regressão Efeito Fixo Erro AR(1); (3) e (6) GMM Arellano-Bond

(1), (2) e (3) Amostra Completa; (4), (5) e (6) Municípios com mais de 25 mil Habitantes

Os contrles usados são: população, fração de jovens, população urbana, fração de crimes solucionados pela policia e desemprego

A proxy para eficiência da policia é a fração das ocorrencias solucionadas

Apresentamos o p-valor do teste de correlação dos residuos de Arellano-Bond e o p-valor do teste de sobreidentificação de Sargan

**Tabela VI: Principais Resultados**

**Painel A : Período 1997-2007**

**Variável Dependente: Homicídios por 100 mil habitantes**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>Armas</b>	0.28 (4.3)**	0.179 (3.83)**	0.177 (2.91)**	0.253 (2.91)**	0.20 (2.31)*	0.21 (2.61)**
<b>Elasticidade</b>	0.19	0.12	0.12	0.17	0.14	0.14
<b>Eficiência da Policia</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Controles</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Lag Homicídios</b>	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
<b>Dummies de Ano</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Obs</b>	3840	3840	3840	3840	3840	3840
<b>Teste de Hansen</b>				0.26	0.31	0.21
<b>Teste Arellano-Bond</b>				0.78	0.77	0.77

**Painel B : Período 2001-2007**

**Variável Dependente: Homicídios por 100 mil habitantes**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>Armas</b>	0.22 (3.7)**	0.18 (2.9)**	0.17 (3.11)**	0.18 (4.46)**	0.25 (2.13)*	0.21 (3.61)**
<b>Elasticidade</b>	0.15	0.12	0.12	0.12	0.17	0.14
<b>Eficiência da Policia</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Controles</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Lag Homicídios</b>	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
<b>Dummies de Ano</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Obs</b>	1926	1926	1926	1926	1926	1926
<b>Teste de Hansen</b>				0.32	0.32	0.3
<b>Teste Arellano-Bond</b>				0.93	0.93	0.93

Entre paranteses são apresentadas as estatísticas t, usando desvios padrões robustos

\*Significante a 5%

\*\*Significante a 1%

(1) Regressão Efeito Fixo Crime Defasado como Instrumento (2) Regressão Efeito Fixo Apreenções Defasadas como Instrumento

(3) Regressão Efeito Fixo Crime Defasado + Apreenções Defasadas como Instrumentos

(4) Arellano-Bond -Crime Defasado como Instrumento (5) Arellano-Bond - Apreenções Defasadas como Instrumento

(6) Arellano-Bond - Crime Defasado + Apreenções Defasadas como Instrumentos

Os contrles usados são: população, fração de jovens, população urbana, fração de crimes solucionados pela policia e desemprego

A elasticidade é calculada usando a taxa média de homicídios e de armas apreendidas do período

Número de policiais por habitante, número de prisões por habitante e existencia do Infocrim são incluídas no period 2001 a 2007

**Tabela VII: Testes de Robustez**

**Variável Dependente: Homicídios por 100 mil habitantes**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>Armas</b>	0.26 (4.89)**	0.28 (4.03)**	0.37 (5.11)**	0.26 (4.46)**	0.34 (4.13)**	0.25 (3.91)**
<b>Elasticidade</b>	0.18	0.19	0.25	0.18	0.23	0.17
<b>Eficiência da Policia</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Controles</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Lag Homicídios</b>	Não	Não	Não	Sim	Sim	Sim
<b>Dummies de Ano</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Teste de Hansen</b>		0.41		0.37		0.31
<b>Teste Arellano-Bond</b>		0.87		0.88		0.91

Entre paranteses são apresentadas as estatísticas t, usando desvios padrões robustos

\*Significante a 5%

\*\*Significante a 1%

(1) , (3) e (5) Regressão Efeito Fixo com Instrumentos; (2), (4) e (6) GMM Arellano-Bond com Instrumentos para armas

(1) e (2) Municípios com mais de 25 mil Habitantes ; (3) e (4) Amostra Completa com Pesos = (População)<sup>1/2</sup>

(5) e (6) Município de São Paulo excluído Pesos = (População)<sup>1/2</sup>

A elasticidade é calculada usando a taxa média de homicídios e de armas apreendidas do período

Os contrles usados são: população, fração de jovens, população urbana, fração de crimes solucionados pela policia e desemprego

**Tabela VIII: Teste de Falsificação**

**Painel A : Furtos de Automóveis**

**Variável Dependente: Furto de Automovel por 100 mil habitantes**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>Armas</b>	0.029 (0.49)	-0.018 (-0.44)	0.023 (0.56)	0.027 (0.29)	0.001 (0.03)	-0.005 (-0.17)
<b>Eficiência da Policia</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Controles</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Lag Homicídios</b>	Não	Não	Não	Não	Não	Sim
<b>Dummies de Ano</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Obs</b>	3649	3649	3649	3649	3649	2280
<b>R2</b>	0.98	0.98	0.98	0.98		
<b>Teste de Sargan</b>					0.52	0.44
<b>Teste Arellano-Bond</b>					0.91	0.91

**Painel B : Total de Furtos**

**Variável Dependente: Furto por 100 mil habitantes**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<b>Armas</b>	0.227 (3.66)**	0.167 (2.69)**	0.121 (1.74)	-0.064 (-0.46)	0.093 (1.43)	-0.045 (-0.35)
<b>Eficiência da Policia</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Controles</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Lag Homicídios</b>	Não	Não	Não	Não	Não	Sim
<b>Dummies de Ano</b>	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim	Sim
<b>Obs</b>	3649	3649	3649	3649	3649	2280
<b>R2</b>	0.87	0.87	0.87	0.87		
<b>Teste de Sargan</b>					0.44	0.35
<b>Teste Arellano-Bond</b>					0.89	0.89

Entre paranteses são apresentadas as estatísticas t, usando desvios padrões robustos

\*Significante a 5%

\*\*Significante a 1%

(1) Regressão OLS (2) Regressão Efeito Aleatório (3) Regressão Efeito Fixo

(4) Regressão Efeito Fixo com Instrumentos (5) GMM Arellano-Bond (6) GMM Arellano-Bond com Instrumentos para Armas

Os contrles usados são: população, fração de jovens, população urbana, fração de crimes solucionados pela policia e desemprego

A proxy para eficência da policia é a fração das ocorrencias solucionadas

Apresentamos o p-valor do teste de correlação dos residuos de Arellano-Bond e o p-valor do teste de sobreidentificação de Sargan